



Universitat de Girona

ECOLOGIA DEMOGRÀFICA DE LA PERCA AMERICANA (MICROPTERUS SALMONOIDES) A L'ESTANY DE BANYOLES

Quim POU ROVIRA

ISBN: 84-689-1335-9

Dipòsit legal: GI-147-2005

<http://hdl.handle.net/10803/7651>

ADVERTIMENT. L'accés als continguts d'aquesta tesi doctoral i la seva utilització ha de respectar els drets de la persona autora. Pot ser utilitzada per a consulta o estudi personal, així com en activitats o materials d'investigació i docència en els termes establerts a l'art. 32 del Text Refós de la Llei de Propietat Intel·lectual (RDL 1/1996). Per altres utilitzacions es requereix l'autorització prèvia i expressa de la persona autora. En qualsevol cas, en la utilització dels seus continguts caldrà indicar de forma clara el nom i cognoms de la persona autora i el títol de la tesi doctoral. No s'autoritza la seva reproducció o altres formes d'explotació efectuades amb finalitats de lucre ni la seva comunicació pública des d'un lloc aliè al servei TDX. Tampoc s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant als continguts de la tesi com als seus resums i índexs.

ADVERTENCIA. El acceso a los contenidos de esta tesis doctoral y su utilización debe respetar los derechos de la persona autora. Puede ser utilizada para consulta o estudio personal, así como en actividades o materiales de investigación y docencia en los términos establecidos en el art. 32 del Texto Refundido de la Ley de Propiedad Intelectual (RDL 1/1996). Para otros usos se requiere la autorización previa y expresa de la persona autora. En cualquier caso, en la utilización de sus contenidos se deberá indicar de forma clara el nombre y apellidos de la persona autora y el título de la tesis doctoral. No se autoriza su reproducción u otras formas de explotación efectuadas con fines lucrativos ni su comunicación pública desde un sitio ajeno al servicio TDR. Tampoco se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al contenido de la tesis como a sus resúmenes e índices.

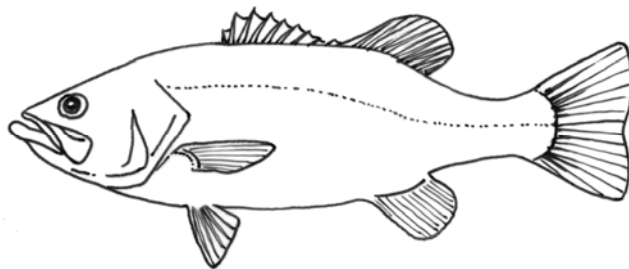
WARNING. Access to the contents of this doctoral thesis and its use must respect the rights of the author. It can be used for reference or private study, as well as research and learning activities or materials in the terms established by the 32nd article of the Spanish Consolidated Copyright Act (RDL 1/1996). Express and previous authorization of the author is required for any other uses. In any case, when using its content, full name of the author and title of the thesis must be clearly indicated. Reproduction or other forms of for profit use or public communication from outside TDX service is not allowed. Presentation of its content in a window or frame external to TDX (framing) is not authorized either. These rights affect both the content of the thesis and its abstracts and indexes.



Universitat de Girona

Tesi doctoral

**ECOLOGIA DEMOGRÀFICA DE
LA PERCA AMERICANA (*MICROPTERUS SALMOIDES*)
A L'ESTANY DE BANYOLES**



Quim Pou i Rovira
2004



Universitat de Girona
Institut d'Ecologia Aquàtica
Departament de Ciències Ambientals

**ECOLOGIA DEMOGRÀFICA DE
LA PERCA AMERICANA (*MICROPTERUS SALMOIDES*)
A L'ESTANY DE BANYOLES**

Memòria presentada per optar al grau de Doctor per la
Universitat de Girona per

Quim Pou i Rovira

Vist-i-plau del director,

Dr. Ramon Moreno-Amich
Catedràtic d'Ecologia
Departament de Ciències Ambientals
Universitat de Girona

Girona, març de 2004

DIBUIX DE LA PORTADA: LAIA ESCRIBÀ I NADAL

*Als meus pares
i als meus avis*

I així, en aquella lletra grega que sembla una barraca amb la teulada de planxa
ondulada, en aquell nombre irracional i esmunyedís amb el qual els
científics intenten comprendre l'univers, jo vaig trobar refugi.

Yann Martel, *Història de Pi*

Agraïments

Resum	1
Resumen	2
I. Introducció	3
I.1 L'Estany de Banyoles	5
I.1.1 Formació, hidrologia i morfometria	5
I.1.2 Limnologia	7
I.1.3 Vegetació	8
I.2 La comunitat de peixos de l'Estany de Banyoles	10
I.2.1 La comunitat original	10
I.2.2 Història d'un segle d'introduccions	10
I.2.3 La comunitat actual i futura	12
I.3 Estudis previs i en curs sobre l'ictiofauna de Banyoles	15
I.4 Coneixement previ sobre l'espècie	16
I.4 Objectius de la tesi doctoral	17
II. Material i mètodes	19
II.1 Tècniques de captura	21
II.1.1 Pesca elèctrica amb embarcació	23
II.1.2 Alguns factors que regulen l'eficiència de la pesca elèctrica	26
II.2 Disseny mostral	33
II.2.1 Requeriments inicials	33
<i>Edat i creixement</i>	33
<i>Avaluació poblacional</i>	34
<i>Grandària mostral i freqüència de mostreig</i>	37
II.2.2 Mostreig del litoral amb embarcació	41
<i>Divisió del litoral en trams de pesca i grandària mostral</i>	41
<i>Freqüència de mostreig</i>	42
<i>Processament de les captures</i>	43
II.2.3 Mostreig de la pesca esportiva amb enquestes	47
II.3 Tècniques de marcatge	51
II.3.1 La mutilació d'aletes	53
II.3.2 La pintura acrílica	54
II.3.3 Les marques naturals	56
II.4 Anàlisi d'escates i otòlits	57
II.4.1 L'ús d'estructures òssees en els estudis demogràfics i de creixement	57
II.4.2 Preparació i lectura de les escates	58
II.4.3 Preparació i lectura dels otòlits	61
II.4.4 Validació	69
II.5 Anàlisi de dades	71
II.5.1 Separació de les dades en grups d'edat a partir de l'inspecció visual dels diagrames de freqüències de longitud	71
II.5.2 Mètodes i models aplicats: relació longitud-pes	75
<i>Ajustament del model al-lomètric</i>	75

<i>Anàlisi de la condició</i>	76
<i>Comparació directa dels paràmetres del model al·lomètric</i>	91
II.5.3 Mètodes i models aplicats: creixement	97
<i>Models de creixement bàsics</i>	97
<i>Models de creixement amb estacionalitat</i>	103
<i>Creixement en longitud</i>	103
<i>Creixement en pes</i>	108
<i>Estimació dels paràmetres de creixement</i>	120
<i>Regressió no lineal amb les dades de mida a l'edat</i>	120
<i>Regressió no lineal amb les dades d'increment de la mida en peixos recapturats</i>	122
<i>Anàlisis de freqüències de longitud</i>	125
<i>Retrocàlcul</i>	128
<i>Comparació del creixement de diferents poblacions o espècies</i>	129
II.5.4 Mètodes i models aplicats: demografia	133
<i>Estimacions de la grandària poblacional i d'altres paràmetres demogràfics</i>	133
<i>Mètodes basats en el marcatge-recaptura</i>	134
<i>Mètode de Lincoln-Petersen</i>	134
<i>Model de Jolly-Seber</i>	136
<i>Mètodes basats en la capturabilitat</i>	145
<i>Estimadors de la capturabilitat</i>	145
<i>Modelització de la capturabilitat</i>	151
<i>L'ús de les CPUE</i>	157
<i>Models continus de supervivència</i>	158
<i>Supervivència constant</i>	158
<i>Supervivència variable</i>	159
<i>Estimació dels paràmetres dels models continus de supervivència</i>	165
<i>Estimació de la mortalitat per pesca i de la mortalitat natural</i>	168
II.5.5 Programari utilitzat en el manteniment, gestió i anàlisi de les dades i en les simulacions	171

III. Resultats i discussió

III.1 Relació longitud-pes

III.1.1 Primeres estimacions	175
III.1.2 Anàlisi dels residus estandarditzats de les regressions	172
III.1.3 Ajustament del model al·lomètric per grups parcials	192
<i>Ajustament per una única data i anàlisi de residus estandarditzats</i>	192
<i>Ajustament per grups d'edat i anàlisi de residus estandarditzats</i>	196
<i>Ajustament per dates de mostratge i cohort</i>	200
<i>Interpretació de la relació entre els paràmetres al·lomètrics</i>	209
<i>Anàlisi de residus estandarditzats de les regressions efectuades per dates de mostratge i cohort</i>	233
III.1.4 Aplicació de l'anàlisi de la covariancia (ANCOVA) i mètodes anàlegs	241
<i>Anàlisis basats en els factors campanya, cohort i anells</i>	244
<i>Anàlisi en conjunt</i>	244
<i>Anàlisi en blocs</i>	259
<i>Anàlisis basats en els factors any, mes, cohort i anells</i>	272
<i>Anàlisi en conjunt</i>	272
<i>Anàlisi en blocs</i>	286
<i>Anàlisis basats en els factors Estany, campanya, i cohort</i>	297
<i>Anàlisi en conjunt</i>	297
<i>Anàlisi en blocs</i>	301
<i>Anàlisis basats en els factors anells i sexe</i>	306
III.1.5 Comparació amb altres treballs	309

III.2 Creixement	317
III.2.1 Estimació dels paràmetres de creixement	317
<i>Regressió no lineal amb les dades de mida a l'edat</i>	317
<i>Diferències entre sexes en el creixement en longitud</i>	334
<i>Regressió no lineal amb les dades d'increment de la mida en peixos recapturats</i>	335
<i>Anàlisi de freqüències de longitud</i>	343
<i>Regressió no lineal amb les mitjanes de longitud per cohort</i>	354
<i>Retrocàlcul</i>	364
III.2.2 Comparació del creixement de la població de Banyoles amb altres poblacions	372
III.3 Demografia	383
III.3.1 Estimació de paràmetres demogràfics: grandària poblacional i supervivència	383
<i>Mètode de Lincoln-Petersen aplicat a cada campanya</i>	383
<i>Mètode de Lincoln-Petersen aplicat entre campanyes</i>	387
<i>Primers resultats amb el model de Jolly-Seber</i>	392
<i>Simulacions amb el model de Jolly-Seber</i>	403
<i>Correcció dels resultats obtinguts amb el model de Jolly-Seber</i>	425
III.3.2 Estimació i modelització de la capturabilitat	448
III.3.3 Estimació dels paràmetres dels models continus de supervivència	463
<i>Ajustament dels models de supervivència a les estimacions de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura</i>	463
<i>Ajustament dels models de supervivència a partir de les freqüències de longitud</i>	476
<i>Ajustament dels models de supervivència a algunes estimacions addicionals de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura</i>	496
<i>Ajustament dels models de supervivència a les captures per edat de novembre de 1999</i>	498
<i>Ajustament del model de supervivència constant a les CPUE</i>	501
III.3.4 Comparació de densitats, capturabilitats i CPUE entre l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar	504
III.3.5 Estimació de la mortalitat per pesca i de la mortalitat natural	512
III.3.6 Comparació de la demografia de la població de Banyoles amb altres poblacions	521
V. Conclusions	527
VI. Bibliografia	533
VII. Apèndixs	545
Apèndix 1 Dades bàsiques dels peixos capturats	547
Apèndix 2 Historials per grup del marcatge-recaptura	597
Apèndix 3 Longituds a l'edat	601
Apèndix 4 Increments de longitud i d'edat dels peixos recapturats amb marques individualitzades	605

Agraïments

Aquest treball no hauria estat possible sense la participació de molta gent. Tot i que aquesta frase ja és tot un tòpic, no deixa de tenir sentit en aquest cas. Per tant, com que el treball només el signa una sola persona és just anomenar tots els que d'una o altra manera han col·laborat a què tirés endavant.

En Ramon, el director d'aquesta tesi doctoral, ha demostrat tenir una confiança plena en la meua feina, especialment en la fase inicial d'un treball com aquest plena de proves infructuoses i passos en fals, cosa que dóna la tranquil·litat d'esperit necessària per a poder treballar a gust. Li he d'agrair que em donés l'oportunitat d'encetar aquesta tesi.

Amb en Lluís Zamora varem compartir l'intens mostreig que férem a partir del juliol del 1997 amb la Rellamp, inclosos els excessos d'entrepanys, les inclemències del clima local, les sempre empipadores avaries, i alguns ensurts de campionat. També hem compartit totes les dificultats aparegudes després del mostreig en les següents fases de les nostres tesis, tot i haver treballat malauradament per separat.

En Carles Feo, va participar en el mostreig gairebé des del primer moment, fent-lo en bona mesura possible, i també col·laborà enormement en el processament de peixos al laboratori i en l'entrada d'un volum ingent de dades. Sense cap mena de dubte, l'ajuda d'en Carles ha estat imprescindible per a la realització d'aquesta tesi. Malauradament el seu esforç no fou recompensat en absolut i no pogué continuar la seva formació a la universitat.

L'Emili Garcia i l'Anna Vila m'han ajudat i orientat molt més enllà del que els pertocava, revisant alguns textos i assessorant-me en diversos aspectes del treball que he realitzat.

La llista de gent, estudiants col·laboradors, companys i amics, que em va ajudar des de les primeres etapes del mostreig és ben llarga. La Marta, la Roser, la Gemma, en Carles, en Pere, la Judith, la Mònica, la Neus, la Sandra, en Miquel, l'Olga, en Cèsar, la Mònica, l'Anna i la Noèlia m'ajudaren en un o altre moment en les feines de camp.

En Jordi Juanola, president de l'Associació de Pescadors Esportius del Pla de l'Estany, i molts altres pescadors de Banyoles ens han aportat informació de molta vàlua.

En Quico, i alguns pescadors de Roses, varen venir a l'Estany animats a exportar terra endins el coneixement dels homes de mar. Fou la Sandra Mallol qui ens va posar en contacte amb ells.

En Joan, i en Pep, que actualment ja tornen a navegar per l'Estany amb les seves barques, l'Anna i la Cristina, no varen dubtar a donar-nos un cop de mà quan varem tenir algun entrebanc mar endins de l'Estany.

La mainada, els turistes, els ànecs i la resta de passejants curiosos, feren sovint més agradables tantes jornades passades a la vora de l'Estany.

La Jorgina Gratacós, conservadora del Museu Darder de Banyoles, fou qui ens posa en avís sobre la presència d'un cobítid als recs de sortida de l'Estany.

En Josep Maria Llenas ens va deixar una cinta de vídeo gravada a dins de l'Estany, on, curiosament, els únics peixos que es veien eren perques americanes.

Tant l'Ajuntament de Banyoles com el Club Natació Banyoles es varen avenir a què poguéssim disposar d'un útil racó en un dels hangars de les instal·lacions del Club, on hem pogut guardar la Rellamp ben a prop de l'aigua.

Des del servei de microscòpia de la Universitat de Girona, especialment el Dr Jordi Blavia, m'assessoraren alhora de preparar els otòlits per a fer les lectures d'edat i alhora em permeteren utilitzar diversos equipaments de les seves instal·lacions.

El Dr. Enric MacPherson i la Dra. Anna Gordoia, del Centre d'Estudis Avançats de Blanes, ens varen donar algunes idees valuoses per a marcar peixos amb pintura.

Al Dr Sergi Bonet, del departament de Biologia de la UdG, li dec haver pogut continuar a la universitat per a enllestir aquesta tesi.

Els amics, en Martí, en Natxo, en Terri, la Sandra, en Jordi, en Jose, l'Esther, i tota la colla dels Diables, entre altres, m'han ajudat ha evadir-me d'una feina tant apassionant com absorbent.

Amb els amics i companys de la Unitat d'Ecologia, en Dani, en Lluís, l'Anna, l'Emili, en Ramon, la Rosa, en Xavi, en Lluís, l'Estephanie, en Carles, en Jordi, en Francesc, la Sandra, la Rocío, l'altra Anna, l'altre Carles, l'altre Quim, l'altre Lluís, i la resta de companys de la Unitat i del departament, hem compartit feina, i tot el que l'envolta, tant en els bons moments com en els altres moments.

L'Esther i la Gemma m'han ajudat en diverses tasques al llarg de bona part de la tesi i molt especialment cap al seu acabament.

L'Ariadna em va donar tot el suport que em calia mentre férem via plegats, i àdhuc després, patint en pròpia pell moltes incerteses i angúnies derivades de la meva feina. A l'Atena i l'Aram, els dec, si més no, les hores de la seva infància que ja he perdut sense remei, i també tota la tendresa que m'han abocat quan més la necessitava. Però, a més a més, aquests vaillets han estat sense saber-ho els més lúcids consellers en molts moments crítics.

La Laia, que ha aparegut alegrement en les darreres fases d'aquesta tesi, m'ha encomanant el seu entusiasme des de l'altra banda del fil de cuca, i, sota l'influx persistent de la lluna, m'ha ajudat a sortir de sota la closca.

Finalment, els de casa, els pares, la Marta i la Gemma, no m'han negat mai l'ajuda quan l'he demanada, que no ha estat poc vegades, la qual cosa ha permès, entre altres coses, disposar de molt més temps de treball del que hauria tingut sense ells. Els pares han entès com ningú l'esforç personal que m'ha suposat la finalització d'aquesta tesi i no han deixat de donar-me suport en cap moment. La Marta ha fet una feinada considerable corregint de dalt a baix tot el text, i la Gemma em va ajudar en diversos aspectes informàtics al llarg de totes les fases de la tesi.

A tots us dec molt. A tots, gràcies.

Quim
Març 2004

Resum

L'Estany de Banyoles, sistema peculiar tant des del punt de vista de la seva formació geològica com de les seves característiques limnològiques, conté actualment una comunitat de peixos profundament modificada respecte de la comunitat original. La perca americana (*Micropterus salmoides*), introduïda a finals dels anys seixanta del segle XX, és avui una de les espècies dominants en aquesta comunitat, i ocupa sobretot l'hàbitat litoral de l'Estany. Es tracta d'una espècie molt ben estudiada a Nord Amèrica des de diverses disciplines de la biologia i des de fa diverses dècades, cosa que ha comportat que actualment es disposi d'un gran volum d'informació sobre ella. Amb tot, fora del seu continent d'origen ha rebut poca atenció, malgrat l'amplia expansió que ha experimentat arreu del món.

En aquesta tesi doctoral s'han abordat, amb un enfocament descriptiu, aspectes fins ara desconeguts per a l'espècie a l'Estany de Banyoles, a la península ibèrica i fins i tot a Europa. Concretament, se n'ha analitzat la condició, el creixement i la demografia, així com les seves variacions temporals. Amb aquesta finalitat, s'ha dissenyat un mostreig compost de deu campanyes de pesca intensives més alguns petits mostrejors addicionals intercalats, mostreig que s'ha allargat des del juliol del 1997 i fins el novembre del 1999. La captura dels exemplars s'ha realitzat mitjançant una tècnica de pesca elèctrica amb una embarcació posada a punt expressament per a aquest estudi, la qual s'ha mostrat considerablement eficient malgrat les dificultats que ofereix el medi. S'ha realitzat un mostreig de marcatge-recaptura basat en la mutilació d'aletes i, en alguns casos, en el marcatge amb pintura acrílica. Només en la darrera campanya (novembre del 1999) s'ha sacrificat una part important de les captures a fi de retirar-ne els otòlits per a la determinació de l'edat.

Pel que fa a l'anàlisi de les dades, s'ha aplicat un ampli ventall de mètodes i models per a cada un dels aspectes estudiats, a fi de contrastar-ne els resultats i validar-ne la seva fiabilitat. En el cas de la condició, s'han aplicat mètodes d'anàlisi de la covariància (ANCOVA) i altres mètodes anàlegs, així com, paral·lelament, regressions i anàlisis derivades a partir de la relació longitud-pes. En l'estudi del creixement, s'han realitzat ajustaments de diversos models mitjançant regressions sobre dades de mida a l'edat i sobre dades d'increments de mida observats per interval de temps. També s'han aplicat anàlisis de freqüències de longitud, i, finalment, s'han aplicat mètodes de retrocàlcul a partir dels increments anuals del radi observats en els otòlits. Finalment, en el cas de l'estudi de la demografia, s'han aplicat models de marcatge-recaptura per a l'estimació de la grandària poblacional i de la supervivència, i, a més, s'han ajustat diversos models continus de supervivència sobre aquestes estimacions prèvies. També s'han estimat les capturabilitats associades a la nova tècnica de captura. Per una altra banda, s'ha implementat i realitzat un mostreig sobre la població de pescadors esportius de l'Estany encarat a determinar, bàsicament, la pressió de pesca a què es veu sotmesa l'espècie.

Els resultats mostren sobretot una alta estabilitat interanual en tots els aspectes estudiats, que s'explica per l'estabilitat ambiental que, al seu torn, és característica d'aquest ecosistema lacustre. Això reverteix en una longevitat màxima observada que iguala la màxima descrita a la literatura per a l'espècie. Alhora, també s'han descrit fortes oscil·lacions estacionals tant en la condició, com en el creixement, com també en la supervivència, les quals, però, presenten certes diferències en la seva temporalitat, cosa que indica una certa diferenciació en els factors que les regulen.

Resumen

El Estany de Banyoles, sistema peculiar tanto desde el punto de vista de su formación geológica como de sus características limnológicas, contiene actualmente una comunidad de peces profundamente modificada respecto a la comunidad original. La perca americana (*Micropterus salmoides*), introducida a finales de los años sesenta del siglo XX, es hoy una de las especies dominantes en esta comunidad, ocupando sobretodo el hábitat litoral del lago. Se trata de una especie muy bien estudiada en Norte América desde distintas disciplinas de la biología y desde hace varias décadas, cosa que ha comportado que actualmente se disponga de un gran volumen de información sobre ella. Ahora bien, fuera de su continente de origen ha recibido poca atención, a pesar de la amplia expansión que ha experimentado en todo el mundo.

En esta tesis doctoral se han abordado, con un enfoque descriptivo, aspectos hasta ahora desconocidos para la especie en el Estany de Banyoles, en la península ibérica e incluso en Europa. Concretamente, se ha analizado la condición, el crecimiento y la demografía, así como sus variaciones temporales. Con esta finalidad, se ha diseñado un muestreo compuesto de diez campañas de pesca intensivas más algunos pequeños muestreos adicionales intercalados, muestreo que se ha alargado desde julio de 1997 hasta noviembre de 1999. La captura de los ejemplares se ha realizado mediante una técnica de pesca eléctrica con una embarcación puesta a punto especialmente para este estudio, la cual se ha mostrado considerablemente eficiente a pesar de las dificultades que ofrece el medio. Se ha realizado un muestreo de marcaje-recaptura basado en la mutilación de aletas y en algunos casos en el marcaje con pintura acrílica. Sólo en la última campaña (noviembre del 1999) se ha sacrificado una parte importante de las capturas a fin de retirar los otolitos para la determinación de la edad.

Respecto al análisis de los datos, se ha aplicado un amplio abanico de métodos y modelos para cada uno de los aspectos estudiados, a fin de contrastar sus resultados y validar su fiabilidad. En el caso de la condición, se han aplicado métodos de análisis de la covarianza (ANCOVA) y otros métodos análogos, así como, paralelamente, regresiones y análisis derivados a partir de la relación longitud-peso. En el estudio del crecimiento, se han realizado ajustes de varios modelos mediante regresiones sobre datos de tamaño a la edad y sobre datos de incrementos de tamaño observados por intervalo de tiempo. También se han aplicado análisis de frecuencias de longitud, y, finalmente, se han aplicado métodos de retrocálculo a partir de los incrementos anuales del radio observados en los otolitos. Finalmente, en el caso del estudio de la demografía, se han aplicado modelos de marcaje-recaptura para la estimación del tamaño poblacional y de la supervivencia, y, además, se han ajustado varios modelos continuos de supervivencia sobre estas estimaciones previas. También se han estimado las capturabilidades asociadas a la nueva técnica de captura. Por otro lado, se ha implementado y realizado un muestreo sobre la población de pescadores deportivos del lago para determinar, básicamente, la presión de pesca a qué se ve sometida la especie.

Los resultados muestran sobretodo una alta estabilidad interanual en todos los aspectos estudiados, que se explica por la estabilidad ambiental que es característica de este ecosistema lacustre. Esto revierte en una longevidad máxima observada que iguala la máxima descrita en la literatura para la especie. También se han descrito fuertes oscilaciones estacionales tanto en la condición, como en el crecimiento, como también en la supervivencia, los cuales, sin embargo, presentan ciertas diferencias en su temporalidad, indicando una cierta diferenciación en los factores que las regulan.

I. Introducció

I.1 L'Estany de Banyoles

I.1.1 Formació, hidrologia i morfometria

L'Estany de Banyoles és el llac càrstic més gran de la península ibèrica. Forma part d'un complex lacustre, també d'origen càrstic, al qual dona nom, i que s'estén per mitja comarca del Pla de l'Estany, des dels estanyols de Sant Miquel de Campmajor fins al Clot d'Espolla al Pla d'Usall, passant, és clar, per la mateixa conca de l'Estany de Banyoles. Aquesta conca inclou l'Estany principal i, més o menys propers a ell, tota una munió de petits estanyols.

La formació dels llacs càrstics és prou coneguda. Es dona per l'enfonsament de cavitats subterrànies originades prèviament a partir de la dissolució de la roca calcària i els guixos per l'acció de l'aigua que hi circula. Aquests enfonsaments, anomenats dolines, poden omplir-se d'aigua de forma permanent o temporal, formant petits llacs que per acreció poden acabar formant els *poljes* o camps de llacs. L'Estany de Banyoles és un clar exemple de *polje*, en el qual diversos enfonsaments propers en l'espai han acabat originant un únic llac (Folch 1989, Fortià 1993).

Generalment, els llacs càrstics reben una part més o menys important d'aigua per via subterrània. En el cas de Banyoles, aquesta alimentació subterrània és present al llarg de tot l'any, superant de llarg les aportacions d'aigua superficials que provenen, per altra banda, d'una conca de recepció relativament petita. Aquest fet es posa de manifest en la diferència existent entre els cabals superficials totals d'entrada i de sortida de l'Estany, amb valors que van dels 38000 m³/dia als 67000 m³/dia, sempre a favor de les sortides. L'origen d'aquestes aigües ha estat motiu de controvèrsia, tot i que sembla demostrat que es troba a l'Alta Garrotxa. Allà l'aigua de les pluges s'infiltra cap a potents capes de calcàries eocenes, on es forma un aquífer captiu que sobreix al sistema lacustre de Banyoles. L'aparició del fenomen càrstic a Banyoles i rodalies és possible perquè és justament en aquesta àrea on desapareixen els materials impermeables que hi ha sobre les calcàries i els guixos. El *polje* de Banyoles s'ha format al costat de la falla de l'Empordà, la qual es comporta com un dic que obliga les aigües a aflorar.

L'Estany de Banyoles és un llac de dimensions relativament reduïdes, tot i ésser el segon llac natural més gran de la península ibèrica, després del llac de Sanabria (Zamora). La forma de l'Estany és més o menys bilobulada, amb varies cubetes a cada lòbul. La batimetria més precisa existent fins ara fou feta mitjançant la tècnica de l'ecosondació per Moreno-Amich i García-Berthou (1989) (figura I.1.1). Els primers, a partir de la nova batimetria, subdividiren l'Estany en sis cubetes, formada cada una per un o més enfonsaments aparents, i ampliaren la quantitat de surgències fins a un total de tretze. Del mapa batimètric se'n pot destacar el perfil del fons de l'Estany, força abrupte prop del litoral.

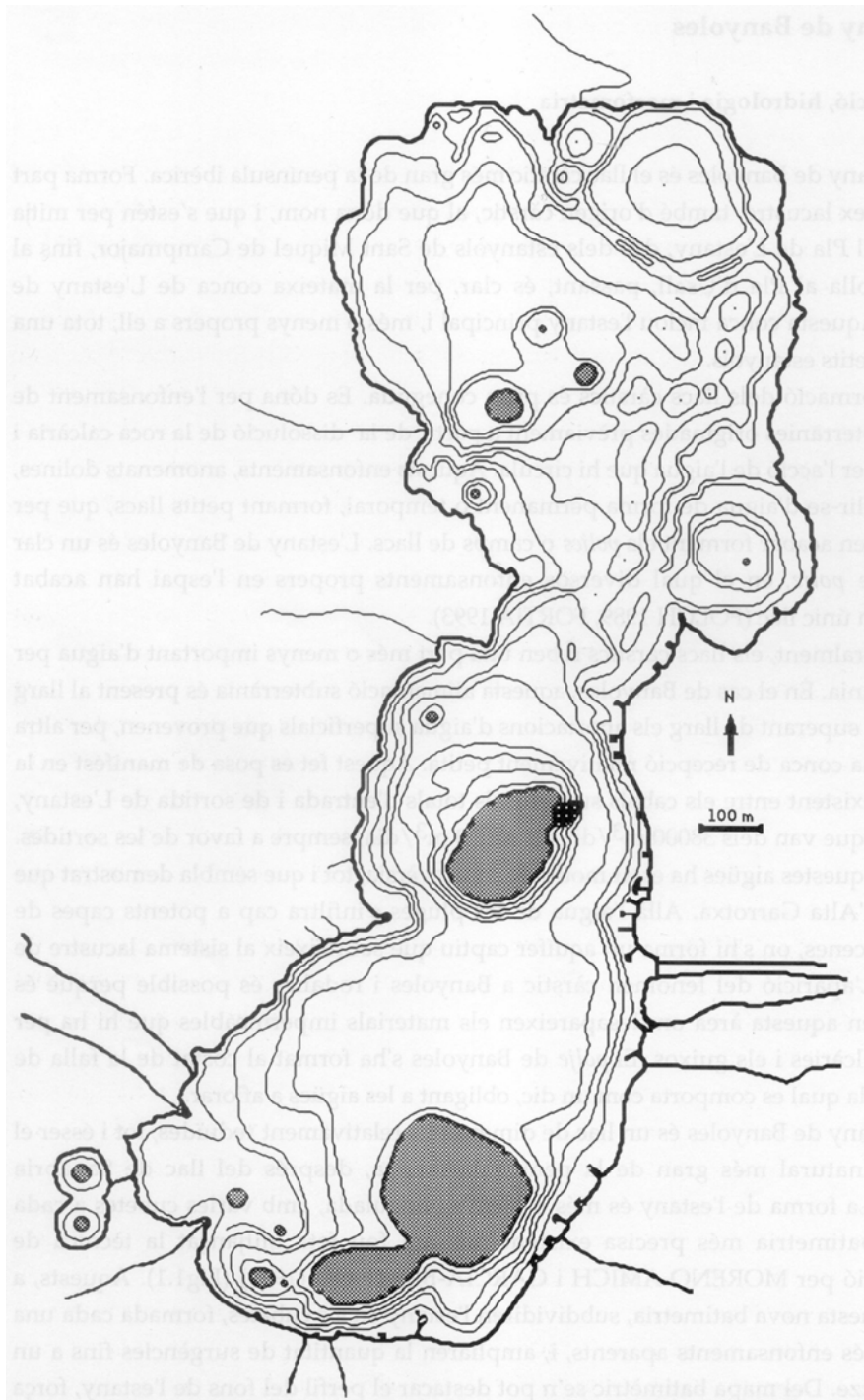


Figura.I.1.1 Mapa batimètric de l'Estany de Banyoles obtingut mitjançant la tècnica d'ecosondació.
(Moreno-Amich i García-Berthou 1989).

I.1.2 Limnologia

L'Estany ha estat força estudiat pel que fa a la seva limnologia bàsica, de manera que avui en dia se'n coneixen els principals trets (Folch 1989).

Un dels aspectes bàsics de qualsevol llac és conèixer el seu patró d'estratificació, si és que en té algun. El de Banyoles és un llac amb una triple estratificació en algunes cubetes. En superfície hi ha una capa aeròbica, el mixolímnion, que arriba fins als 18 m, aproximadament. A partir d'aquesta fondària, i fins que apareix el fang en suspensió de les surgències del fons, s'hi troba el monimolímnion. El fang en suspensió delimita la capa més fonda, amb gruixos variables en funció de la pressió d'entrada d'aigua subterrània. Les dues darreres capes no es barregen mai amb la capa superior, fet que fa que mantinguin unes condicions força regulars al llarg de tot l'any, amb anòxia permanent associada a la presència de sulfhídric. El mixolímnion presenta, a més, una estratificació per temperatura que el fracciona en dues capes, l'epilímnion i l'hipolímnion, separades per una termoclina. Aquesta estratificació suplementària té un règim estacional. Apareix durant la primavera quan les aigües superficials s'escalfen i es trenca a la tardor amb l'arribada dels primers freds o ventades importants que provoquen una barreja vertical de la columna d'aigua. Mentre perdura l'estratificació tèrmica, hi ha una tendència a l'esgotament de l'oxigen de l'hipolímnion, que presenta concentracions mínimes a finals d'estiu. Per contra, les concentracions màximes es donen durant l'estiu, just per sobre la termoclina, associades a un màxim de producció primària del fitoplàncton. És justament allà on es concentren també certes espècies de zooplàncton.

El règim d'estratificació de Banyoles es veu complicat per l'efecte de les seques. Degut a l'acció del vent, l'aigua de l'Estany tendeix a acumular-se en un costat provocant petites oscil·lacions en el nivell d'aigua superficial que reverteixen en grans oscil·lacions en fondària de les interfases de la columna d'aigua, especialment de la termoclina.

L'estratificació de la columna d'aigua condiona la disponibilitat d'hàbitat i de recursos dels peixos (Garcia-Berthou 1994). Òbviament, l'hàbitat dels peixos en un llac estratificat es veu limitat a la capes superficials aeròbiques. Per altra banda, certes espècies de peixos que depenen tròficament del zooplàncton, a l'estiu tenen tendència a distribuir-se sobre la termoclina, on troben la màxima concentració d'aliment. Aquest patró de distribució es trenca a la tardor després de la barreja vertical.

El règim hídric de l'Estany de Banyoles l'ha salvat de la tendència a accelerar els processos naturals d'eutròfia, que es dona en molts llacs i aigües continentals com a conseqüència de les aportacions de nutrients provinents de les diverses activitats humanes. El fet que la major part de l'aigua entri pel fons i surti pels recs de desguàs afavoreix la renovació de l'aigua de l'Estany. El temps de residència de l'aigua s'ha calculat en només 0,8 anys. L'alt contingut en sulfats que té l'aigua de Banyoles també frena l'eutròfia, ja que fa augmentar la precipitació del fòsfor. L'Estany es considera oligotròfic o oligo-mesotròfic, degut a les baixes

produccions i biomasses que s'hi han detectat. Això, és clar, suposa una limitació important al creixement de les poblacions de peixos, les quals presenten densitats relativament baixes, comparades amb altres aigües epicontinentals.

I.1.3 Vegetació

La vegetació de l'Estany de Banyoles ve marcada pel gradient hídric, que s'estableix des de dins mateix de l'Estany i fins a les àrees més allunyades de l'aigua. Aquest gradient configura unes zones més o menys concèntriques al voltant de l'Estany amb diferents tipus de vegetació (Vilar i Polo 1991).

El primer anell de vegetació correspon a la vegetació aquàtica flotant i submergida amb diverses espècies del gènere *Potamogeton*, *Myriophyllum* i altres espècies com la nimfea (*Nymphaea alba*), la jonca litoral (*Scirpus littoralis*) i *Najas marina*. Totes aquestes espècies tendeixen a aparèixer formant grups força monoespecífics i localitzats en punts concrets de les vores. Així doncs, no presenten una distribució contínua al llarg de l'Estany, fet atribuït a diferents causes: l'abrupte perfil batimètric, la química de l'aigua, la seva turbulència i la pressió humana. També caldria afegir-hi l'acció d'alguns peixos herbívors, fonamentalment el gardí. En els darrers anys sembla haver-se produït un augment en l'extensió d'aquest tipus de vegetació, especialment pel que fa als poblaments de *Nymphaea alba* i *Najas marina*. Això podria ésser un dels efectes positius de la regulació i limitació dels esports nàutics i altres formes de pressió humana sobre el litoral, però també una conseqüència de la disminució de les poblacions de ciprínids, especialment del ja esmentat gardí. El cas de *Najas marina* és espectacular, ja que en els darrers deu anys ha format extensos i densos prats en llargs trams del litoral, especialment al lòbul nord, quan abans pràcticament no havia estat detectada. L'extensió i la forma de la vegetació submergida juga un paper cabdal en la disponibilitat d'hàbitat pels peixos. Depenent de la mida o l'edat, de l'espècie, de l'època de l'any i d'altres factors, els peixos utilitzen la vegetació amb diverses finalitats. La vegetació pot servir als peixos com a refugi, com a zona d'alimentació o de descans i com a zona per fer-hi els nius o simplement desovar, entre altres.

La següent franja de vegetació l'ocupen comunitats d'helòfits, vegetals arrelats dins l'aigua i amb el fullatge majoritàriament a fora. Alguns dels més comuns a Banyoles són el canyís (*Phragmites australis*), la balca (*Typha* sp.), la jonca marítima (*Scirpus maritimus*) i la mansega (*Claudium mariscus*). Aquesta vegetació sí que forma un cinturó ben aparent i continu a tot el volt de l'Estany, per bé que en certes zones dels costats de llevant i migjorn de l'Estany és de dimensions reduïdes, degut a l'alteració dels marges per fer-hi passejos o camins. Els canyissars més espessos i amples es troben en alguns sectors del costat de ponent. Els peixos no aprofiten tant aquesta vegetació com podria semblar, ja que sovint la densitat de tiges és tan elevada que aquestes es fan impenetrables. Per aquest motiu, són sobretot els peixos de mida petita els que l'aprofiten, probablement com a refugi enfront dels depredadors

més grans, que no hi tenen accés. Un altre aspecte remarcable dels canyissars és l'efecte barrera que suposen davant la pressió humana, que arribaria, d'altra forma, a tots els racons de l'Estany.

Ambdós cinturons de vegetació descrits fins aquí, i molt especialment el segon, s'han vist beneficiats per diverses operacions de restauració de marges i pel canvi i la regulació d'usos de l'Estany, accions que s'han vingut produint des de principis de la dècada dels 90. Això s'ha traduït tant en un eixamplament de la superfície ocupada per aquesta vegetació aquàtica, sobretot al sector nord-oriental del litoral de l'Estany, com en un visible augment de la densitat d'aquesta vegetació al llarg de tot el litoral.

Després de la franja dels helòfits, apareix el bosc de ribera, tot i que, en alguns llocs, encara hi queden algunes restes de jonqueres. El bosc de ribera, afavorit per la mà de l'home, sembla que es troba més a prop de l'aigua d'allò que li seria propi, i ocupa zones que deurién haver estat cobertes de canyissar o jonqueres. De fet, el paisatge de l'Estany completament envoltat d'arbres sembla ésser força modern. Més enllà del bosc de ribera s'estenien, antigament, el bosc mixt de plana i l'alzinar. Del primer, només en queden alguns retalls i ha estat substituït per conreus i sòl urbanitzat. El segon encara ocupa els turons propers a l'Estany.

Dels canvis històrics que es deuen haver produït sobre la vegetació de l'Estany de Banyoles i la seva rodalia, el més destacat n'hauria estat la desaparició d'extenses zones d'aiguamolls amb vegetació helofítica collindants amb l'Estany principal. El mateix nucli urbà de Banyoles, així com bona part dels conreus que envolten l'Estany, ocupen antics aiguamolls dels quals avui en queda ben poca cosa.

I.2 La comunitat de peixos de l'Estany de Banyoles

I.2.1 La comunitat original

Antigament, la comunitat de peixos de l'Estany se suposa que era composta per només cinc o sis espècies, coincidint a grans trets amb la composició específica del tram mig de la conca del Ter, de la qual l'Estany de Banyoles forma part. Es tractava d'una riquesa ictiològica no gaire alta, com és propi de conques mediterrànies, i de dimensions més aviat petites (Crivelli 1996).

Les espècies citades a Banyoles, abans de les primeres introduccions, eren l'espínós o sorelló (*Gasterosteus aculeatus*), la bagra (*Leuciscus cephalus*), el barb de muntanya (*Barbus meridionalis*), l'anguila (*Anguilla anguilla*) i la bavosa de riu (*Blennius fluviatilis*). En els cas de la tenca (*Tinca tinca*), es tenen dubtes sobre el seu estatus original, però s'ha apuntat que possiblement fou introduïda en temps força antics (Moreno-Amich *et al.* 1992). Aquestes espècies es poden considerar pròpies de trams mitjans de rius, encara que l'espínós i la bavosa de riu també colonitzen els trams baixos. En el cas de l'anguila, és ben coneguda la seva condició de migradora catàdroma.

I.2.2 Història d'un segle d'introduccions

La història de les introduccions de peixos al·lòctons a l'Estany de Banyoles és ben coneguda. Moreno-Amich *et al.* (1992) i García-Berthou i Moreno-Amich (2000, 2002) establiren la cronologia (figura I.2.1), i les motivacions, de quasi totes elles.

Banyoles té el reconegut mèrit, si se'n pot dir així, de ser un dels primers llocs de la península ibèrica on es portaren a terme introduccions de peixos. El 1910, el Dr. Francesc Darder i Llimona promogué els primers alliberaments de peixos a l'Estany, destinats a aclimatar noves espècies que conduïssin a una millora de la producció piscícola. Els alliberaments s'emmarcaren en la celebració de la "Festa del Peix", molt ben rebuda pels banyolins, que es repetí fins el 1916. En aquells primers episodis de la història de les introduccions de peixos a Banyoles, es llançaren a l'aigua fins a set noves espècies, incloses la carpa (*Cyprinus carpio*), el gardí (*Scardinius erythrophthalmus*) i el peix sol o mirallet (*Lepomis gibbosus*), encara avui presents. La resta d'introduccions, la del peix gat (*Ameiurus melas*) i les de diversos salmònids, no prosperaren.

Més endavant, ja en la dècada dels cinquanta, de la mà de tècnics francesos i del Servicio Nacional de Pesca Fluvial y Caza, s'encetà, amb el luci (*Esox lucius*), la moda de les introduccions de grans depredadors, que encara avui continua. La motivació foren les escasses captures de carpa, que es relacionaren amb una superpoblació de gardí. El luci havia de venir a fer el paper de regulador d'aquestes poblacions. Lamentablement, al cap de poc temps es

podia donar com a extingit l'espínós, fruit de la depredació que hauria sofert del luci. Amb tot, segurament, en aquesta extinció també intervingué, entre altres factors, el gardí, que contribuí a fer desaparèixer bona part de la vegetació submergida original. Tot i que es pescaren lucis durant una colla d'anys, actualment es pot considerar pràcticament desaparegut.

Durant els primers anys seixanta es realitzaren diverses repoblacions de carpa, provinents del Baix Empordà. Al cap de poc es citaren per primer cop la gambússia (*Gambusia holbrooki*), el carpí vermell (*Carassius auratus*) i el carpí ver (*Carassius carassius*). Molt probablement, aquests nous peixos arribaren a l'Estany amb les repoblacions de carpes.

Cap a finals dels seixanta, l'ICONA començà a alliberar a Banyoles la perca americana o "black-bass" (*Micropterus salmoides*), un depredador més que ajudaria a evitar superpoblacions de ciprínids i, és clar, també proporcionaria bones captures als pescadors. Es pensà que no es podria reproduir a l'Estany; en canvi, avui és una de les espècies més freqüents. Aquesta fou la darrera introducció oficial, o legal, que es realitzà a Banyoles.

El 1990 es pescaren les primeres perques (*Perca fluviatilis*), que s'han de considerar com la primera introducció furtiva a l'Estany, encetant una sèrie de nous registres que, lamentablement, sembla no tenir aturador.

No es té el coneixement cert de quan es va introduir la madrilleta vera (*Rutilus rutilus*) a l'Estany, malgrat que actualment és una espècie molt abundant. La seva semblança amb el gardí podria fer pensar que fou introduïda accidentalment amb aquesta espècie a principis de segle, però aquesta hipòtesi, o qualsevol altra, és difícilment confirmable.

Com a resultat de les darreres campanyes de pesca elèctrica, s'ha detectat a l'Estany una nova espècie depredadora: la sandra o luci-perca (*Stizostedion lucioperca*). Com en el cas de la perca, la presència de la sandra és fruit d'una introducció furtiva. A més, també s'han capturat alguns exemplars de llissa llobarrera (*Mugil cephalus*) i llissa calua (*Liza ramada*). La mà de l'home deu haver estat la via d'entrada d'aquests peixos d'origen marí a l'Estany, però no es pot excloure del tot alguna colonització esporàdica a través del riu Terri, ja que, de fet, aquests peixos poden arribar fins al tram mig del Ter. Ara bé, donat l'estat actual de contaminació del Terri, aquest extrem és altament improbable.

Una darrera espècie íctica, el llopet de riu, ha estat localitzada a Banyoles recentment. Es tracta d'un cobítid que s'ha localitzat als recs de sortida de l'Estany en poblacions abundants. La determinació exacta de l'espècie encara no s'ha pogut realitzar, donades les dificultats taxonòmiques lligades al gènere *Cobitis*. El fet que no s'hagués detectat anteriorment aquesta espècie a l'àrea lacustre de Banyoles, no implica necessàriament que hagi estat introduïda recentment ni, tampoc, que sigui introduïda. Podria haver passat desapercibuda durant molt de temps com a conseqüència de la seva petita mida i el seu comportament amagadís. Ara bé,

la hipòtesi de la introducció guanya força a partir del moment en què se sap de la utilització de cobítids com a esquer viu per pescar. Actualment, aquesta família de peixos es troba sota revisió taxonòmica, per la qual cosa és d'esperar que ben aviat es puguin conèixer tant l'espècie d'aquesta nova cita com el seu origen.

I.2.3 La comunitat actual i la futura

La imprevisibilitat dels efectes de les introduccions sobre altres poblacions d'organismes o l'ecosistema en el seu conjunt sembla un fet acceptat (Bianco 1998, Elvira 1998, Keith i Allardi 1998). Precisament per això, avui en dia són rebutjades sistemàticament, almenys per aquells que han tingut l'oportunitat d'estudiar-ne les conseqüències. Si aquestes conseqüències ja són imprevisibles en introduir una sola espècie, la introducció de diverses espècies no pot donar més incertesa a l'hora de preveure què s'esdevindrà, però, això sí, dificulta molt més la interpretació *a posteriori* del resultat final. La seqüència d'introduccions que s'ha produït a l'Estany de Banyoles, amb gairebé un segle d'història, i la manca de seguiment de les poblacions des d'un primer moment, ha portat a una situació actual a partir de la qual difícilment es pot explicar la dinàmica que hi ha conduït. Així, per exemple, podem saber, més o menys, quan va desaparèixer l'espínós de l'Estany, però no quina fou la combinació exacta de factors –i el pes de cadascun d'ells, o de les seves interaccions– que el portaren a l'extinció. Modificació de l'hàbitat, competència, depredació tot sembla haver anat en contra de l'espínós, malgrat que no podem saber mai com va produir-se la seva extinció. Aquest desconeixement de causa, almenys parcial, és un fet generalitzat en moltes extincions històriques, en les quals no hi ha prou informació per interpretar el que es va esdevenir.

Amb la perspectiva actual, l'únic que es podia predir quan es va realitzar la primera "Festa del Peix" a Banyoles era que l'extinció o rarefacció d'algunes de les poblacions autòctones era molt probable, i que no totes les introduccions experimentades tindrien èxit. En qualsevol cas, només les bones intencions dels promotors de la majoria de les introduccions, i el desconeixement que es tenia en aquella època sobre els efectes que tindrien, poden justificar les seves accions.

El poblament actual de peixos a l'Estany és, doncs, el resultat momentani d'un joc de forces difícilment calibrables, que va començar amb les primeres introduccions. No la podem considerar una situació estabilitzada, perquè continuen practicant-se noves introduccions que mantenen el sistema sota contínua pressió.

Lamentablement, és d'esperar que la fauna ictiològica de Banyoles es vegi "enriquida" per noves aportacions d'espècies en els propers anys. Algunes d'aquestes espècies, com ara el gobi (*Gobio gobio*), l'alburnella (*Alburnus alburnus*) o el silur (*Silurus glanis*), ja es poden trobar a les portes de l'Estany, donat que ja s'han introduït recentment en altres conques del nostre territori tant properes com l'embassament de Boadella, el Fluvià, o el Ter. Actualment,

algunes d'aquestes espècies són introduïdes amb el pretext de crear un recurs addicional per als depredadors que són objecte de pesca, gairebé sempre també introduïts. La pràctica de la pesca esportiva (Lever 1998) serà, en general, la via d'entrada de noves introduccions, més encara si tenim en compte la gran mobilitat de què poden gaudir actualment els afeccionats a aquesta activitat. Per posar alguns exemples, un pescador centreuropeu pot arribar a les nostres comarques carregat de peix viu en només mitja jornada de cotxe, o bé, un altre pescador autòcton pot estar pescant a Mequinensa o Riba-roja i acabar la jornada a l'Estany de Banyoles. Això amplia considerablement la llista d'espècies potencialment introduïbles. Malgrat que la legislació catalana prohibeix explícitament la introducció d'animals exòtics, aquesta continua essent una pràctica habitual en el cas dels peixos continentals.

Avui, l'Estany de Banyoles és poblat per vint espècies diferents de peixos, de les quals tan sols quatre són autòctones (20%), quatre més tenen un estatus incert com a autòctones a l'Estany (20%), i les dotze restants són introduïdes (60%).

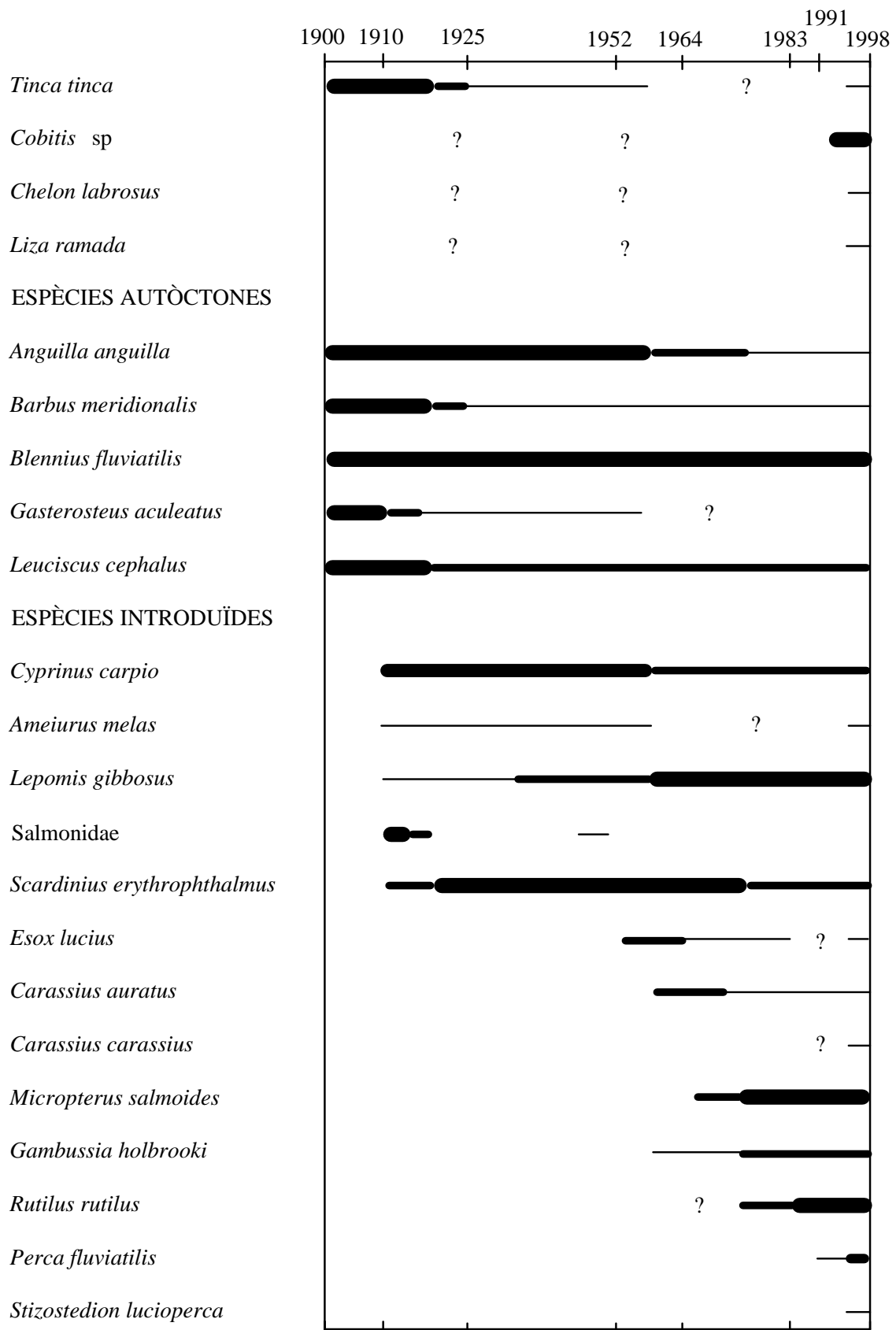


Figura I.2.1 Evolució històrica de la comunitat de peixos de Banyoles a partir de les referències existents i l'estat actual. El gruix de les línies indica l'abundància poblacional, estimada subjectivament en tres categories (abundant, comuna i rara). Els interrogants indiquen la incertesa de la presència de l'espècie. Figura modificada a partir de Moreno-Amich et al (1992) i Garcia-Berthou (1994) amb dades del mostreig més recent.

I.3 Estudis previs i en curs sobre l'ictiofauna de Banyoles.

L'equip d'ecologia de peixos de la Universitat de Girona va encetar els seus treballs a l'Estany de Banyoles el 1989, sota la direcció del Dr. Ramon Moreno i Amich. Per encàrrec de l'Ajuntament de Banyoles, es va realitzar l'estudi "Les poblacions de peixos de l'Estany de Banyoles: avaluació i distribució espacial" (Moreno-Amich *et al.*, 1992). D'aleshores ençà s'han presentat dues tesis doctorals, "Ecologia alimentària de la comunitat de peixos de l'Estany de Banyoles" (García-Berthou 1994), i "Estratègies reproductives de les espècies íctiques de les famílies Centrarchidae i Cyprinidae a l'Estany de Banyoles" (Vila 1996), i un treball de recerca, "Avaluació de tècniques de mostreig i disseny mostral per a un estudi d'ecologia de poblacions dels peixos a l'Estany de Banyoles" (Pou-Rovira, 1998).

Actualment, la línia d'investigació sobre els peixos de l'Estany segueix oberta amb dues tesis doctorals en curs sobre aspectes no abordats plenament fins ara. La primera, a punt d'ésser presentada, gira al voltant de l'ús de l'hàbitat (Zamora, en preparació), mentre que l'altra és aquesta mateixa.

I.4 Coneixement previ sobre l'espècie

La biologia de la perca americana, en la major part si no en tots els seus aspectes, és ja prou ben coneguda (Philipp i Ridgway 2002, Andriano i Clugston 1975). Això és degut probablement a que és una espècie d'àmplia distribució a la seva regió d'origen (Nordamèrica) i, sobretot, a que és una de les captures preferides en la pesca esportiva en aigües continentals, fet que ha propiciat el seu estudi en pro de l'obtenció d'informació aplicable a la gestió de les seves poblacions. Justament, aquesta intensa explotació a què és sotmesa explica que hagi estat introduïda en moltes zones d'arreu del món (Froese i Pauly 2003).

Malgrat aquesta àmplia difusió i explotació, els estudis sobre les poblacions d'aquesta espècie fora de Nordamèrica són més aviat pocs en comparació amb els apareguts sobre poblacions d'allí, probablement per un comprensible interès en estudiar preferentment les espècies autòctones de cada regió, sovint amenaçades. Amb tot, són precisament les conseqüències nefastes que la introducció d'espècies ha provocat i continua provocant sobre la conservació de la biodiversitat, allò que exigeix l'estudi de les espècies introduïdes, fins i tot quan, com en aquest cas, ja es disposa de copiosa informació en la seva àrea de distribució original. Per altra banda, i des d'una òptica possiblement contraposada a la de la conservació, la gestió racional de qualsevol recurs explotat –en aquest cas, les poblacions introduïdes de perca americana–, també reclama l'estudi de les seves poblacions, sobretot de la seva demografia, tant si es pretén mantenir aquest recurs en unes o altres condicions, com si es pretén controlar-ne l'expansió, o bé, el que semblaria més encertat, ambdues coses alhora.

L'establiment d'una espècie introduïda en noves localitats depèn en bona mesura dels seus trets autoecològics i també, lògicament, de les característiques del medi. Així, les espècies introduïdes són sovint generalistes amb una gran capacitat de colonització. Un cop establertes les noves poblacions, l'estudi de la seva demografia i altres aspectes de la seva biologia permet comprendre com s'ha establert i el grau d'implantació de l'espècie en qüestió. Alhora, permet avaluar l'efecte que ha tingut o té sobre poblacions autòctones, també sobre la base de l'estudi de la seva demografia.

I.5 Objectius de la tesi doctoral

En el moment d'iniciar-se els primers estudis ecològics sobre els peixos de l'Estany de Banyoles, cap a finals dels anys vuitanta del segle passat, la comunitat original ja havia estat profundament alterada per la introducció d'espècies foranies. De fet, el declivi de les espècies autòctones, amb alguna excepció, ha continuat durant els darrers quinze anys. En el moment de fer aquest estudi, doncs, la presència d'espècies autòctones a l'Estany era merament testimonial, de manera que l'estudi de la demografia de les diferents espècies ja pràcticament només podia incloure les espècies exòtiques. Per altra banda, si bé inicialment es pretenia abordar totes les espècies presents a l'Estany, amb diferents graus de resolució en funció de la seva abundància i facilitat de captura –de fet, el mostreig es dissenyà a tal fi– finalment s'ha restringit l'estudi al cas de la perca americana, que juntament amb el peix sol dominen el litoral de l'Estany, però que a diferència d'aquest se n'ha pogut obtenir un volum d'informació considerablement superior. La resta de dades recollides durant el mostreig respecte de les altres espècies detectades podran ésser, és clar, analitzades i aprofitades més endavant a partir de l'experiència prèvia d'aquest primer treball.

Des del primer moment aquest treball fou plantejat com una aproximació descriptiva a la demografia i alguns aspectes de l'autoecologia de la perca americana a l'Estany de Banyoles, amb què es pretenia completar el coneixement que s'havia assolit a través dels estudis previs. Per altra banda, la gran proliferació d'estudis publicats sobre aquests aspectes per a la perca americana havia de permetre la comparació de la població de Banyoles amb un ampli ventall d'altres poblacions.

Paral·lelament a aquest caire descriptiu, previst inicialment, aquest treball ha acabat prenent un caire principalment metodològic. Això ha estat fruit tant de la dificultat d'aplicació sobre el terreny de les tècniques de mostreig i dels mètodes d'avaluació poblacional, com de diversos problemes específics que han anat sorgint a mesura que s'analitzaven les dades, als quals ha calgut trobar solucions. Al mateix temps, també es desitjava aprofundir en la utilització de mètodes que són aplicats extensivament en altres situacions, com per exemple el de l'estudi de poblacions d'espècies marines, que, en alguns casos, s'han adaptat expressament a les característiques de l'estudi i, en alguns altres, simplement s'han intentat millorar.

Els objectius concrets d'aquesta tesi doctoral són:

1. Analitzar la condició a través de la relació longitud-pes i de les seves variacions.
2. Descriure els patrons de creixement individual i de les seves variacions.
3. Avaluar l'estructura poblacional sobre la base de l'estimació dels principals paràmetres demogràfics (abundància i mortalitat, sobretot), amb les seves respectives variacions estacionals.
4. Aproximació als factors que regulen les variacions observades en tots els aspectes anteriors.

II. Material i mètodes

II.1 Tècniques de captura

En la majoria dels casos, els estudis de peixos es basen en dades obtingudes a partir de la seva captura, per bé que hi ha excepcions notables com ara les tècniques d'ecosondació (Moreno-Amich 1990), de vídeo-seguiment, o el cens visual (McClendon i Rabeni 1986, Harmelin-Vivien i Francour 1992). A l'Estany de Banyoles, l'elevada terbolesa de l'aigua fa impracticable les dues darreres. En canvi, la detecció dels peixos mitjançant l'ecosondació és perfectament factible a tota la zona limnètica de l'Estany. De fet, aquesta tècnica ja hi ha estat aplicada i continua essent una de les eines bàsiques en l'estudi de les poblacions de peixos de l'Estany de Banyoles. Amb l'aparellatge de què es disposa, la informació que s'obté a partir de les ecosondacions es limita, per ara, a la quantitat de peixos detectats en la banda escombrada i a la seva posició dins la columna d'aigua, sense coneixement de l'espècie ni de la mida.

Les tècniques de pesca científica són nombroses i variades (Bagenal 1978, García de Jalón *et al.* 1991, Murphy i Willis 1996, Granado-Lorencio 1996). A grans trets, s'acostumen a classificar en tècniques passives (tresmalls, soltes, trampes, etc.) (Hubert 1996), tècniques actives (arrossegament, encerclament, etc.) (Hayes *et al.* 1996) i pesca elèctrica, tot i que aquesta darrera es podria englobar dins l'espectre de les segones. Aquesta gran varietat en les tècniques de captura respon, òbviament, a l'àmplia varietat d'ambients aquàtics existents i de tipus de peixos que els ocupen. Així doncs, la idoneïtat d'una tècnica està en funció tant dels objectius de l'estudi, com de l'espècie o grup d'espècies a què va dirigit, així com de l'ambient en què es troben.

A les aigües continentals la pesca elèctrica és una de les tècniques més emprades, especialment en rius de cabal petit o mitjà, ja que presenta molts avantatges sobre la resta de tècniques. Aquests avantatges es podrien resumir en una alta eficiència de captura i un baix cost per captura, per una banda, i en el bon estat dels individus pescats, per l'altra. A la resta d'ambients lòtics, així com als lenfítics, la pesca elèctrica perd bona part d'aquests avantatges o simplement no és aplicable, de manera que no és tant freqüent com altres formes de pesca activa o passiva.

Les característiques de l'Estany de Banyoles fan que la pesca científica hi sigui especialment complicada en contrast amb altres aigües del nostre territori. L'alta conductivitat de l'aigua, en combinació amb altres factors com ara l'alta terbolesa, el perfil abrupte del litoral o la vegetació densa, fan que la pesca elèctrica convencional sigui relativament poc eficient al litoral i completament inviable a la zona limnètica. A més, a tot plegat cal sumar-hi la densitat relativament baixa que hi presenten les poblacions de peixos, fet que fa augmentar el cost de les captures mínimes. Això va portar en anteriors mostrejos a l'ús combinat de tresmalls i pesca elèctrica per abastar tot el ventall d'espècies i ambients de l'Estany. En el present estudi, però, calia cercar de nou tècniques que permetessin ajustar el mostreig a la consecució dels seus objectius. D'entrada, s'havien de satisfer dos requeriments bàsics: per un costat,

incrementar l'eficiència de pesca per a aconseguir captures que s'ajustessin al nombre mínim desitjable (vegis apartat II.2.1) i, per l'altre, treure els peixos de l'aigua en bon estat. Amb aquesta finalitat, s'han assajat diverses tècniques de captura amb algunes variants per a cada una d'elles.

Els resultats d'aquests assajos ja es varen presentar en un treball anterior (Pou-Rovira 1998). Per altra banda, si bé s'ha dut a terme un ampli mostreig compost de pesques amb diferents tècniques (salabres, diverses formes de pesca elèctrica, trapes i xarxes) en funció de les espècies objecte de captura i de l'hàbitat i costums que els són propis, els resultats que es presenten i discuteixen en aquesta memòria provenen quasi exclusivament de les pesques elèctriques amb embarcació efectuades al litoral de l'Estany. De fet, aquesta ha estat l'única tècnica prou eficaç per a la captura de perques americanes (també serien capturables amb xarxes col·locades prop del litoral) i, alhora, aquesta ha estat l'espècie més ben representada a les captures amb aquesta tècnica, tant en termes absoluts com en termes relatius a la seva població. Aquest fet s'explica perquè l'hàbitat de la perca americana coincideix en bona mesura amb l'abast de la pesca elèctrica amb embarcació, i també per algunes de les seves característiques tant morfològiques com de comportament, que faciliten la seva captura en comparació amb altres espècies que també ocupen un hàbitat similar a l'Estany, com ara l'altre centràrquid introduït, el peix sol (*Lepomis gibbosus*).

II.1.1 Pesca elèctrica amb embarcació

La pesca elèctrica està molt estesa com a tècnica de captura en els camps de la recerca científica i la gestió de recursos naturals (Cowx 1990, Bohlin *et al.* 1990, Lobón-Cervià 1991, Reynolds 1996). La base d'aquesta tècnica és sempre la mateixa: l'ús de l'electricitat per atordir els peixos. Però, a partir d'aquí, les formes en què això es practica varien dins un ampli ventall de possibilitats. El tipus i la intensitat del corrent elèctric aplicat, la forma, la mida, la disposició i els materials dels pols elèctrics, les tàctiques d'aplicació sobre el terreny, juntament amb altres factors, determinen la forma concreta de cada pesca elèctrica. Tots aquests factors són en principi controlables pels operadors, però altres, més lligats a les característiques del medi i a les espècies objecte de pesca, són els que determinen quina forma de pesca elèctrica és la que s'ajusta millor a cada situació. De fet, hi ha un tipus de pesca elèctrica per a cada situació, és a dir, per a cada combinació de lloc, data i espècie. Això fa que les comparacions s'hagin de fer amb precaució, fins i tot quan es fan entre pesques fetes amb la mateixa forma aparent de pesca elèctrica. Òbviament, aquest és un problema inherent a tots els sistemes de pesca.

L'equip utilitzat en les pesques elèctriques amb embarcació ha estat un equip 5.0-GPP (Smith-Root, Inc., Vancouver, EUA), apte per a pesques de fins a 1000 V o 16 A, tant en corrent altern com en corrent pulsatiu modulable. Aquest equip, considerablement potent en relació a altres models més habituals, és apte en principi per a aigües amb una conductivitat de fins a 5000 $\mu\text{S}/\text{cm}$.

Als sistemes lenítics, com també en els grans rius, es pot augmentar considerablement l'eficiència de pesca posant a punt embarcacions equipades especialment per fer pesca elèctrica. De fet, sovint aquesta és l'única alternativa per a què la pesca elèctrica sigui eficaç en aquests sistemes. Aquesta pràctica està molt estesa a altres països, especialment als EUA i al Canadà (Barwick i Lorenzen 1984), on s'han utilitzat extensivament per pescar en embassaments, llacs i grans rius. Com a conseqüència, la varietat de barques i equips és força gran. En el mostreig actual s'ha pogut implementar una d'aquestes embarcacions equipada amb l'aparell de pesca elèctrica 5.0-GPP.

L'embarcació utilitzada per a aquesta modalitat de pesca elèctrica ha estat un bot d'alumini de 3,9 m d'eslora i 1,25 m de mànega, proveït d'un forabord de 5 cv de potència. A la proa s'hi ha instal·lat una trona de fusta amb la barana reforçada per sostenir el pes d'una persona. De les seves parets laterals en surten, cap endavant, dues perxes de 2,5 m de llargària de fibra de vidre, les quals sostenen, al seu extrem, els dos paraigües de cable que fan d'ànode. Les perxes són desmuntables i d'alçada regulable. Els paraigües són fets amb quatre o sis cables d'acer inoxidable de 1,5 m cadascun, ajuntats per l'extrem superior, però obrint-se cap a l'inferior mitjançant una creu plegable de tub d'alumini. Aquesta obertura també és regulable, de manera que la separació entre cables pot anar dels 60 cm al 100 cm. El mostreig definitiu es va fer amb paraigües de quatre cables separats 75 cm els uns dels altres. Aquestes

dimensions semblen ésser les més indicades per a aquest tipus d'ànodes en aigües de conductivitat alta. A més, les proves inicials amb el bot així ho varen indicar. En aquest mostreig els dos paraigües fan d'ànode i el bot de càtode, però també és possible fer servir només un paraigua com a ànode amb el bot fent de càtode, o bé un paraigua com a ànode i l'altre com a càtode. La resta de l'equip de pesca es compon del aparell 5.0-GPP ja esmentat i de tots els cables necessaris per connectar les diferents parts. A la barca, a més, hi ha lloc per portar alguns bidons per deixar el peix un cop pescat.

Al bot hi pugen generalment dues persones, una per a conduir-lo i l'altra per a pescar. El primer, a més, és l'encarregat del control de l'aparell de pesca i és qui l'engega o el para en el moment oportú, ajusta les característiques del corrent de sortida a cada pesca i controla el temps de duració de la pesca. L'altra persona, que se situa a la trona de fusta amb un salabre rodó de mànec llarg, també pot accionar a voluntat l'aparell de pesca mitjançant un interruptor de peu o pedal. De fet, és aquesta persona qui, amb aquest pedal, decideix en quin moment es crea el camp elèctric i en quin s'atura, lligant aquestes "pedalades" amb les maniobres del bot i amb les captures que es van fent. Una aplicació contínua de corrent elèctric només portaria a una despesa excessiva i ineficient d'energia (gasolina) i, potser, a unes captures inferiors ja que s'eliminarà l'efecte sorpresa sobre els peixos, substituint-lo per un efecte d'escombrat en què la majoria escaparien en notar l'aproximació del camp. Per altra banda, quan els peixos queden atuits a prop dels cables de l'ànode, és millor aturar el pas de corrent, ja que, en cas contrari, es magnifica el risc de lesions produïdes mentre no són retirats amb el salabre, arribant fins i tot a la mort. L'interruptor de què disposa el conductor sobre el mateix aparell es manté permanentment accionat mentre dura la pesca, i es pot parar en tot moment si es dóna qualsevol problema inesperat. Respecte de la durada de la pesca, es prenen dues mesures diferents. L'una la dóna el mateix aparell en segons, corresponent al temps de pesca efectiu, és a dir, el temps en què hi ha hagut pas de corrent elèctric per l'aigua. L'altra es pren amb un altre cronòmetre en minuts i mesura el temps total de la pesca, independentment de que s'estigui subministrant corrent o no.

Per altra banda, en les fases inicials del mostreig a l'Estany –merament prospectives– i també en un mostreig preliminar a l'estanyol del Vilar (hivern i primavera de 1997), i abans de disposar d'una nova embarcació convenientment equipada, es va recórrer a un sistema més rudimentari de pesca elèctrica amb embarcació ja utilitzat en antics mostrejors a l'Estany. Aquest sistema consistia en la utilització d'un equip "Erreka" (Electromecánicas Endoain), capaç de treballar fins a 600 V o 6 A (ànode circular de 25 cm de diàmetre), preparat per a ésser utilitzat en pesques en rius amb la tècnica habitual. S'utilitzava un bot pneumàtic a remos en el qual es col·locaven dues persones que preniën només la perxa de l'ànode, deixant l'equip a terra ferma. Com és fàcilment imaginable, aquest sistema de pesca era molt ardu d'aplicar, extremadament lent, i encara més ineficient, arribant fins i tot a ésser completament ineficaç en algunes zones o èpoques, especialment a l'estiu.

Hi ha varies formes de dur a terme la pesca sobre el terreny. Una seria circulant sobre zones poc profundes, fent transectes lineals, en ziga-zaga, circulars o amb anades i vingudes. Una altra podria ésser circulant paral·lelament al litoral, a més o menys distància. Una tercera consistiria en fer investides perpendiculars al litoral. Depenent dels objectius de la pesca, de les característiques de l'espai, o de la magnitud dels camps elèctrics és pot escollir una o altra estratègia. Per al mostreig d'aquest estudi s'ha triat la darrera forma. Els principals motius que ho justifiquen són el perfil batimètric abrupte del litoral de l'Estany i les escasses amplada i fondària del camp de pesca efectiu. Aquest camp arriba, com a molt, a uns tres metres de fondària quan és més gran (període hivernal), o potser una mica més pels peixos molt grans (>50 cm), i sempre tenint en compte que és molt difícil de mesurar. A la major part del litoral, aquests tres metres de fondària s'assoleixen a poca distància de la vora. Durant la fase de proves de la nova embarcació es va intentar, també, de pescar resseguint paral·lelament el litoral, amb resultats molt decebedors tant pel que fa a l'eficiència de pesca com a la capacitat de maniobra de la barca. Les investides, més o menys llargues en funció del perfil batimètric del litoral, es van succeir una al costat de l'altra, d'esquerra a dreta, al llarg d'un tram seleccionat de litoral. D'aquesta manera, la zona de mostreig és una franja força estreta, lligada a aquest tram de litoral.

En alguns llocs, les embarcacions equipades amb grans ànodes i equips potents han permès posar a punt sistemes de pesca en aigües limnètiques. Generalment, són llocs on la conductivitat de l'aigua presenta valors mitjans ($30-500 \mu\text{S cm}^{-1}$), de manera que els camps elèctrics efectius de pesca són suficientment grans com per atraure per electrotaxi els peixos que estan a força fondària. A la zona limnètica de l'Estany, la densitat major de peixos es dona entre els 5 m i els 15 m de fondària, depenent de l'època de l'any i de la cubeta. Això implica que queden fora de l'abast de la pesca elèctrica, tal com s'està aplicant en aquests moments. És dubtós que amb un equip de pesca elèctrica més potent fos possible pescar-los, almenys amb vida, ja que no es coneixen referències sobre aquest tipus de pesca en aigües com les de Banyoles. De tota manera, es feren alguns intents abans de rebutjar definitivament les pesques elèctriques limnètiques, que, efectivament, no aconseguiren pràcticament cap mena de captura.

II.1.2 Alguns factors que regulen l'eficiència de la pesca elèctrica

Els factors que intervenen en l'eficiència que mostra la pesca elèctrica en cada combinació de lloc, condicions ambientals i espècie o espècies a capturar, són molts i variats. Segurament, la varietat d'aquests factors supera la de la major part d'altres tècniques de pesca aplicades habitualment en la recerca de peixos en aigües continentals, ja sigui perquè la majoria són més simples i menys variants en si mateixes, ja sigui perquè s'apliquen menys i s'han esmerçat menys esforços en entendre les components de la seva eficiència.

Bona part dels factors descrits a continuació són tractats sobre la base de la informació que es deriva de l'experiència acumulada durant el mostreig de peixos a Banyoles. Amb tot, la major part és vàlida per a qualsevol situació en què s'utilitza la pesca elèctrica.

Característiques del corrent elèctric

Els dos tipus bàsics de corrent elèctric, l'altern i el continu, són aplicables per a pescar. De tota manera, actualment s'acostumen a fer servir variants d'aquests tipus, algunes de les quals són el corrent continu pulsatiu, l'altern rectificat i, a vegades, l'altern rectificat pulsatiu. Tots tenen en comú el caràcter unidireccional, cosa que té una implicació molt important per a la pesca, ja que el càtode i l'ànode es mantenen permanentment en aquesta funció, sense alternar-se. L'elecció del tipus de corrent per a pescar depèn tant del medi com dels objectius de les pesques. En general, el corrent altern provoca més danys als peixos, que acaben morint en una proporció més alta. A Banyoles, s'ha comprovat que la majoria dels peixos pescats amb corrent altern moren al cap de poques hores, i els que no ho fan probablement queden seriosament lesionats. Amb el corrent continu, en canvi, les baixes són molt escasses la major part de l'any. El corrent continu pulsàtil fa disminuir encara més els danys als peixos, ja que la quantitat d'energia aplicada a cada individu és molt menor.

A la majoria d'aparells de pesca elèctrica, la intensitat del corrent elèctric que es genera és graduable. Generalment, es fa a través del voltatge (Volts) que, depenent de la resistivitat de l'aigua (Ohms), acaba generant un corrent de més o menys intensitat (Ampers), d'acord amb la Llei d'Ohm:

$$\text{Intensitat elèctrica (A)} = \text{Tensió elèctrica (V)} / \text{Resistència elèctrica (O)}$$

La resistivitat de l'aigua depèn en bona mesura de la temperatura i el contingut en sals. Actualment, més que no pas la resistivitat es tendeix a mesurar el seu invers, la conductivitat ($\mu\text{S/cm}$).

El gradient de voltatge necessari per atuir els peixos, sense matar-los, se sol situar entre els 0,1 i 1,0 volt/cm. La pesca elèctrica té el seu òptim d'eficàcia en aigües amb una conductivitat mitjana (30-500 $\mu\text{S/cm}$), on s'acostuma a treballar ajustant el gradient de voltatge fins

aconseguir entre 3 i 6 amperes. En canvi, en aigües de conductivitat elevada, com és el cas de Banyoles, el corrent elèctric passa preferentment per l'aigua, cosa que fa que els peixos escapin amb facilitat, a menys que es trobin a prop de l'ànode. Per tant, els camps elèctrics efectius són petits i la pesca ineficaç. Aquesta situació es pot compensar una mica amb l'ús d'ànodes més aviat petits i una intensitat (A) de corrent elevada. El corrent continu pulsatiu també fa millorar notablement l'eficàcia de la pesca respecte d'altres tipus de corrent.

Dimensions

Les dimensions i la forma dels elèctrodes determinen la mida i intensitat dels camps creats. Generalment, s'utilitzen càtodes grans i ànodes molt més petits, fent que el camp elèctric més intens es doni al voltant d'aquest darrer. A més, d'aquesta manera, petites variacions en l'ànode porten a variacions substancials en els camps efectius de pesca. Així, els ànodes grans creen camps grans, més efectius per a peixos grans, mentre que els ànodes petits són més adequats per crear petits i intensos camps per pescar peixets. La forma de l'ànode és generalment rodona, però en algunes circumstàncies és més adequat utilitzar altres formes (rasclets, quadrats, triangles, esferes, paraigües o restes fets de cables o cadenes, etc). La configuració de l'ànode en paraigües o restes de cables permet crear un camp elèctric més gran que amb simples estructures circulars, encara que no tant intens. Això és especialment útil en els sistemes d'aigües obertes com ara els llacs, on els peixos tenen moltes direccions de fugida, tant en l'eix horitzontal com en el vertical. Com a càtode s'acostumen a utilitzar superfícies metàl·liques, llises o bé de reixa.

Conductivitat

La conductivitat de l'aigua on es practica la pesca elèctrica determina, en bona mesura, l'amplada del camp elèctric efectiu. En aigües molt poc conductores (5-30 $\mu\text{S}/\text{cm}$), com les d'alta muntanya o de moltes zones tropicals, el camp elèctric efectiu és molt petit. En aquests casos, per augmentar l'eficiència de la pesca cal treballar amb tensions elèctriques molt grans (800-1600 V). A les aigües molt conductores ($>500 \mu\text{S}/\text{cm}$), els camps elèctrics efectius també són de petites dimensions, ja que el corrent tendeix a passar preferentment per l'aigua en comptes d'afectar els peixos. Per augmentar el seu abast, cal augmentar-ne la intensitat elèctrica (A) i fer servir corrent contínua pulsativa. Així, actualment, amb equips molt potents, s'ha aconseguit de fer pesques amb electricitat en alguns ambients amb aigües de conductivitat molt elevada ($>40\ 000 \mu\text{S}/\text{cm}$) com ara les marines o les hipersalines de zones estuàriques i maresmes (Lamarque 1990). Les conductivitats mitjanes (30-500 $\mu\text{S}/\text{cm}$), doncs, són les que permeten pescar amb més eficiència, amb equips no necessàriament molt potents. Com a conseqüència de l'alt contingut catiònic, la conductivitat de l'aigua de l'Estany de Banyoles presenta valors, pel que fa a la pesca elèctrica, molt alts i amb poca variació intranual.

Temperatura

Tot i que, generalment, la conductivitat es dona estandarditzada a 25 °C, la conductivitat elèctrica real depèn de la temperatura, d'acord amb la següent relació:

$$C_a = C_s / (1,02^{(25-T^a)})$$

on C_a és la conductivitat a temperatura ambient, C_s la conductivitat estandarditzada, i T^a la temperatura de l'ambient (Reynolds 1996).

A l'Estany, la conductivitat estandarditzada mínima de l'aigua de la capa superficial es troba al voltant de 1200 $\mu\text{S}/\text{cm}$, i la seva temperatura varia entre uns 25 °C de màxima a l'estiu i una mínima d'uns 5 °C a l'hivern. Aplicant l'equació anterior, tenim que la conductivitat real varia entre els 1200 $\mu\text{S}/\text{cm}$, a l'estiu, i els 800 $\mu\text{S}/\text{cm}$, a l'hivern. Per tant, les variacions estacionals de la temperatura de l'aigua provoquen variacions de la conductivitat elèctrica real que fan variar notablement l'eficiència de pesca.

Terbolesa

Aquest paràmetre afecta l'eficiència de la pesca elèctrica de dues formes diferents. Per una banda, una major terbolesa redueix la distància de fugida dels peixos en acostar-se el bot, facilitant que entrin més fàcilment als camps efectius de pesca. Però, per l'altra banda, una terbolesa elevada dificulta la visió dels peixos atordits per part de qui s'encarrega de retirar-los de l'aigua, cosa que té un efecte negatiu sobre l'eficiència de pesca. Així doncs, depenent del balanç entre aquests dos efectes, la terbolesa té un efecte o altre sobre la pesca, que, en qualsevol cas, és de mal determinar. La producció primària de les comunitats planctòniques de l'Estany té dos màxims anuals que es donen a la primavera i a la tardor, just després de la barreja vertical de la columna d'aigua. És en aquests períodes quan la terbolesa és màxima. A l'estiu, i sobretot a l'hivern, es donen les màximes transparències. La terbolesa de l'aigua de l'Estany varia interanualment d'una forma apreciable, segurament degut a diferències en els nivells de producció lligats a variacions pluviomètriques, tot i que no es disposa de registres prou llargs de dades sobre la producció primària que ho puguin confirmar.

Densitat i fisiognomia de la vegetació

La vegetació té un efecte sobre la pesca semblant al de la terbolesa. Les zones de litoral amb poca, o gens, vegetació solen presentar densitats baixes de peixos, però, a més, els que s'hi troben fugen fàcilment abans de ser atrapats pel camp elèctric. Ara bé, si finalment són enrampats són fàcilment detectats i retirats de l'aigua. Per contra, les zones amb molta vegetació semblen atraure més els peixos, almenys com a zona de refugi davant del perill que els suposa el bot. Però, tot i que són més fàcilment atordits, sovint no poden ésser agafats o ni tan sols vistos, ja que queden entremig de les tiges o el fullatge de la vegetació. La densitat de

la vegetació, doncs, limita la capacitat de treure els peixos de l'aigua. La forma de la vegetació també afecta la pesca. Així, el canyissar actua com una fortalesa inexpugnable per als peixos que hi queden a dins, degut a les seves tiges rígides i dures que impossibiliten la penetració del salabre. En canvi, a l'altre extrem, *Najas marina* forma uns coixinets trencadissos d'on no representa cap esforç treure el peix.

Forma del litoral

Els trams de litoral amb una forma sinuosa a petita escala presenten nombrosos racons que afavoreixen la captura dels peixos que s'hi concentren. A més, és possible que aquest tipus de litoral presenti una densitat major de peixos respecte de formes menys complicades de litoral. La sinuositat del litoral pot ésser deguda a la mateixa vegetació o a la presència d'entrades de recs o de construccions humanes, bàsicament pesqueres i palanques.

Perfil batimètric

Aquest és un altre paràmetre que té un efecte contradictori sobre la pesca. En llocs poc profunds, el camp elèctric presenta una intensitat menor, però els peixos no tenen tant d'espai de fugida. En llocs més profunds, s'esdevé el contrari. De tota manera, sembla que la pesca és més eficient quan el litoral presenta un perfil suau, amb una major superfície poc profunda, especialment a l'estiu, quan el diàmetre del camp efectiu de pesca és menor.

Tipus de fons

La major part del fons de l'Estany és fangós, amb només alguns trams rocosos o amb grava. Sembla que això no juga a favor de la pesca elèctrica, ja que en fons tous el corrent elèctric passa també pel substrat i disminueix l'abast del camp.

Condicions meteorològiques

La forma en què el temps meteorològic influeix sobre l'ús de l'hàbitat de moltes espècies és ben coneguda. La temperatura, el vent, la nuvolositat, la pressió atmosfèrica, la pluja, l'alçada del sol, i altres paràmetres meteorològics, tenen el seu efecte sobre la localització dels peixos en l'espai físic del seu ambient, i per tant, sobre la seva capturabilitat. Però, a més, la meteorologia pot facilitar o dificultar, segons el cas, la feina dels operadors de la pesca elèctrica. La visibilitat es pot reduir com a conseqüència d'alguns efectes de la llum, com ara ombres o reflexes, però també es pot incrementar en condicions d'òptima il·luminació. El vent, que també incideix negativament sobre la visibilitat, pot, a més, complicar notablement la maniobrabilitat del bot, fins al punt d'haver d'abandonar l'intent de pesca en alguns casos. Per altra banda, la pluja, a menys que sigui molt feble, impedeix de fer pesca elèctrica si es volen garantir les condicions de seguretat de l'equip i els seus operadors.

Pressió humana

En determinades èpoques de l'any, la presència de gent (banyistes, remers, pescadors, etc) en algunes zones del litoral és prou elevada com per allunyar part dels peixos, especialment pel que fa als més grans. A més, en aquestes zones sovint és difícil o impossible de dur-hi a terme la pesca elèctrica, ja que pot suposar una molèstia o fins i tot un perill per a la gent. Un efecte inesperat de la presència de pescadors o passejants, que es dona a vegades, és la concentració de peixos a prop seu, especialment ciprínids, que s'apropen a menjar el que els llancen.

Mida dels peixos

L'electricitat afecta diferencialment als peixos segons l'espècie o mida. Cada espècie té una conductivitat característica, que depèn, entre altres, de la forma i densitat que presenta, que la fa més o menys vulnerable a la pesca elèctrica. Pel que fa a les espècies presents a Banyoles, sembla que els ciprínids són, en general, menys conductors i, per tant, menys propensos a veure's afectats per l'electricitat, mentre que en els centràquids i els pèrcids passa el contrari. La mida del peix té una relació directa amb la seva vulnerabilitat, ja que els peixos més grans es veuen més afectats per l'electricitat que els petits. Això és degut a què els més grans presenten una distància major entre els seus extrems corporals, la qual cosa possibilita que s'hi creï una diferència de potencial més gran en passar-hi el corrent. La conseqüència d'això és que les dimensions del camp efectiu de pesca depenen de la mida del peix, essent més ampli per als peixos més grans i menor pels petits. Per tant, aquests darrers tenen més possibilitats d'escapar, tot i que quan són atrets queden lesionats o moren amb més facilitat.

La capturabilitat de cada peix depèn també de la seva mida. Els peixos més grans es veuen més afectats per l'electricitat, mentre que els petits menys. Però, a més, els peixos grans són, en general, més fàcils de recollir de l'aigua un cop atordits, mentre que els més petits són de mal agafar, especialment a partir d'una certa fondària. A part, els peixos més petits poden passar desapercebuts més fàcilment, especialment quan la vegetació és força densa. L'eficiència de la pesca elèctrica sobre la perca americana augmenta clarament amb la mida. L'eficiència mitjana en varis embassaments dels EUA per aquesta mateixa espècie varia entre un 3% (<10 cm) per als més petits i un 25% per als més grans (>40 cm), valors propers als assolits per terme mig a Banyoles fins ara, com es veurà més endavant.

Forma

La forma dels peixos fa que quedin més o menys fàcilment retinguts per la vegetació. Els peixos més estilitzats, com ara la perca americana, surten més fàcilment d'entremig de la vegetació, fent la seva captura més fàcil, mentre que els més amples, com el peix sol, hi queden retinguts més sovint.

Color

El color dels peixos els fa més o menys detectables per part de qui porta el salabre. Normalment, en quedar atordits, els peixos queden panxa enlaire, cosa que els fa més visibles ja que la part ventral sol ser més clara. En la majoria de peixos de Banyoles el ventre és blanquinós, de manera que la seva detecció és molt fàcil un cop enrampats. Però, en alguns casos, com el del peix sol, el ventre pren colors groguencs o ataronjats que no el fan gaire visible, especialment quan queda a més fondària.

Estat fisiològic

Els peixos capturats amb pesca elèctrica sofreixen una seqüència de fenòmens fisiològics que comença amb l'electrotaxi (natació involuntària), continuen amb l'electrotetània (contraccions musculars) i acaben amb l'electronarcosi (relaxació muscular) –o fins i tot la mort–, moment en què poden ésser capturats fàcilment. L'electrotaxi provocada pel corrent continu, anomenada galvanotaxi, comporta una natació dirigida cap a l'elèctrode, concretament l'ànode. Aquest fet, que no es dona amb el corrent altern, augmenta molt l'eficiència de pesca. Per altra banda, l'electrotetània tendeix a ser inexistent amb el corrent continu, cosa que explica la menor incidència de lesions.

II.2 Disseny mostral

II.2.1 Requeriments inicials

El conjunt de mètodes aplicables per assolir els objectius d'aquest estudi és considerablement ampli (Gulland 1969, Ricker 1975, Gerking 1978, Summerfelt i Hall 1987, Hilborn i Walters 1992, Smith 1992, Cowx 1996, Granado-Lorencio 1996). El disseny mostral havia d'ésser vàlid per a tots. Si això no hagués estat possible, s'hauria escaigut renunciar a una part dels objectius, o bé implementar mostrejos alternatius i compatibles, la qual cosa no sempre és possible (Willis i Murphy 1996). Per posar un exemple, l'aplicació de mètodes que requereixin conèixer la composició per edats o sexes de la captura no és, en principi, compatible amb mètodes de marcatge-recaptura per a múltiples ocasions, pel cas d'una espècie de la qual l'única forma de conèixer-ne aquestes variables sigui sacrificant els exemplars.

Una altra qüestió a tenir present a l'hora de planificar els mostreigs és que després es puguin analitzar les dades amb dos o més mètodes alternatius per a estimar els mateixos paràmetres (Gatz i Loar 1988, Pollock *et al.* 1990). Fent-ho així, s'impedeix que una possible violació dels supòsits d'algun dels mètodes, detectada o no a posteriori, porti a tenir només una estimació esbiaixada. Per altra banda, permet comparar les estimacions obtingudes, fins i tot quan no existeixen tests estadístics per contrastar-les. En qualsevol cas, la tria dels mètodes més robusts d'entre els disponibles tendeix a minimitzar l'efecte que tindria un hipotètic allunyament dels supòsits. Així, per exemple, la mortalitat es pot estimar a partir de mètodes de marcatge-recaptura, d'anàlisi de freqüències de longitud o d'anàlisi captures per edat, entre altres. Cap d'aquests mètodes és exclouent pel que fa als altres si es fa un disseny mostral pensant, d'entrada, en aplicar-los plegats.

Edat i creixement

Com es veurà més endavant, una de les formes més segures de determinar l'edat dels individus en aquesta espècie, dada molt útil entre altres per a l'estudi del creixement, és analitzar els otòlits. Ara bé, per extreure els otòlits cal, evidentment, sacrificar el peix. Això fa que sovint sigui inviable aconseguir una mostra important d'otòlits d'una població natural de peixos continentals. D'entrada, en el marc d'un estudi de marcatge-recaptura, no té massa sentit eliminar individus, ja que això aniria en contra de la precisió final de les estimacions poblacionals. Tot i això, en els grups d'edat amb una captura molt elevada sempre és possible sacrificar-ne una petita part, encara que justament en aquest grups d'edat sovint és fàcilment determinable l'edat per altres vies. Les escates, en canvi, poden ésser extretes sense sacrificar els individus, però, si més no en el cas de les perques americanes més velles, la seva utilització per a determinar l'edat és menys fiable en comparació amb els otòlits.

Pel que fa al creixement individual, es pot estimar mitjançant diversos mètodes, en principi no excloents pel que fa al mostreig. El més bàsic seria l'ajustament de models matemàtics, com ara el de Von Bertalanffy o el de Gompertz, a dades de longitud a l'edat o pes a l'edat (Moreau 1987, Schnute *et al.* 1989). Altres mètodes es basarien en les mesures fetes sobre les escates (Ombredane i Bagliniere 1991) o altres estructures calcificades, bàsicament distància entre el focus i cada un dels *annuli* anuals, i entre el focus i el marge exterior. Es tracta del retrocàlcul de les longituds a cada edat (Carlander 1981, Bagliniere i Ombredane 1990, Weisberg i Frie 1987) i de l'anàlisi del creixement marginal. Els tres mètodes anomenats fins ara es basen en una correcta determinació de l'edat per als individus examinats i, per tant, sovint tornen a ser incompatibles amb estudis de marcatge-recaptura. En canvi, l'estimació del creixement mitjançant els mètodes d'anàlisi de freqüències de longitud (Morales-Nin i Pertierra 1990) té l'avantatge que no cal conèixer l'edat des individus, sinó només, i com a molt, identificar-ne les cohorts. Per fer això, cal que els histogrames presentin modes ben definides i tenir un mínim coneixement previ sobre el creixement de l'espècie. Per aconseguir histogrames amb suficient resolució per a determinar el creixement, però, cal obtenir mostres considerablement grans; sinó és així, les distribucions observades resulten molt irregulars i no hi queden prou ben reflectides les modes de les cohorts.

Finalment, el creixement també pot estimar-se directament a partir de dades de marcatge-recaptura (Francis 1988, James 1991, Baker *et al.* 1991). Aquestes dades han de consistir en parells de mesures de longitud o pes preses en diferents dates sobre el mateix individu, del qual no cal conèixer necessàriament l'edat, tot i que és preferible.

Avaluació poblacional

Sobre les poblacions íctiques gairebé mai es poden dur a terme censos totals. Ja sigui per les seves dimensions, per la seva estructura o per les característiques de l'ambient que ocupen, les poblacions de peixos acostumen a presentar una fracció més o menys gran d'individus que s'escapen de la captura o de la detecció per alguna altra forma de mostreig. Això fa que s'hagin de cercar estimadors dels paràmetres d'interès, fins i tot en àrees petites. Relacionat amb aquests estimadors, un aspecte de vital importància és el coneixement del seu grau de precisió i d'exactitud (Seber 1982, Pollock *et al.* 1990).

L'avaluació de poblacions de peixos sovint es realitza mitjançant mètodes pseudoquantitatius, a través de la comparació en el temps o en l'espai d'índexs de la grandària poblacional N , en comptes de la estimació del seu valor absolut. Es tracta de l'ús de les CPUE, on la captura (C) es considera un índex de N . Al darrera d'aquests mètodes hi ha el supòsit que existeix una proporcionalitat entre C i N per a un moment donat, i que, a més, és constant per a les diferents situacions a comparar. Aquesta constant de proporcionalitat és la capturabilitat (q). L'única forma d'aconseguir que q sigui realment constant és estandarditzar l'esforç de pesca. Això pot ésser una tasca més o menys factible per a un mateix lloc i moment, però, en el cas

de les poblacions íctiques continentals i amb el tipus de tècniques de mostreig disponibles, difícilment és complible per a emplaçaments o dates diferents.

El principal avantatge dels mètodes basats en les CPUE amb esforç constant és el fet que són molt menys costosos a tots nivells (temps, diners, personal, etc.), cosa que els fa especialment útils en grans sistemes oberts com ara grans rius, llacs o embassaments. Normalment, en aquests tipus de sistemes l'estimació de paràmetres absoluts és inassolible o massa cara per ésser duta a terme. En principi, l'Estany de Banyoles es podria considerar com un d'aquests sistemes, però, de fet, és un llac de dimensions relativament reduïdes, cosa que no fa gens descartable l'ús de mètodes alternatius al simple ús de les CPUE.

Per altra banda, hi ha tres grans grups de mètodes quantitius per a estimar paràmetres poblacionals de peixos a partir de dades generades en mostreigs basats en la captura. Són els de captura-esforç, els de canvi de proporció (*Change-in-ratio*) i els de marcatge-recaptura. Els primers es basen en què es puguin generar, o disposar, de dades sobre les captures fetes en diferents ocasions amb una probabilitat de pesca coneguda o estimable, ja sigui constant o no entre les ocasions. Aquestes dades es poden obtenir a partir de les estadístiques pesqueres, si existeixen, o a partir de mostrejors específics. En qualsevol cas, sempre es basen en l'eliminació, definitiva o no, de les captures fetes a cada ocasió, ja que es basen en el canvis, generalment disminució, que es produeix sobre la grandària poblacional com a conseqüència de l'esforç de pesca que s'exerceix. En aigües continentals de dimensions relativament reduïdes o acotables, s'acostumen a aplicar mètodes de captures successives, una forma concreta d'aquest grup de mètodes. En aquests llocs, és factible eliminar individus sense necessitat de sacrificar-los, ja que es poden alliberar en altres parts no mostrejades o guardar-los temporalment fins acabar el mostreig. A més, és relativament factible mantenir l'esforç constant d'una ocasió a l'altra. Per aplicar aquests mètodes en un gran espai obert caldria fer un gran esforç a cada ocasió i sacrificar gradualment grans quantitats de captures (cosa inconcebible en la majoria de mostrejors) o bé fer estimacions parcials en seccions d'aquest espai tancades físicament. Tot i que aquesta segona opció és practicable en alguns punts de l'Estany de Banyoles, no ho és per a la major part de l'espai. Per tot plegat, l'ús de mètodes de captura-esforç, tal com s'apliquen generalment a les aigües continentals, ha estat descartat inicialment pel cas de l'Estany de Banyoles.

Els mètodes de canvi de proporció es basen, tal com el seu nom indica, en els canvis que es produeixen en les proporcions entre grups d'individus diferenciables per alguna qualitat –per exemple, sexe, espècie o edat–, i el total de la població. De nou, aquests canvis es produeixen per l'eliminació o afegiment d'una part dels individus d'un d'aquests grups. Per tant, els mateixos motius que han portat a descartar els mètodes anteriors fan descartar aquests.

Pel que fa als mètodes de marcatge-recaptura, ofereixen un ampli repertori de models (Pollock *et al.* 1990, Pollock 1995), alguns dels quals són molt sovint aplicats a sistemes semblants al de l'Estany de Banyoles. Això sí, abans cal trobar un tipus de marca que reuneixi

les condicions adequades, cosa gens trivial en el cas dels peixos (vegeu l'apartat II.3.4). A banda d'això, algunes característiques de les poblacions de peixos de l'Estany, com ara una grandària no excessivament gran, faciliten que el marcatge-recaptura sigui factible d'aplicar mitjançant l'esforç d'un petit grup de treball. Per aquest motiu, s'ha escollit el marcatge-recaptura com a mètode principal per a les estimacions dels paràmetres poblacionals. Aquests són grandària poblacional (N), supervivència (ϕ) i reclutament (B). Per altra banda, la probable absència de migracions entre l'Estany i la resta de la conca fa que es pugui considerar com una població tancada per a períodes curts de temps en què el reclutament no es doni i la mortalitat sigui despreciable. Per a períodes més llargs de temps, i aplicant mètodes per a poblacions obertes, l'absència de migracions permetrà d'atribuir les pèrdues d'individus en la població només a la mortalitat, i els guanys només al reclutament.

Sigui quin sigui el mètode escollit per fer una determinada estimació, sempre va acompanyat d'una sèrie de supòsits que no sempre es té la certesa que s'estiguin complint. L'allunyament dels supòsits establerts per a un mètode desemboca en biaixos en les estimacions. Actualment, els mètodes de marcatge-recaptura incorporen una gran varietat de models per a diferents combinacions de supòsits o tipologies d'experiments. A més, també existeixen tests de bondat d'ajustament per a la majoria d'aquests models, i tests per a contrastar-los entre ells o per comprovar si s'han violat els supòsits. Amb aquests mitjans, es pot escollir el o els que són més adequats per a cada situació. A priori, però, el mostreig hauria de procurar complir tants supòsits com fos possible, ja que d'aquesta manera es podran utilitzar després models més simples.

Finalment, les poblacions de peixos de l'Estany de Banyoles no estan lliures d'explotació. S'hi practica la pesca esportiva orientada especialment cap a la perca americana i la carpa, per bé que gairebé totes les espècies suporten un nivell d'explotació més o menys alt. Les tres espècies de mida petita (bavosa de riu, llopet de riu i gambússia) en són l'excepció. Per tant, per la resta, la mortalitat (Z) es descompon en mortalitat natural (M) i mortalitat per pesca (F).

Mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura convencionals és possible estimar ϕ , i per tant Z , però no es poden separar les seves components, F i M . L'única forma d'estimar F és recórrer a mètodes basats en les captures dels pescadors (Van der Avyle 1990, Hilborn i Walters 1992). Això implica disposar d'estadístiques fiables sobre aquestes captures. En alguns països es coneixen les captures totals i l'esforç de pesca esportiva (pressió de pesca) per algunes pesqueries esportives d'elevat interès econòmic o social, gràcies als registres que fan els guardes o els mateixos pescadors. Però la situació més general arreu, i concretament al nostre país, és la manca de coneixement sobre les captures totals que fan els pescadors. Només a vegades es disposa de dades parcials, i segurament esbiaixades, sobre les captures. L'esforç total de pesca generalment tampoc es coneix, si bé és més freqüent tenir-ne dades totals, ja que en les zones de pesca controlada es pot quantificar el nombre total de permisos atorgats. A Banyoles, fins que es va acabar el mostreig d'aquest estudi, es va practicar la pesca lliure, cosa que fa que no es disposi de cap dada directa sobre les captures totals o

l'esforç de pesca esportiva. En aquests casos, l'única alternativa si es vol estimar F és estimar prèviament les captures i l'esforç de pesca esportiva planificant mostrejos sobre la població de pescadors (Pollock i Jones 1994).

Quan es disposa de la captura i l'esforç de pesca esportiva, el ventall de mètodes aplicables per estimar F i altres paràmetres poblacionals és força ampli. Teòricament, bona part dels models desenvolupats per a les pesqueries comercials serien aplicables a les pesqueries esportives. Ara bé, normalment a les pesqueries comercials les dades de captura i esforç s'obtenen a partir del monitoratge continu, cosa que, com ja s'ha dit, no es dona gairebé mai a les pesqueries esportives. Per tant, a la pràctica, hi ha dos factors que restringeixen l'aplicació dels models pesquers convencionals a les pesqueries esportives. En primer lloc, les dades per aplicar aquests mètodes acostumen a ser sèries llargues en el temps, ja que generalment són relativament fàcils d'aconseguir en el cas de les pesqueries comercials. En segon lloc, les dades de captures i esforç de pesca aplicables als models pesquers no solen ser estimacions, sinó que se suposa que es coneixen exactament.

Per estimar F i altres paràmetres poblacionals a partir de mostrejos sobre els pescadors també es poden aplicar mètodes de marcatge-recaptura, de canvi de proporció i de captura-esforç. En el cas de dur a terme un mostreig sobre els pescadors, a Banyoles sí que serien aplicables les dues darreres metodologies, ja que hi ha una eliminació efectiva d'individus a causa de la pesca esportiva, que, a més, és molt selectiva per a determinades espècies i talles. Els mètodes de marcatge-recaptura aplicats a aquestes situacions també estan molt desenvolupats i es coneixen amb el nom en anglès de *band-recovery*. La diferència radica en què les recaptures només poden donar-se una vegada, ja que els peixos són, en principi, eliminats, mentre que en els mètodes típics de marcatge-recaptura un mateix peix pot ésser recapturat en més d'una ocasió.

Grandària mostral i freqüència de mostreig

El disseny mostral per a un estudi descriptiu de poblacions s'hauria de fer sempre sobre la base de les tècniques de camp disponibles i la seva eficiència, com també sobre la base dels mètodes analítics que es pretengui aplicar a les dades. En aquest sentit, la forma ideal de conduir un mostreig seria planificar-lo amb almenys dues etapes consecutives, la primera de les quals equivaldria a un estudi pilot. La primera etapa del mostreig es destinaria a posar a punt, si fos el cas, les tècniques de camp i a avaluar-ne la idoneïtat. Però també s'hauria de destinar a fer unes primeres estimacions dels principals paràmetres d'interès i de la seva variabilitat. Aquestes primeres estimacions, encara que siguin poc fiables, permeten escollir la intensitat i forma més adequades per a la segona etapa, el mostreig definitiu. Per altra banda, la informació extreta de la bibliografia sobre estudis, espècies o ambients similars ajuden a acabar de definir el disseny mostral definitiu. Si el mostreig es pot allargar suficientment en el temps –cosa molt poc habitual–, es poden plantejar noves etapes en cada una de les quals es corregeixin els punts febles detectats en l'anterior, com en un procés de retroacció. Això, però, s'hauria de fer procurant no alterar el mostreig original a fi de que els resultats d'etapes

consecutives sempre fossin contrastables, a menys, és clar, que no hi hagués aquesta pretensió.

A la pràctica, aquesta forma ideal de mostreig amb etapes independents es duu a terme en poques ocasions. Bàsicament, això es dona com a conseqüència del poc temps de què es disposa per a completar els estudis en que s'emmarca el mostreig. Generalment, la primera etapa és eliminada o substituïda per un petit calendari de proves, més destinat a adquirir l'experiència necessària, o mínima, amb les tècniques de mostreig, que no pas al que s'ha esmentat prèviament. Altres vegades, la primera etapa i la segona es barregen, de manera que, al llarg del mostreig, és van ajustant aquells aspectes del disseny que es considera necessari, d'acord amb els resultats que ja s'han obtingut. Cal tenir ben present que aquest *modus operandi*, no tant ortodox com la separació del mostreig en dues etapes definides, pot portar també a obtenir resultats no contrastables entre les fases inicials i finals del mostreig. Si succeís això, s'hauria malgastat molt més en esforç i temps del que hauria costat de més fer un mostreig veritablement bietàpic.

Una premissa per a tot mostreig és equilibrar l'esforç de mostreig, habitualment relacionat amb el cost, la precisió i l'exactitud desitjats per a les estimacions finals. El nivell de precisió s'hauria d'ajustar als objectius de cada estudi. Pel que fa a l'exactitud, seria desitjable que sempre fos màxima, i, això, no només s'aconseguiria escollint els mètodes adequats, sinó també fent un disseny mostral que permeti aplicar-los desviant-se el mínim possible dels seus supòsits. Un disseny mostral desencertat pot portar a generar dades no analitzables més endavant o, semblantment, a fer un sobreesforç innecessari pels objectius que s'han plantejat per a l'estudi.

En general, les estimacions estadístiques augmenten la seva precisió com més grans són les mostres. Però, a més, molts mètodes poden donar resultats esbiaixats si les mostres no són prou grans. Els principals mètodes aplicats en aquest estudi que s'han tingut presents a l'hora de definir la grandària mostral són el marcatge-recaptura (Pollock *et al.* 1990) i l'anàlisi de freqüències de longitud (Gatz i Loar 1988, Fournier *et al.* 1990, Hilborn i Walters 1992).

Pel que fa al marcatge-recaptura, la precisió de les estimacions dels paràmetres que se'n deriven és més gran com més gran és el seu valor paramètric. Per altra banda, la precisió disminueix com més baixa és la probabilitat de captura (p) a cada ocasió. Per tant, a la pràctica, el que cal és ajustar la grandària mostral de cada ocasió de captura per a què p es trobi en el nivell que ens permeti obtenir una precisió determinada per a la resta de paràmetres. Per fer això cal tenir una mínima idea inicial sobre el valor de N , la grandària poblacional. Un dels supòsits de la majoria de models de marcatge-recaptura és la igual probabilitat de captura per a tots els peixos de la població, i de supervivència (ϕ) per a tots els animals marcats. Quan hi ha indicis que es dona heterogeneïtat en ϕ o en p , deguda a què aquests paràmetres no són iguals entre dos o més grups d'individus dins la població (classes d'edat, sexe o altres), el més adequat per augmentar la precisió i disminuir el biaix és fer les

estimacions per separat per a cada un d'ells. Això pot implicar que s'hagi d'augmentar considerablement la grandària mostral total, ja que caldrà augmentar per separat la p de cada grup.

D'entrada, l'àmplia varietat de models de marcatge-recaptura que es podrien aplicar a cada situació determinada, fa que no hi hagi una única fórmula per determinar la grandària mostral. Teòricament, per dissenyar un experiment de marcatge-recaptura, seria bo recórrer a la simulació amb mitjans informàtics (Arnason *et al.* 1998). En aquest estudi no ha estat possible fer-ho abans de planificar el mostreig i s'ha optat per ajustar la grandària mostral a mesura que s'iniciava el mostreig a partir dels primers resultats, concretament a partir de la proporció de recaptures.

La precisió de les estimacions del creixement fetes a partir de mètodes d'anàlisi de freqüències de longitud depèn en bona mesura de que la distribució observada de freqüències s'aproximi al màxim a l'esperada per a una combinació determinada de valors per a una sèrie de paràmetres. Aquests paràmetres són els del model de creixement escollit i altres relacionats amb l'estructura poblacional, o fins i tot amb la selectivitat de la tècnica de pesca. En referència a aquesta, si es dona una selectivitat per talles molt acusada, la precisió de les estimacions del creixement serà petita. Un extrem d'aquesta situació seria obtenir distribucions de talles en les quals no fossin representades diverses cohorts de la població. En aquestes condicions, difícilment es pot aplicar l'anàlisi de freqüències de longitud. Per tant, en aquest cas també és desitjable aconseguir una tècnica de pesca el menys selectiva possible.

No totes les poblacions presenten estructures per talles adequades per a una anàlisi de freqüències de longitud, de manera que en alguns casos, encara que es disposi d'una distribució de talles molt ajustada a la real, no és possible aplicar aquest mètode. Algunes característiques específiques que hi van en contra són: creixement lent, període reproductiu ampli o fraccionat, o creixement molt variable dins una mateixa cohort. La primera característica porta a trobar poca separació entre les modes de cada cohort, mentre que la resta propicien desviacions típiques molt grans per a cada corba de la distribució. En conjunt, l'efecte és una possible confusió entre cohorts, o la no detecció d'alguna de les cohorts, i per tant, una estimació esbiaixada del creixement.

L'anàlisi de freqüències de longitud és completament inadequat per a moltes poblacions de peixos continentals, ja que sovint la captura màxima factible, o la mateixa grandària poblacional, és menor que la captura necessària per aplicar el mètode. Cal tenir present que, essencialment, aquests mètodes s'han desenvolupat per descriure el creixement de peixos sotmesos a explotació pesquera comercial. En aquest estudi, però, la grandària mostral necessària per a poder aplicar els mètodes de marcatge-recaptura, considerablement gran tenint en compte les dimensions totals de la població d'estudi, feia preveure d'entrada que s'obtidrien mostres també suficientment dimensionades per a poder recórrer als mètodes d'anàlisi de freqüències de longitud.

En relació a la freqüència de mostreig, en el marcatge-recaptura una major separació entre les ocasions de pesca implica una menor probabilitat de supervivència, cosa que porta a haver d'escollir grandàries mostrals majors per a cada ocasió. Per tant, és millor no separar excessivament les ocasions, especialment quan per algun grup d'edat se sospita que la ϕ ja és força petita, com passa a la majoria de poblacions de peixos. A part, quan es volen detectar possibles diferències estacionals en la supervivència, el més adequat seria donar una separació màxima entre campanyes equivalent als períodes estacionals. De fet, sempre s'és a temps, quan es disposa de les estimacions finals de ϕ , d'obtenir les supervivències per a períodes més llargs.

Per altra banda, en un mateix estudi, la precisió augmenta amb el nombre d'ocasions de pesca (Pollock *et al.* 1990, Arnason *et al.* 1998). Així doncs, un experiment ideal de marcatge-recaptura hauria de tenir com més ocasions de pesca millor, i tant properes entre elles com fos possible. Això ve delimitat, és clar, per la durada que es pretén donar a l'estudi i pel cost de cada ocasió. Novament, amb un mínim d'informació inicial la simulació permetria fer un disseny molt més ajustat als objectius. A més a més, els models de marcatge-recaptura suposen que les ocasions de pesca són instantànies, de manera que no hi ha canvis en la població mentre duren. Atès que això no es pot assolir completament, s'ha de procurar que la seva durada sigui la menor possible, i sempre força menor que la separació temporal entre campanyes.

En l'estudi del creixement es pot recórrer a models que incorporin paràmetres d'estacionalitat, els quals el modulen d'acord amb els alentiments que es produeixen durant els períodes desfavorables. En aquests casos, convé planificar el mostreig per a què les variacions estacionals puguin ésser detectades. Com en el cas de la supervivència, això només es pot assolir fent mostrejors amb freqüència com a mínim estacional, si no més elevada.

II.2.2 Mostreig del litoral amb embarcació

Arran del bon resultat que ràpidament es va veure que donava la nova modalitat de pesca elèctrica amb barca, es va poder començar, el juliol de 1997, el mostreig definitiu per a l'assoliment dels objectius de la tesi doctoral. Aquest mostreig es va allargar fins a novembre de 1999.

Divisió del litoral en trams de pesca i grandària mostral

S'ha dividit tot el litoral de l'Estany en un total de 43 trams operatius de pesca, amb una llargària mitjana de 212 m. La delimitació de cada tram s'ha fet cercant punts d'origen i final marcats per referències permanents (naturals o artificials) fàcilment detectables. A més, s'ha procurat que cada tram fos tan uniforme com fos possible respecte d'algunes característiques de l'hàbitat com ara vegetació dominant o fondària mitjana. És per tot plegat que la llargària dels trams de pesca no és constant. El litoral de l'estanyol del Vilar s'ha dividit en dos trams de llargària semblant, tant entre si mateixos com respecte de la mitjana dels trams de l'Estany.

En cada un dels trams s'ha pescat, com a mínim, una vegada per a cada ocasió (campanya). És a dir, en cada ocasió s'ha pescat al llarg de tot el litoral de l'Estany, fent, en conjunt, una volta sencera al seu perímetre, si no més. A cada tram s'ha efectuat una pesca independent, en la qual s'ha anotat l'hora del dia, i s'ha mesurat la durada total de pesca elèctrica en minuts i la de pesca elèctrica efectiva en segons. Tot el peix corresponent a la captura de cada tram s'ha processat també independentment. L'ordre en què s'han fet les pesques de cada tram dins d'una mateixa campanya ha estat escollit a l'atzar amb l'elecció aleatòria d'un tram, a partir del qual s'ha començat una seqüència sistemàtica de pesques per tram. Aquesta seqüència s'ha establert en salts de tres trams, i amb un sentit de gir al voltant del perímetre de l'Estany igual al de les agulles de rellotge. D'aquesta manera, per efectuar la totalitat de les 43 pesques litorals s'han de fer sempre tres voltes a l'Estany, amb unes 14 pesques per a cada una.

El motiu pel qual s'han espaiat amb tres trams les pesques consecutives en el temps ha estat el de procurar no invalidar un dels supòsits més generals en el marcatge-recaptura. Concretament, es tracta del que fa referència a que cada individu de la població tingui la mateixa probabilitat d'ésser capturat dins d'una mateixa ocasió. Si les pesques es fessin seguides en l'espai i el temps, hi hauria la possibilitat que els efectes d'una pesca es desviessin cap a la següent. Així, per exemple, és versemblant pensar que els peixos més espantadissos marxin d'un tram si en el tram previ s'ha estat pescant sorollosament durant un temps proper a la hora, o bé, per contra, que els que no han estat pescats en un tram marxin acumulant-se en el següent. Per altra banda, tenint en compte la durada mitjana de les campanyes, i malgrat que es procura que sigui el més breu possible, és inevitable que els primers trams mostrejats puguin presentar algunes diferències respecte dels darrers degut a la diferència temporal. Per tant, si es fessin els trams seguits en el temps, una part sencera de l'Estany seria mostrejada abans que l'altra, fet que no permetria separar la variabilitat espacial de la probabilitat de

captura de la temporal, en cas que, per aquesta darrera, realment es donin diferències significatives dins d'una mateixa campanya.

La majoria de campanyes no han acabat quan s'han fet els 43 trams. Normalment s'ha considerat que per incrementar la precisió final de les estimacions calia augmentar la grandària de la mostra més enllà del valor aconseguit amb només una pesca per tram. Ara bé, donat que la repetició total dels trams era inviable, el que s'ha fet és repetir una sèrie d'entre 7 i 15 trams escollits cada un a l'atzar d'entre els 43 possibles. Això, a part de permetre augmentar la mida de la mostra, i en definitiva la de la probabilitat de captura per ocasió (p), també ha suposat organitzar el mostreig de manera que, a més de les estimacions *intercampanya* obtingudes a partir de models de marcatge-recaptura per a poblacions obertes, es puguin obtenir estimacions *intracampanya* a partir de models per a poblacions tancades. La combinació de models d'aquests dos tipus es considera una aplicació més robusta de la metodologia del marcatge-recaptura.

En aquest estudi s'ha considerat cada població íctica de l'Estany de Banyoles com una unitat, no dividida a efectes demogràfics o de qualsevol altra mena. De fet, no hi ha cap mena d'índex que assenyali l'existència d'alguna barrera física, o de qualsevol altre tipus, divisòria de cap de les poblacions en diferents subpoblacions. Per tant, inicialment no s'ha previst cap mena d'estratificació en l'espai del mostreig que porti a estimacions independents dels paràmetres poblacionals obtinguts a partir de marcatge-recaptura. De fet, però, la divisió del litoral en trams de pesca independents ha permès més endavant fer estratificacions de cara a altres estimacions, per exemple relacionades amb la densitat per tipologia d'hàbitat en el context de l'estudi d'ús de l'hàbitat (Lluís Zamora, tesi doctoral en curs).

En estudis en els quals s'aplica la mateixa tècnica de captura però en els que no cal accedir a la totalitat del litoral perquè tan sols es preten obtenir CPUE comparables amb altres localitats o moments, cal, en canvi, un disseny acurat tant de la disposició sobre el terreny dels trams de pesca com del perímetre mínim a mostrejar (Kershner i Marschall 1998).

En total, al llarg de tot el mostreig d'aquest estudi s'han capturat 41.387 peixos, dels quals la majoria (26.685) foren perques americanes (taula II.2.1). La major part d'aquests peixos capturats foren retornats vius i marcats a l'aigua.

Freqüència de mostreig

Si bé la mitjana de l'esforç total de mostreig per campanya ha estat de 10,2 dies (màx.: 12; mín.: 7), la durada en el calendari de les campanyes ha estat sempre superior, ja que s'han intercalat els dies de mostreig amb alguns dies en què per un o altre motiu ha estat impossible pescar (avaries, mal temps, descans, entre altres) (figura II.2.1). Lògicament, s'ha procurat que aquest interval de temps s'acostés al màxim a l'esforç total de mostreig, la qual cosa s'ha aconseguit en diferent mesura segons la campanya. La durada mitjana de l'interval de dies

comprès entre l'inici d'una campanya i el final ha estat de 21,4 dies (màx.: 42; mín.: 15). Quan s'han estimat paràmetres relacionats amb el temps, com ara la supervivència, s'ha pres com a referència una única data per campanya, situada a la mediana de les dates concretes de mostreig de cadascuna.

Durant el primer any de mostreig, entre juliol de 1997 i juliol de 1998, s'han dut a terme 6 campanyes, separades per un període mig de 46 dies (màx.: 60; mín.: 39). S'ha escollit aquesta freqüència de mostreig amb l'objectiu de detectar possibles variacions estacionals en les estimacions. A l'hivern, època en què el creixement està gairebé aturat per a la majoria d'espècies de l'Estany, s'han distanciat una mica més les campanyes. En canvi s'han apropiat cap a l'estiu, època de màxim creixement, que coincideix en la majoria d'espècies amb el reclutament a la tècnica de pesca dels joves de l'any. Generalment, s'ha procurat que tant les repeticions d'alguns trams, com les pesques a l'estanyol del Vilar, es fessin a continuació de les primeres 43 pesques corresponents a cada tram. En alguna ocasió això no ha estat possible, i s'han hagut de distanciar una mica.

A partir del segon any de mostreig, s'ha realitzat una segona fase del mostreig en la que s'ha disminuït la freqüència de les campanyes. Ara bé, s'hi han intercalat 4 microcampanyes d'entre un i tres dies d'esforç de mostreig. El motiu principal per fer aquest canvi en la segona fase del mostreig ha estat disminuir l'esforç de mostreig aplicat al litoral, per així poder engegar altres mostrejos a l'Estany els resultats dels quals, però, no s'han utilitzat finalment en aquest treball. Amb les microcampanyes bàsicament es pretenia obtenir informació addicional per a una acurada descripció del creixement. Durant les microcampanyes no s'han marcat peixos, però sí que s'ha realitzat el control de recaptures existents entre les captures, útils si més no per als mètodes de creixement basats en les dades provinents del marcatge-recaptura.

El mostreig ha tingut un límit temporal clar perquè també el tenia l'estudi en el qual s'emmarcava. Per altra banda, no ha estat plantejat en cap moment com el començament d'un mostreig indefinit que pogués seguir amb el mateix ritme d'esforç que s'havia vingut aplicant, donat que això hauria estat bastant improbable que es pogués dur a terme. En canvi, sí que pot posar les bases per a un futur seguiment o monitoratge dels estocs poblacionals de l'Estany de Banyoles, especialment si es poden estimar amb precisió valors mitjos de capturabilitats característiques de cada combinació d'espècie, hàbitat i època de l'any, entre altres factors. Amb aquestes capturabilitats serà possible aplicar els mètodes de comparació de CPUE en el temps, especialment pel que fa al litoral. Per altra banda, seria interessant fer entendre als col·lectius de pescadors la necessitat de començar un registre en continu amb l'objectiu d'acumular un mínim d'informació sobre l'esforç de pesca esportiva que s'està practicant a l'Estany i les captures que se'n deriven. A la llarga, aquesta informació revertiria no sols en la possibilitat d'aplicar nous mètodes dins el marc dels estudis científics que es duguin a terme a Banyoles sobre els peixos de l'Estany, sinó també en una millora de la gestió del mateix recurs que els pescadors exploten.

Processament de les captures

A mesura que s'anaven capturant els peixos al llarg d'un tram de pesca es mantenien en bidons als quals es renovava l'aigua regularment a fi d'evitar la seva mort per anòxia, i en qualsevol cas a fi d'evitar-los un estrès excessiu. El processament de totes les captures que havien d'ésser retornades a l'Estany es realitzà sempre, excepte comptades vegades, a la vora del mateix Estany. Allí s'establí en cada jornada de mostreig una petita estació de camp equipada amb bombes d'aire, balances de diferent precisió, ictiòmetres, material de marcatge, anestèsic, blocs de presa de dades i demés material bàsic per a obtenir les dades bàsiques de cada individu pescat, així com per a marcar-los quan era necessari. Els peixos eren processats un a un, sobre una taula adaptada a tal fi, després d'haver-los sedat mínimament mitjançant un anestèsic (2-metilquinolina o quinaldina), cosa que evitava que resultessin lesionats en ésser manipulats i, alhora, en facilitava el processament, alhora que reduïa l'estrès al qual estaven sotmesos en ésser mantinguts durant unes hores als bidons.

De tots els peixos capturats se'n mesurà la longitud furcal (precisió: 1 mm), mentre que només es pesaren una part dels joves de l'any, encara que sí tota la resta de captures. Per altra banda, s'inspeccionava cada peix detingudament per a detectar la presència de marques i seguidament es procedia a realitzar la nova marca o les noves marques, depenent del cas. Amb tot, els peixos visiblement lesionats no eren marcats. A més a més, de totes les perques americanes majors de 250 mm, aproximadament, s'extreien escates que es guardaven en sec en vials que més tard es congelaven fins al moment de la seva preparació. Els peixos que morien al llarg de la pesca o del processament posterior, o bé que resultaven seriosament lesionats, eren sacrificats i guardats separadament en bosses de plàstic convenientment etiquetades per a ésser congelats de cara a enllestir-ne més endavant un processament més acurat al laboratori de l'Àrea d'Ecologia de la Facultat de Ciències. Aquest processament al laboratori consistia, simplement, en l'examinació de les gònades, per a la determinació del sexe, i en l'extracció dels otòlits, per a una posterior determinació de l'edat.

Un cop processats, i tan aviat com era possible, els peixos eren retornats al tram on havien estat capturats, on eren alliberats vigilant en tot moment que no s'haguessin produït noves baixes que s'haguessin de tenir en compte de cara als estadístics de base dels mètodes de marcatge-recaptura.

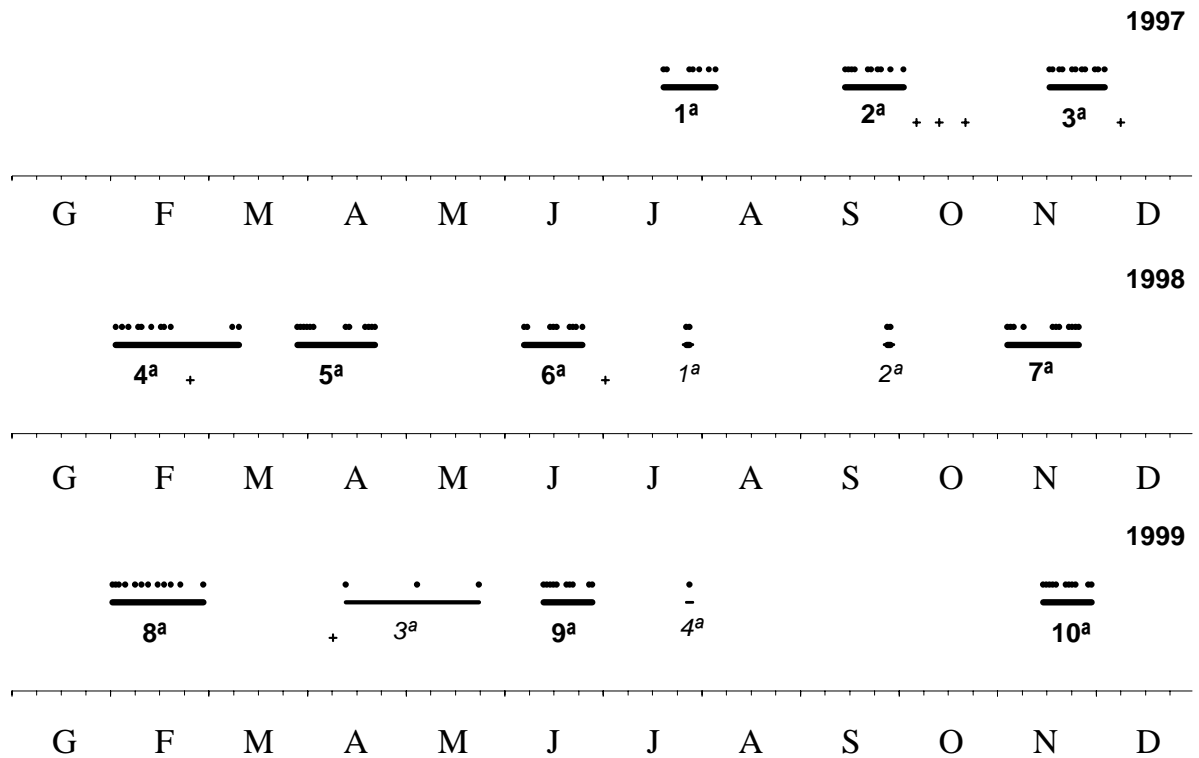


Figura II.2.1 Cronograma del mostreig de pesca elèctrica amb embarcació efectuat al litoral de l'Estany de Banyoles de juliol de 1997 a novembre de 1999. En negreta: campanyes principals de mostreig. En cursiva: campanyes secundàries de mostreig o microcampanyes. Línies horitzontals: perllongament en el temps de cada campanya. Punts petits: jornades concretes de mostreig efectuades en cada campanya. Creus: Jornades de mostreig a l'estanyol del Vilar.

Especie	Captures per campanya												Captures totals per espècie		
	Jul 97	Set 97	Nov 97	Feb 98	Abr 98	Jun 98	Jul 98	Set 98	Nov 98	Feb 99	Mai 99	Jun 99		Jul 99	Nov 99
<i>Anguilla anguilla</i>	7	4	12	9	3	1	1	1	4	7		9			57
<i>BleNNius fluviatilis</i>		1		1	1	1	1	1	2	1		1			9
<i>Barbus meridionalis</i>	1														1
<i>Carassius auratus</i>			1		2		1	1	1	1					6
<i>Cyprinus carpio</i>	84	34	53	76	67	138	4		22	27	16	64	2	25	612
<i>Leuciscus cephalus</i>	3	1	1					1							6
<i>Lepomis gibbosus</i>	260	821	813	1190	1500	909	172	212	1096	1373	242	1509	130	1319	11546
<i>Liza ramada</i>			2												2
<i>Mugil cephalus</i>			1												1
<i>Micropterus salmoides</i>	1387	2572	2276	2419	2571	2575	465	546	3048	1754	406	3395	269	3002	26685
<i>Perca fluviatilis</i>	52	210	394	694	425	52	5	7	106	77	7	49	3	122	2203
<i>Rutilus rutilus</i>	1		6	1	33							1			42
<i>Scardinius erythrophthalmus</i>	25	30	8	3	11	37	5		4		4	63			186
<i>Stizostedion lucioperca</i>		2	4	5				1	4					16	32
<i>Tinca tinca</i>	1			1											2
Total	1814	3676	3560	4403	4617	3717	653	770	4283	3240	675	5091	404	4484	41387

Taula II.2.1 Captures per espècie i campanya del mostreig realitzat amb pesca elèctrica amb embarcació al litoral de l'estany de Banyoles.

II.2.3 Mostreig de la pesca esportiva amb enquestes

En funció de les característiques de la població de pescadors objecte d'estudi, i del medi on desenvolupen la seva activitat, però també dels recursos disponibles per a l'estudi, s'acaba escollint un o altre sistema de mostreig i, finalment, un o altre mètode d'estimació dels paràmetres de la pesca esportiva (Farman *et al.* 1982, Pollock i Jones 1994, Malvestuto 1996). En qualsevol cas, les enquestes, una de les formes més habituals i alhora diversificades d'extreure informació d'aquestes poblacions, s'han de conduir tenint en compte una sèrie de pautes que tendeixin a garantir que els resultats siguin el màxim de fiables, especialment quan aquestes enquestes són completament voluntàries, tant pel que fa a la seva resposta com pel que fa a la possibilitat de mostrar les captures i permetre'n una mínima manipulació (en aquest treball, mesura de la longitud, inspecció de marques i extracció d'escates).

D'entrada, el disseny de l'enquesta pròpiament dita ha de preveure les preguntes adequades per obtenir amb el mínim error la informació necessària bàsica per a l'estimació dels paràmetres d'interès. En aquest treball, a més, s'inclogueren una sèrie de preguntes encaminades a extreure informació, encara que només fos a nivell qualitatiu, sobre alguns trets definidors dels pescadors i de la seva activitat. Així, es preguntava, quan era possible, sobre la procedència, l'edat, el tipus de pesca practicats, els llocs de pesca i les espècies habituals, l'eventual ús d'esquer viu i el seu origen, etc. Tota aquesta informació suplementària, si bé no era necessària per a la finalitat d'aquest treball, on de fet ni tan sols s'hi presenten els resultats, permeté dibuixar un perfil de la pesca a l'Estany, el qual podria ésser d'utilitat per a la seva gestió i regulació. Però, sobretot, permetia establir un clima de confiança adequat entre l'enquestador i l'enquestat que maximitzava l'obtenció amb garanties de la informació bàsica. Finalment, cal apuntar que un criteri que en tot moment es prioritzava fins i tot davant l'obtenció d'informació, era el d'evitar molèsties als pescadors, els quals, com és ben conegut, solen ésser sovint recelosos d'acceptar conversa o qualsevol altra molèstia durant la seva activitat.

Per altra banda, en aquest estudi, donades les característiques de la pesca a l'Estany, hi havia poques opcions per al disseny del mostreig amb enquestes de la població de pescadors. El principal factor a tenir present era la facilitat d'accés al litoral, que es reflecteix en una penetració difosa dels pescadors en el medi, i que per tant no permetia el còmode i eficaç sistema d'enquestar tots els pescadors a mesura que abandonen la seva activitat. Amb tot, les reduïdes dimensions geogràfiques d'aquest llac permetien, en principi, mostrejar en un moment donat tota la pesca exercida sobre la perca americana, no de manera instantània, lògicament, però sí força ràpidament. En conseqüència, s'optà per un mostreig d'accés directe als punts de pesca per a fer les enquestes, que s'efectuà en cada moment fent una volta sencera a l'Estany amb bicicleta, tot entrevistant tots els pescadors localitzats. La probabilitat de no detectar un pescador era amb tota seguretat pràcticament nul·la, donades les característiques de l'espai. Ara bé, en contrapartida, els múltiples punts d'accés al litoral de l'Estany faciliten en un espai com aquest la pèrdua d'informació, ja sigui perquè alguns

pescadors presents en el moment d'iniciar una ronda d'enquestes abandonen l'activitat abans d'ésser interceptats, o perquè altres, en ésser entrevistats no poden mostrar totes les captures, ni que vulguin, perquè les han anat deixant als vehicles.

Pel que fa a la temporització del disseny mostral de les enquestes, cal, en principi, realitzar un mostreig aleatori respecte del calendari, és a dir, distribuïnt aleatòriament els dies de mostreig sobre el calendari. En aquest estudi, però, la unitat mostral fou de mig dia, en comptes de tot un dia. Al llarg del calendari es dividí en dues meitats el període diari de llum, i, assumint que la pesca es distribuïa indiferentment al llarg de matins i tardes, se seleccionaren a l'atzar una certa quantitat d'unitats mostrals a mostrejar dins de cada estrat del calendari. En relació a aquests estrats, i tenint en compte que els dos paràmetres a estimar –les captures de la pesca esportiva (en aquest treball, C_P) i l'esforç de pesca esportiva (en aquest treball, E_P)–, són fortament estacionals, s'estratificà el mostreig en mesos. Per altra banda, també són esperables fortes diferències, en ambdós paràmetres, entre els dies de cap de setmana i la resta de la setmana, i per tant també es va considerar convenient estratificar per separat aquestes dues categories de dies. A la figura II.2.2 es mostra el disseny temporal previst inicialment per a aquest mostreig, si bé finalment no es va poder realitzar exactament com es mostra per l'aparició d'alguns problemes organitzatius amb l'equip d'enquestadors.

Dins de cada unitat mostral, cada mig dia mostrejat no es podia anar mostrejant en continu, donant contínuament voltes a l'Estany, ja que això hauria provocat previsiblement una reacció d'enuig als pescadors que hauria afectat negativament a la fiabilitat de les enquestes. Per aquest motiu es realitzaren només dues voltes en cada unitat mostral, el resultat de les quals s'hagué d'extrapol·lar a la resta de la durada de la unitat mostral (matí o tarda) mitjançant mètodes ja previstos i descrits per a aquesta situació per Pollok i Jones (1994).

El mostreig amb enquestes sobre la població de pescadors de perca americana de l'Estany de Banyoles es dugué a terme durant l'any 1998, dels mesos de febrer a novembre. Els mesos de gener i desembre no s'introduïren al mostreig perquè, de fet, durant aquest període, la presència de pescadors a l'Estany és nula o gairebé nula. Per altra banda, per problemes de tipus organitzatiu aliens a la dinàmica de la pesqueria, finalment el més d'octubre tampoc es pogué incloure en el mostreig.

Per un altre costat, a través de la col·laboració voluntària dels pescadors, també s'intentà obtenir informació addicional a l'obtinguda directament mitjançant el mostreig amb pesca elèctrica. A tal fi, s'inicià una campanya de sol·licitud d'informació adreçada als pescadors, consistent bàsicament en la difusió de cartells i fulletons informant sobre la realització d'aquest estudi i sobre la necessitat de recollir el màxim d'informació sobre les espècies de peixos de l'Estany de Banyoles vulnerables a la pesca esportiva, molt especialment pel que feia a la perca americana (figura II.2.3). A més a més, també es repartiren uns quaderns de pesca a un grup de pescadors assidus a l'Estany, degudament explicats sobre el seu compliment, on s'havien d'anar anotant en detall totes les seves captures al llarg de la

temporada, juntament amb una mínima informació sobre les captures. Amb aquesta campanya es pretenia, principalment, obtenir més recaptures de peixos grans prèviament marcats individualitzadament durant el mostreig de pesca elèctrica, cosa que permetria fer augmentar el volum de dades disponibles a partir de l'esforç dels pescadors.

En principi, tenint en compte l'elevada proporció de peixos marcats que hi havia a l'Estany a partir de la segona campanya de mostreig, la captura per part dels pescadors de peixos marcats havia d'ésser relativament freqüent, assumpció que més endavant es pogué confirmar a través de les escasses captures que pogueren ésser inspeccionades durant les enquestes realitzades als pescadors. Malauradament, la campanya tingué molt poc èxit, no tan en la seva difusió, que ràpidament fou ben coneguda, com en la resposta dels pescadors, que fou molt minsa. Probablement, hauria calgut pensar en alguna mena d'incentiu per a maximitzar el retorn d'informació. Però, en qualsevol cas, també és cert que la població total de pescadors a l'Estany és relativament petita, de forma que admetent que només una proporció més aviat baixa d'aquesta població es mostrés disposada a col·laborar, el nombre total d'aportacions voluntàries havia d'ésser per força massa baix com per a compensar l'esforç que va suposar endegar la campanya. Òbviament, aquesta valoració es feu posteriorment al llançament de la campanya, per bé que possiblement era en bona mesura previsible anticipadament. En definitiva, doncs, pràcticament no es va recollir informació per aquesta via, malgrat que, si més no, la campanya fou útil per a generar un acostament cap al col·lectiu dels pescadors i conèixer més de prop, encara que només d'una forma qualitativa, tant les característiques d'aquesta activitat com la seva incidència sobre el medi natural de l'Estany i, en concret, sobre la seva fauna.

Febrer

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
						1 M T
2 M T	3 M T	4 M T	5 M T	6 M T	7 M T	8 M T
9 M T	10 M T	11 M T	12 M T	13 M T	14 M T	15 M T
16 M T	17 M T	18 M T	19 M T	20 M T	21 M T	22 M T
23 M T	24 M T	25 M T	26 M T	27 M T	28 M T	

Març

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
						1 M T
2 M T	3 M T	4 M T	5 M T	6 M T	7 M T	8 M T
9 M T	10 M T	11 M T	12 M T	13 M T	14 M T	15 M T
16 M T	17 M T	18 M T	19 M T	20 M T	21 M T	22 M T
23 M T	24 M T	25 M T	26 M T	27 M T	28 M T	29 M T
30 M T	31 M T					

Abril

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
		1 M T	2 M T	3 M T	4 M T	5 M T
6 M T	7 M T	8 M T	9 M T	10 M T	11 M T	12 M T
13 M T	14 M T	15 M T	16 M T	17 M T	18 M T	19 M T
20 M T	21 M T	22 M T	23 M T	24 M T	25 M T	26 M T
27 M T	28 M T	29 M T	30 M T			

Maig

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
				1 M T	2 M T	3 M T
4 M T	5 M T	6 M T	7 M T	8 M T	9 M T	10 M T
11 M T	12 M T	13 M T	14 M T	15 M T	16 M T	17 M T
18 M T	19 M T	20 M T	21 M T	22 M T	23 M T	24 M T
25 M T	26 M T	27 M T	28 M T	29 M T	30 M T	31 M T

Juny

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
1 M T	2 M T	3 M T	4 M T	5 M T	6 M T	7 M T
8 M T	9 M T	10 M T	11 M T	12 M T	13 M T	14 M T
15 M T	16 M T	17 M T	18 M T	19 M T	20 M T	21 M T
22 M T	23 M T	24 M T	25 M T	26 M T	27 M T	28 M T
29 M T	30 M T					

Juliol

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
		1 M T	2 M T	3 M T	4 M T	5 M T
6 M T	7 M T	8 M T	9 M T	10 M T	11 M T	12 M T
13 M T	14 M T	15 M T	16 M T	17 M T	18 M T	19 M T
20 M T	21 M T	22 M T	23 M T	24 M T	25 M T	26 M T
27 M T	28 M T	29 M T	30 M T	31 M T		

Agost

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
					1 M T	2 M T
3 M T	4 M T	5 M T	6 M T	7 M T	8 M T	9 M T
10 M T	11 M T	12 M T	13 M T	14 M T	15 M T	16 M T
17 M T	18 M T	19 M T	20 M T	21 M T	22 M T	23 M T
24 M T	25 M T	26 M T	27 M T	28 M T	29 M T	30 M T
31 M T						

Setembre

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
		1 M T	2 M T	3 M T	4 M T	5 M T
6 M T	7 M T	8 M T	9 M T	10 M T	11 M T	12 M T
13 M T	14 M T	15 M T	16 M T	17 M T	18 M T	19 M T
20 M T	21 M T	22 M T	23 M T	24 M T	25 M T	26 M T
27 M T	28 M T	29 M T	30 M T			

Octubre

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
			1 M T	2 M T	3 M T	4 M T
5 M T	6 M T	7 M T	8 M T	9 M T	10 M T	11 M T
12 M T	13 M T	14 M T	15 M T	16 M T	17 M T	18 M T
19 M T	20 M T	21 M T	22 M T	23 M T	24 M T	25 M T
26 M T	27 M T	28 M T	29 M T	30 M T	31 M T	

Novembre

dl	dm	dc	dj	dv	ds	dg
						1 M T
2 M T	3 M T	4 M T	5 M T	6 M T	7 M T	8 M T
9 M T	10 M T	11 M T	12 M T	13 M T	14 M T	15 M T
16 M T	17 M T	18 M T	19 M T	20 M T	21 M T	22 M T
23 M T	24 M T	25 M T	26 M T	27 M T	28 M T	29 M T
30 M T						

Figura II.2.2 Calendari previst del mostreig amb enquestes realitzat durant l'any 1998 sobre la població de pescadors de l'Estany de Banyoles. En negreta, mitjos dies seleccionats a l'atzar en cada un dels 20 estrats temporals (10 mesos, separant els dies festius de la resta).

II.3 Tècniques de marcatge

La varietat d'estudis en els quals es pot recórrer al marcatge d'animals és enorme (Seber 1982). En el cas concret dels peixos, és aplicable a pràcticament totes les branques de l'ictiologia (Guy *et al.* 1996). Tot i això, el seu ús es veu sovint restringit pel fet que no es disposi de marques reals que realment satisfacin els requeriments de la marca ideal.

Sigui quina sigui la finalitat del marcatge, la principal virtut de tota marca hauria de ser una retenció permanent o, per defecte, el més llarga possible. Seguidament hi hauria la facilitat de detecció de la marca un cop recapturat el peix. També seria aconsellable que es pogués identificar individualment cada peix. A més, també és important que no provoqui una disminució en el creixement, o en la probabilitat de supervivència, ni tampoc canvis en el comportament dels peixos marcats. Finalment, seria desitjable que la marca fos barata i de fàcil aplicació.

Existeix una gran varietat de marques per a peixos, cada una de les quals s'acosta més o menys a la marca ideal. Això, de fet, és un reflex de la dificultat per trobar marques adequades per als peixos. Cada combinació de factors com ara espècie, talla, hàbitat, tipus d'estudi, entre altres, té unes poques marques que són més adequades que la resta. Per tant, abans de decidir tirar endavant un estudi de peixos basat en mètodes de marcatge-recaptura, convé plantejar-se quina és la marca que s'ajusta més a aquesta situació concreta, si és que existeix. A més i a ser possible, s'ha d'avaluar la seva eficiència, especialment si d'ella en depèn l'acceptació dels supòsits dels models a què es pretengui recórrer.

Com ja s'ha anat dient, l'aplicació del marcatge en aquest estudi té dues vessants, que són: la validació de l'edat i l'estimació del creixement, per una banda, i l'estimació dels paràmetres poblacionals, per l'altra. Per a la qüestió de l'edat i el creixement, les marques haurien d'acomplir tots els requeriments abans esmentats, per bé que les pèrdues de marques, o de la seva indetecció, tenen relativament poca rellevància. Si es perden o passen per alt marques, simplement s'estan perdent oportunitats per reunir més informació sobre el creixement mesurat en individus recapturats. Però, en principi, el resultat final no s'hauria de veure afectat. Òbviament, si la retenció és tan baixa que no es recaptura cap individu, o no se'n recapturen suficients per garantir una precisió acceptable, el marcatge haurà resultat inútil.

En el cas de l'estimació de paràmetres poblacionals, la marca ha de permetre donar per certs alguns supòsits sobre els quals es basen gairebé tots els models. El primer és la seva permanència mentre dura l'estudi, i la seva segura detecció en cas de recaptura. Si una part de les marques es perden o no són detectades, es produirà una sobreestimació de la grandària poblacional (N) i una subestimació de la supervivència (ϕ). En segon lloc, el marcatge no ha d'induir a què la probabilitat de captura dels individus marcats canviï respecte del grup dels no marcats. Finalment, tot i que aquest supòsit no és estrictament necessari, tampoc ha de provocar diferències entre la probabilitat de supervivència dels marcats respecte dels no

marcats. Si no fos així, la supervivència estimada, que és la dels marcats, no podria ésser extrapolada a la resta de la població. A més de tot això, la marca ha d'identificar individualment el peix, o bé, si més no, permetre un reconeixement per grups. Cada un d'aquests grups té associat un historial binari de captures i no captures. Per a bona part dels models de marcatge-recaptura, el compliment de tots aquests supòsits es pot comprovar mitjançant mètodes estadístics, amb l'excepció de la pèrdua o no detecció de marques, que només es poden estimar a partir d'experiments paral·lels. Generalment, aquests experiments es basen en doble marcatge, ja sigui amb marques iguals o diferents (Kolari *et al.* 1998, Seber 1982).

Prèviament a l'inici del mostreig es realitzaren algunes proves simples encaminades a determinar quines eren les marques o la marca més adequades per a aquest estudi. Es provaren algunes marques que finalment no foren emprades, com ara la *Visible implant VI alphanumeric tag*, ja que les taxes de retenció foren molt baixes. Aquestes proves inicials es realitzaren amb peixos obtinguts a l'Estany de Banyoles, mantenint-los tant en aquaris, com en viviers de regadiu, com alliberant-los de nou en el mateix medi físic de l'Estany, o, sobretot, de l'estanyol del Vilar.

Si la marca semblava tenir la retenció adequada per al mostreig definitiu, en el qual podia jugar un o altre paper, s'ha aplicat en aquest directament. De fet, com és lògic, els mostrejos en estudis específics dirigits a l'avaluació de la retenció de marques acostumen a allargar-se molt en el temps, especialment quan es duen a terme amb peixos que continuen en el medi natural després d'haver-los marcat. Novament, ni els objectius de l'estudi en el qual se situa aquest treball de recerca, ni els seus terminis temporals no haurien justificat engegar un estudi complet d'aquest tipus. Així, per exemple, la principal marca que s'ha utilitzat ha estat una de les més senzilles possibles, la mutilació d'aletes, que amb els seus avantatges i inconvenients, continua essent una de les més usades en altres estudis similars. Evidentment, s'havia provat abans amb l'objectiu de avaluar-ne mínimament la idoneïtat.

II.3.1 La mutilació d'aletes

Així doncs, la marca més senzilla existent, i aplicada en aquest treball, consisteix en la mutilació d'aletes. Si bé provoca una ferida evident al peix, la cicatrització és molt ràpida i s'acaba regenerant en més o menys mesura, sempre que només s'hagi retallat una part de l'aleta i no pas tota sencera. Les aletes regenerades són, en principi, distingibles de les que no han estat mai mutilades. Quan se secciona tota l'aleta generalment no es produeix regeneració.

La principal afectació que pot tenir sobre el peix és la pèrdua de mobilitat, o d'equilibri, cosa que pot desembocar en un augment de la probabilitat de mort, especialment per depredació. Aquests efectes deuen tenir una fase crítica els primers dies després del marcatge, però més endavant, amb la regeneració de l'aleta, es deuen diluir, cosa que no passa amb les marques del primer grup esmentat. El principal avantatge d'aquest mètode és el seu baix cost i la seva ràpida execució. L'inconvenient més rellevant és la impossibilitat de reconèixer individualment els individus marcats. Només es poden identificar grups de peixos, per exemple, mutilant la mateixa aleta als pescats en una mateixa ocasió.

La mutilació ha estat una tècnica molt usada en estudis poblacionals de peixos (Guy *et al.* 1996), especialment per als joves de l'any (Kubecka i Pivnicka 1991), que no poden ésser marcats efectivament de gaires més formes. En el present estudi ha estat utilitzada com a tècnica principal de marcatge.

La mutilació d'aletes va resultar ésser, de totes les tècniques provades, la que va presentar una major retenció. De fet, al final del mostreig eren perfectament visibles part, o bona part, depenent de la mida dels peixos, les marques col·locades al principi del mostreig. Per aquest motiu fou escollida per a fer el marcatge de grups en les diferents ocasions de pesca (campanyes). Amb tot, malauradament, la seva retenció –o més ben dit, detecció– no és permanent. Amb el pas del temps, el creixement del peix acaba impedit que es pugui diferenciar una aleta regenerada d'una altra d'intacta. Aquest temps fins que s'arriba a la indetecció és més curt com més petit és el peix en el moment del marcatge. Alhora, s'observaren clares variacions estacionals en la retenció d'aquest tipus de marques.

II.3.2 La pintura acrílica

Una altra forma habitual de marcatge és l'aplicació de pintures o tints a diferents parts del cos del peix. Se n'ha utilitzat una variant consistent en la injecció de pintura acrílica. En el cas de la perca americana, i d'altres espècies seguides durant el mostreig d'aquest estudi, s'ha injectat a l'aleta anal o a la caudal, amb una xeringa hipodèrmica convencional. L'aplicació de pintura acrílica de diferents colors, juntament amb la diferent posició en els espais entre radis de l'aleta, genera una quantitat de combinacions prou gran per identificar individualment els peixos marcats. Concretament, s'han creat combinacions d'un únic color (set colors diferents), d'una, dues o tres bandes (espais entre radis). Això ha generat unes quantitats de combinacions per color i aleta que van des de 216 per als centràrquids, inclosa la perca americana, fins a 30 per als ciprínids. La diferència rau en el diferent nombre de radis de l'aleta anal, característic de cada espècie. Un avantatge d'aquest tipus de marca és el seu baix cost, mentre que, en contrapartida, un inconvenient és la lentitud d'aplicació.

Així doncs, aquesta marca es destinà al marcatge individualitzat dels peixos, enfocat a obtenir dades d'increments de mida observats per a la descripció del creixement. Inicialment, també es pretenia que constituís un marcatge paral·lel a la mutilació d'aletes que permetés contrastar l'eficiència d'ambdós sistemes de marcatge, a través dels mètodes abans esmentats desenvolupats per a estimar les taxes de retenció de cada marca. En cas que, per aquesta via, s'haguessin pogut estimar aquestes taxes, i les seves recíproques (les taxes de pèrdua), especialment pel que fa a la mutilació d'aletes, s'haurien pogut corregir fàcilment les estimacions derivades dels mètodes d'avaluació poblacional basats en el marcatge-recaptura. Ara bé, malauradament aquest sistema de marcatge es mostrà molt poc eficient a mig i llarg termini, ja que es perdia bona part si no totes les marques de manera molt ràpida, cosa que no permeté, per tant, aplicar els mètodes basats en el doble marcatge.

Així, s'observà que la retenció d'aquest tipus de marca depenia de l'època de l'any. Les marques pintades a la tardor, o a principis d'hivern, presentaven una taxa de retenció inicial molt més alta que no pas les pintades a finals de primavera o a principis d'estiu, que es perderen en la seva majoria en un sol pas de campanya. Això feu que s'observés una mena de punt i final per a totes les marques, o la majoria, fos quina fos la seva data d'aplicació, que coincidia més o menys amb el començament de l'època de màxim creixement. Per tant, el que es pot deduir d'això és que el creixement afecta clarament a la retenció de les marques, de manera que es produeix un augment en la taxa de pèrdua de marques quan el creixement s'accelera. Aquest fet, que per altra banda era previsible, pot tenir diverses explicacions fisiològiques. Ja sigui per absorció o eliminació de la pintura, o per substitució de teixits, el que finalment s'esdevé és la pèrdua de la marca. La marca, és clar, no s'esborra de cop, de manera que sovint es trobaven individus recapturats en els quals no era possible identificar el codi original, cas que normalment equivalia a la pèrdua de la marca.

Per altra banda, en relació a aquestes marques, és destacable que els individus joves de l'any són molt més propensos a perdre-les que els individus de més d'un any, en totes les èpoques de l'any. El mateix es dona entre espècies també marcades durant el mostreig, de talla màxima diferent a la perca americana, com l'altre centràrquid present a l'Estany, el peix sol (*Lepomis gibbosus*). En definitiva, tot això deu estar relacionat amb les taxes metabòliques de cada grup de talla, més baixes com més gran és la talla.

Aquests resultats, que immediatament es varen fer palesos, han comportat que s'abandonés aquest tipus de marcatge a partir de l'estiu de 1998, quan la majoria dels peixos marcats anteriorment ja devien haver perdut les seves marques. S'ha de dir, però, que fins al final del mostreig (novembre de 1999) encara es va capturar algun gran exemplar de perca americana amb pintura. Tot i el relatiu èxit de l'experiència, la informació obtinguda ha estat d'utilitat per a l'estudi del creixement i l'edat, especialment pel que fa a les recaptures dels exemplars més vells.

En qualsevol cas, de cara a nous estudis d'aquesta mena, seria desitjable aconseguir una marca amb una afectació sobre el peix tan baixa com aquesta, però que superés el període estival, en què es dona la major part del creixement anual. De fet, en les fases finals del mostreig s'introduí un sistema de marcatge alternatiu a la pintura acrílica, l'elastòmer de silicona, el qual, pigmentat amb diferents tints, era injectat també als espais entre radis de les aletes. Aquest sistema es mostrà immediatament molt més eficient en comparació amb la pintura, tot i que no pogué ésser avaluat tan a fons i que la seva aplicació en els joves de l'any és molt difícil.

II.3.3 Les marques naturals

Alguns peixos tenen característiques individuals permanents que els fan reconeixibles en el context d'una població petita. Una d'aquestes característiques pot ésser el patró de coloració, per exemple. No obstant, la perca americana no té cap tret aparent que permeti identificar-la individualment. Només en el cas d'alguns peixos amb malalties o deformacions molt concretes ha estat possible reconèixer-los en recapturar-los, sense necessitat de cap altra marca artificial. No obstant, les dades que es poden obtenir d'aquests no tenen massa interès, precisament perquè són individus manifestament anormals.

Hi ha, però, un sistema de reconeixement individualitzat que pot ésser vàlid per als individus d'una edat mitja o alta d'una població de dimensions reduïdes. Es tracta de la comparació dels patrons dels *circuli* de les escates, on sovint la forma que presenten en un determinat *anulus* pot ésser característica d'un sol individu. En aquest estudi, aquesta tècnica s'ha emprat només en el cas d'individus d'edat força avançada, als quals sempre se'ls extreia escates en ésser capturats, i dels quals la probabilitat de recaptura és més aviat alta. Les dades obtingudes a partir d'aquestes recaptures han estat de certa utilitat de cara a la validació de l'edat assignada a aquests exemplars, sempre sotmesa a més error que la dels joves. Alhora, també han permès ampliar el nombre de dades d'increment de mida en peixos recapturats, recuperant la informació corresponent a peixos que havien perdut part o la totalitat de la marca de pintura o de silicona (marca individualitzada).

II.4 Anàlisi d'escates i otòlits

II.4.1 L'ús d'estructures òssies en estudis demogràfics i de creixement

L'anàlisi de l'edat i del creixement individual constitueix una branca molt ben definida dins l'ictiologia (Summerfelt i Hall 1987, Busacker *et al.* 1990, Baglinière *et al.* 1992, Secor *et al.* 1995, Devries i Frie 1996, Panfili *et al.* 2002). Això deu ésser degut a dos factors, principalment. En primer lloc, hi hauria la importància que té el coneixement d'aquests trets bàsics de la biologia dels peixos de cara a poder-ne estudiar molts altres aspectes, relacionats per exemple amb la seva ecologia, etologia o fisiologia, entre altres, i, també, de cara a proposar mesures encertades de conservació o gestió. En segon lloc, hi hauria la dificultat inherent a l'anàlisi en si mateix, que ha propiciat l'aparició d'una bona quantitat de tècniques i metodologies per resoldre la qüestió.

Si bé edat i creixement són dos aspectes molt relacionats, és convenient aproximar-s'hi per separat. Si l'edat és mal determinada conduirà a una estimació esbiaixada del creixement. La determinació de l'edat s'acostuma a fer mitjançant la lectura dels *annuli* de creixement que es formen en les estructures calcificades. Algunes de les estructures utilitzades amb aquesta finalitat són escates, otòlits, els ossos operculars, radis d'aletes o vèrtebres. Les dues primeres són segurament les més habituals. La determinació de l'edat a partir d'otòlits tendeix a ser més precisa que amb altres estructures, incloses les escates, i molt especialment per a individus d'edat força avançada, o per a espècies de creixement lent o que viuen en ambients amb diferències estacionals poc marcades. Això ha portat a que el seu ús s'hagi anat generalitzant cada cop més, especialment per als peixos marins. En canvi, en el cas dels peixos continentals de zones temperades es continua recorrent a les escates, tot i que també s'utilitzen els otòlits i altres estructures. En part, això s'explica perquè les diferències estacionals de temperatura en aigües continentals són més acusades que a les marines, cosa que fa que el creixement tingui un alentiment hivernal més marcat i que, com a conseqüència, els *annuli* de les escates dels peixos d'aigua dolça siguin més evidents que no pas els dels marins.

II.4.2 Preparació i lectura de les escates

Les escates de la perca americana s'extraïeren d'una posició central del flanc dels individus just a l'alçada de l'aleta pectoral i sempre per sota de la línia lateral. En principi, aquesta és la millor zona d'extracció pel que fa a la uniformitat de les escates entre si, i a la facilitat i idoneïtat de les lectures d'edat posteriors. Es netejaren submergeint-les en una solució al 5% d'hidròxid de potassi (KOH), durant un temps variable (4-12 hores) en funció de la seva mida i de la quantitat de teixits tous que hi havien restat adherits després d'haver estat extreïtes. Tot seguit s'esbandien i es fregaven amb les gemmes dels dits per acabar d'eliminar restes d'aquests teixits tous. Finalment, un cop seques es muntaven entre quatre i vuit escates per peix en un portaobjectes, col·locant-hi a sobre un cobreobjectes aguantat amb cinta de cel·lofana.

Aquest senzill procediment permet la inspecció directa de l'estructura mitjançant un estereomicroscopi, o bé, alternativament, mitjançant un lector de microfites. Aquest darrer aparell òptic permet la visualització en una pantalla de l'escata sencera o part d'ella, cosa que possibilita una inspecció més còmode d'un nombre gran d'escates i, alhora, efectuar aquesta inspecció de forma cooperativa entre més d'un investigador.

En comparació amb altres espècies de peixos presents a l'Estany de Banyoles, les escates de la perca americana no presenten una dificultat excessiva en la lectura dels seus *annuli* anuals, de cares a la determinació de l'edat. Amb tot, es donen certs *handicaps* en l'ús d'aquestes estructures, tant en general com també en aquesta espècie en concret, que no permeten assolir una assignació de l'edat absolutament fiable. El primer a esmentar és l'aparició de falsos anells, sovint lligats a períodes en què l'individu ha sofert alguna mena d'estrès, però que no s'haurien format durant l'hivern, de manera que poden produir errors positius en la determinació de l'edat, en cas d'ésser interpretats erròniament com un anell anual. Afortunadament, en el cas de la perca americana de l'Estany, aquests falsos anells eren fàcilment distingibles dels autèntics perquè se solien presentar de forma discontinua, és a dir, sense arribar a formar un anell continu completament concèntric amb la resta d'anells. En segon lloc, en el cas dels individus vells, el menor creixement absolut anual es reflecteix en un encara menor creixement de les escates, fet que provoca un apilonament aparent dels anells que en dificulta la separació i el recompte. Aquest problema doncs, tendirà a generar errors negatius en la determinació de l'edat. En tercer lloc, una altra dificultat en l'ús de les escates es dona perquè algunes escates poden ésser producte de la regeneració després que aquestes s'haguessin perdut en algun moment de la vida del peix. A les escates regenerades no hi queda registre dels anells anuals existents fins aquell moment, de manera que no són vàlides per a la determinació de l'edat, tot i que sí que poden ésser d'utilitat per a comparar la part externa que ha crescut normalment amb altres escates completament vàlides. Malauradament, sovint es dona el cas que per alguns individus, especialment alguns de vells, totes les escates recollides i disponibles són de regeneració, la qual cosa fa impossible la determinació de l'edat del peix. Finalment, moltes escates, de nou sobretot pel que fa a les dels exemplars més

vells, són excessivament gruixudes, tenen una superfície excessivament erosionada, o bé les dues coses alhora, com per a permetre una correcta i segura determinació de l'edat. A la figura II.4.1, es presenta una imatge d'una de les escates analitzades on s'observen alguns dels problemes esmentats.



Figura II.4.1 Imatge solaritzada d'una de les escates analitzades en aquest treball. Edat assignada: 8+. Data de captura: 23-4-98. Longitud: 560 mm. No s'assenyalen els anells anuals per la dificultat de veure'ls si no és per observació directa en l'estereomicroscopi o en el lector de microfitxes, jugant amb el micròmetre i amb la intensitat de llum.

Degut a tots els problemes esmentats, i tenint en compte que els otòlits són més fiables per a la determinació de l'edat, com es veurà més endavant, en aquest treball s'han utilitzat sobretot aquestes darreres estructures òssies. L'ús de les escates s'ha relegat als casos d'exemplars de mida gran o molt gran, escassos entre les captures i per als quals era convenient disposar d'alguna edat assignada, tot i no disposar dels seus otòlits. Però, sobretot, les escates s'han usat en aquells casos de peixos recapturats amb una marca individualitzada distingible, precisament gairebé sempre peixos grans, després d'haver passat un temps més o menys dilatat entre les diverses captures, però sovint suficient com per a detectar la formació d'un

nou anell anual (figura II.4.2). Per altra banda, tampoc s'han mesurat increments de radi (distàncies entre anells) en les escates, restringint les dades per al retrocàlcul a les originades a partir de les mesures fetes sobre els otòlits.

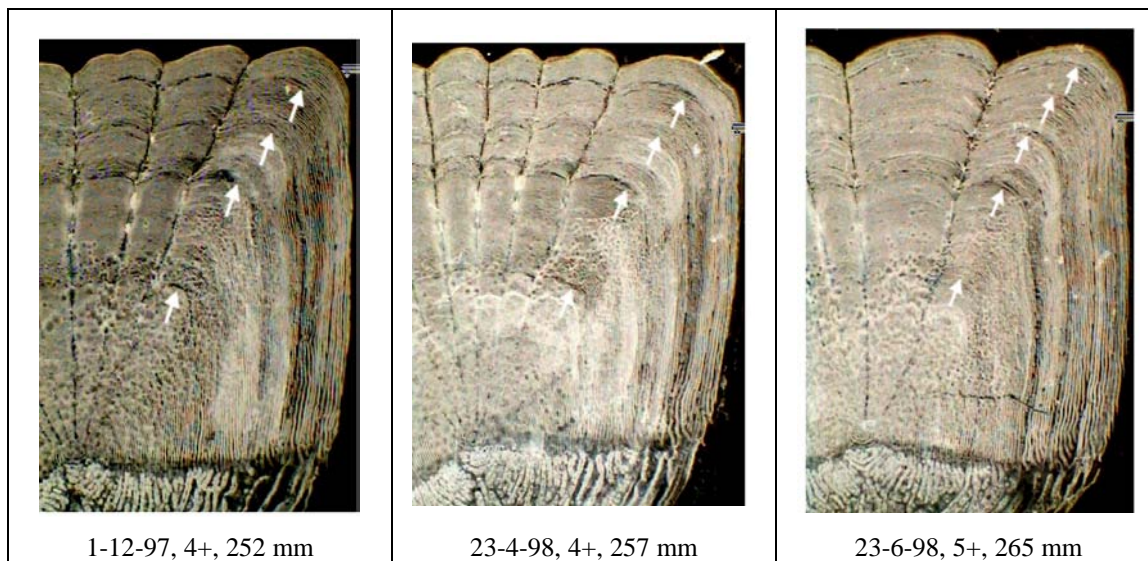


Figura II.4.2 Imatges solaritzades de les escates extretes en diferents moments a un mateix individu, capturat en una primera data i recapturat en dues dates posteriors. Les fletxes blanques indiquen la posició dels anells anuals. S'assenyala en cada cas la data de captura i d'extracció de les escates, l'edat assignada i la longitud furcal.

Finalment, la grandària mostral per a l'anàlisi de l'edat i el creixement a partir del recompte d'*annuli* a les escates depèn també de la precisió final que es pretengui assolir. Per a l'edat, com que es tracta d'una assignació individualitzada, el que caldria és fer varis comptatges d'*annuli* independents per a cada peix. Això es pot dur a terme mitjançant examinacions separades en el temps i efectuades per una única persona, o bé mitjançant examinacions efectuades per diverses persones. També es pot fer examinant diverses escates per a cada peix. Normalment, només es prenen com a vàlides les assignacions d'edat que concorden en totes o en una elevada proporció de les lectures. Aquest ha estat el criteri utilitzat en aquest estudi.

II.4.3 Preparació i lectura dels otòlits

Els otòlits (*sagitta*) extrets de les perques americanes mortes accidentalment durant tot el temps de mostreig o bé sacrificades durant la darrera campanya (novembre de 1999), foren preparats per a l'anàlisi mitjançant una tècnica de poliment per dues bandes fins aconseguir una secció fina, transversal i dorsiventral, d'uns 0,2 mm aproximadament.

La tècnica concreta aplicada, posada a punt per a aquest treball, començava amb l'inclusió de cada otòlit en una pastilla de resina de polièster. Aquesta pastilla tenia unes dimensions suficients (2 cm) com per a ésser presa amb força amb els dits, a fi i efecte de poder-ne llimar una meitat, amb l'orientació adequada i fins al centre de l'otòlit, mitjançant una devastadora de dos plats adaptada per a treballar amb aigua i papers de llima de gra fi. En cada un dels dos plats es col·locava un disc de paper de llima de diferent gra (de 150 a 1000), segons el moment. Així, el primer desvastament es feia de forma ràpida, en sec i mitjançant un gra gruixut, per a posteriorment anar passant gradualment a papers de gra més fi per a polir aquest costat fins al nivell desitjat. Tot seguit, s'enganxava la meitat romanent de la pastilla a una placa gruixuda de metacrilat (8x21x72 mm) mitjançant una gota de cola 'Superglue'. Finalment, es repetia l'operació de desvastament i poliment per la banda que quedava exposada, agafant la placa de metacrilat amb els dits i pressionant sobre els plats de desvastament.

Pel que fa al grau de poliment assolit, si bé es feren algunes proves per a aconseguir seccions molt finament polides, de seguida es comprovà que l'increment de temps requerit per a obtenir aquest guany en la qualitat de la imatge final de la mostra hauria alentit enormement el processament de tots els otòlits disponibles. De fet, per a la mera lectura dels anells anuals era acceptable la presència d'un cert estriament de la superfície en cada secció obtinguda, fruit d'un procediment mitjanament ràpid, encara que fos visible un cop les mostres eren finalment observades a l'òptic, i sempre, lògicament, que aquesta rugositat de la mostra no fos excessiva.

Aquest procediment d'obtenció de seccions fines dels otòlits, malgrat ésser poc automatitzat, permet el processament de mostres no excessivament grans (1.360 otòlits de 705 individus, en aquest treball) sense haver de desenvolupar una tècnica que requerís un aparellatge específic costós, del qual, en qualsevol cas, no es disposava per a aquest treball. Un parell dels inconvenients d'aquesta tècnica són, per una banda, la possible pèrdua d'algunes mostres per un excessiu poliment, degut a la total manualitat aplicada en el mètode, i, per altra banda, l'eventual obtenció de seccions amb una orientació lleugerament inclinada respecte de la desitjada o el descentrament respecte del nucli de l'otòlit. De tota manera, donada la morfologia dels otòlits emprats i l'orientació escollida per a fer les seccions, la possible incidència d'aquests problemes fou probablement molt petita.

Finalment, la captació de les imatges dels otòlits es feu mitjançant un microscopi de gruixuts, degut al gruix de la placa de metacrilat on restava adherida la mostra, que portava incorporat un sistema de digitalització de la imatge. Les imatges es processaren, incloent el recompte del nombre d'anells i la mesura dels radis fins a cadascun d'ells, mitjançant el programa informàtic SCION IMAGE.

Diversos autors ja havien assenyalat la major utilitat i fiabilitat dels otòlits en relació a les escates a fi de determinar l'edat en la perca americana (Porak *et al.* 1986, Crawford *et al.* 1989, Long i Fischer 2000), cosa que en aquest treball s'ha pogut comprovar que és especialment certa en el cas dels individus d'edat avançada (a partir dels 5 anys, aproximadament). A més a més, també s'ha observat que, un cop obtingudes seccions adequades dels otòlits d'aquesta espècie, les mesures radials són molt més factibles que en les escates, tal com ja s'ha apuntat en altres estudis (Schramm *et al.* 1992). Aparentment, també es dona una major correlació entre el creixement radial de l'otòlit i el creixement en longitud, que no pas entre aquesta darrera variable i el creixement radial en les escates, tot i que aquesta situació no s'ha avaluat estadísticament. En aquest treball s'ha escollit per a fer aquestes mesures un radi lateral al *sulcus acusticus*, pel qual s'ha observat una major estabilitat entre els dos otòlits d'un mateix individu i entre els de diferents individus, és a dir una menor afectació per l'orientació exacta del pla de secció.

Tot i ésser més fiables que les escates, l'anàlisi dels otòlits tampoc està exempta d'alguns problemes com ara la presència ocasional d'algun fals anell, o el poc contrast que en algunes peces presenten els anells anuals. Per altra banda, la variabilitat del gruix de les seccions dels otòlits, associada a la forma manual com s'han aconseguit, implica que no sempre aquest gruix ha estat el més adequat. Un gruix excessiu tendeix a difuminar la posició exacta dels anells quan són observats als aparells òptics, i fins i tot a provocar que apareguin doblats, tot i que en general quasi sempre ha estat possible de fer el recompte just dels anells presents. En canvi, l'obtenció d'una mostra excessivament fina sí que ha comportat en alguns casos la pèrdua d'utilitat de la peça, ja que els anells no hi eren prou visibles o contrastats.

Amb tot, la lectura de les edats es feu de forma ràpida, segura i amb uns resultats altament coincidents entre els dos otòlits analitzats per a cada peix. Quan les lectures no eren coincidents es tornaven a analitzar separadament les dues peces. Generalment, les poques divergències semblaven venir de la poca qualitat assolida en la preparació d'alguna o totes dues peces. Les mesures dels radis es preneren en ambdues peces, excepte en els pocs casos en què només es disposava d'una, per a finalment utilitzar les mitjanes per a les anàlisis corresponents (retrocàlcul). A les figures II.4.3 a II.4.13 es mostra, a tall d'exemple, una selecció d'imatges dels otòlits analitzats, amb edats compreses entre 0+ i 11+.

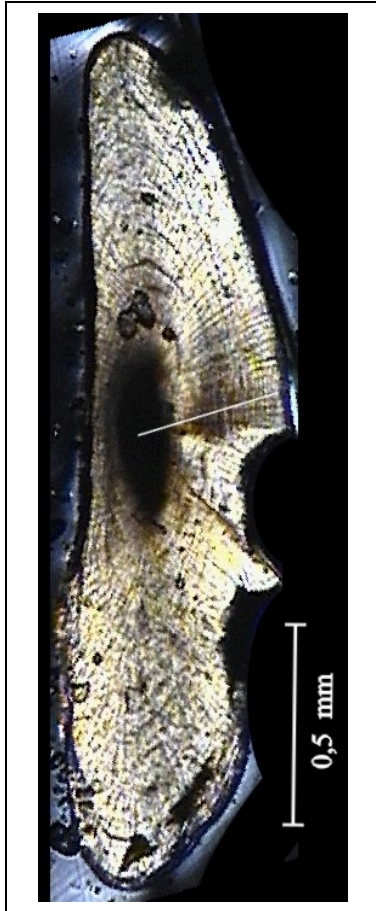


Figura II.4.3 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 0+; sexe: indeterminat; data de captura: 16-11-99; longitud furcal: 101 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars.

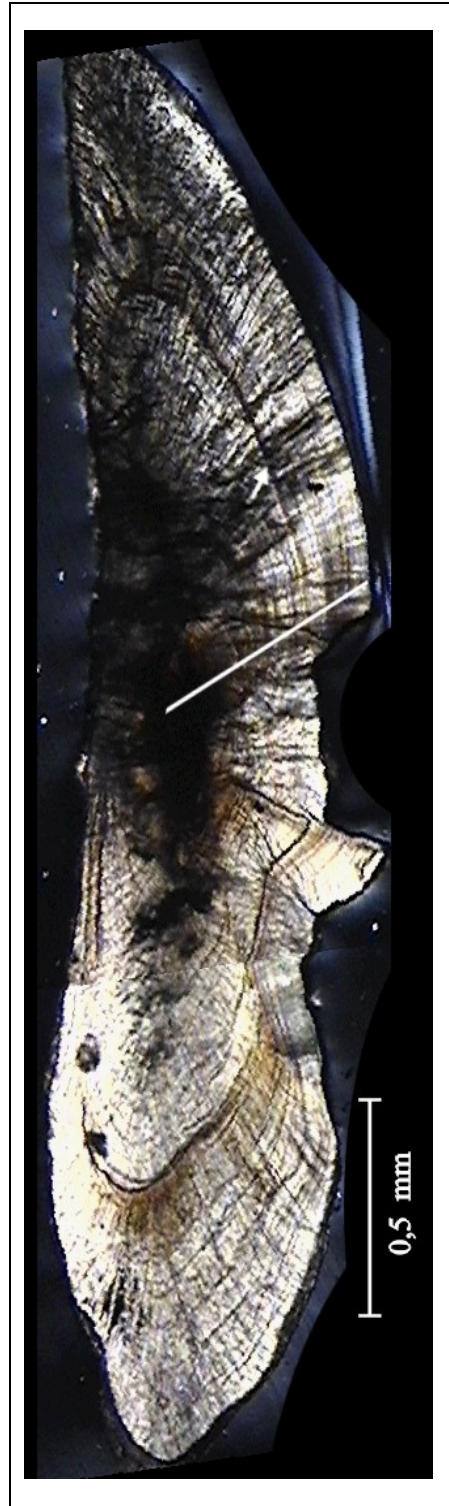


Figura II.4.4 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 1+; sexe: mascle; data de captura: 15-11-99; longitud furcal: 184 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars.



Figura II.4.5 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 2+; sexe: femella; data de captura: 18-11-99; longitud furcal: 267 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.6 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 3+; sexe: mascle; data de captura: 18-11-99; longitud furcal: 254 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.7 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 4++; sexe: femella; data de captura: 30-11-99; longitud furcal: 303 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.8 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 5+; sexe: femella; data de captura: 25-11-99; longitud furcal: 418 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.9 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Eddat: 6+; sexe: femella; data de captura: 25-11-99; longitud furcal: 446 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.

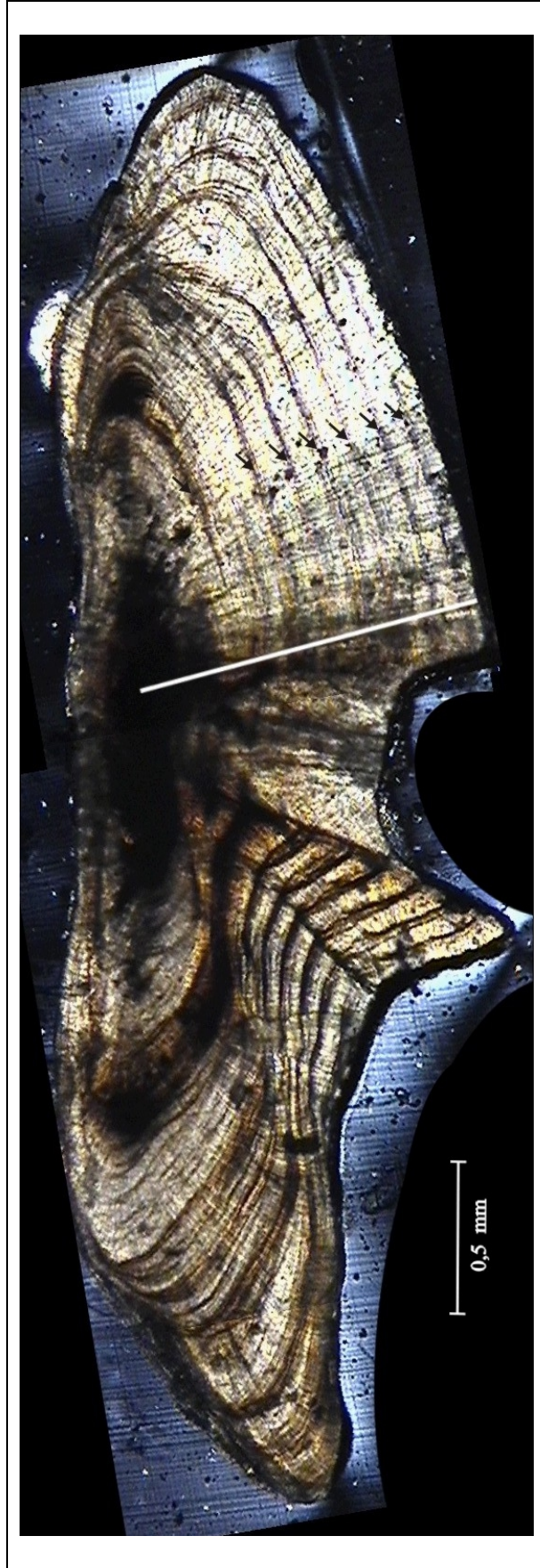


Figura II.4.10 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Eddat: 7+; sexe: femella; data de captura: 25-11-99; longitud furcal: 454 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.11 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 8+; sexe: femella; data de captura: 28-6-99; longitud furcal: 505 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anuals. Fletxes: anells anuals.



Figura II.4.12 Imatge d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.

Edat: 10+; sexe: femella; data de captura: 15-9-99; longitud furcal: 515 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anuals. Fletxes: anells anuals.

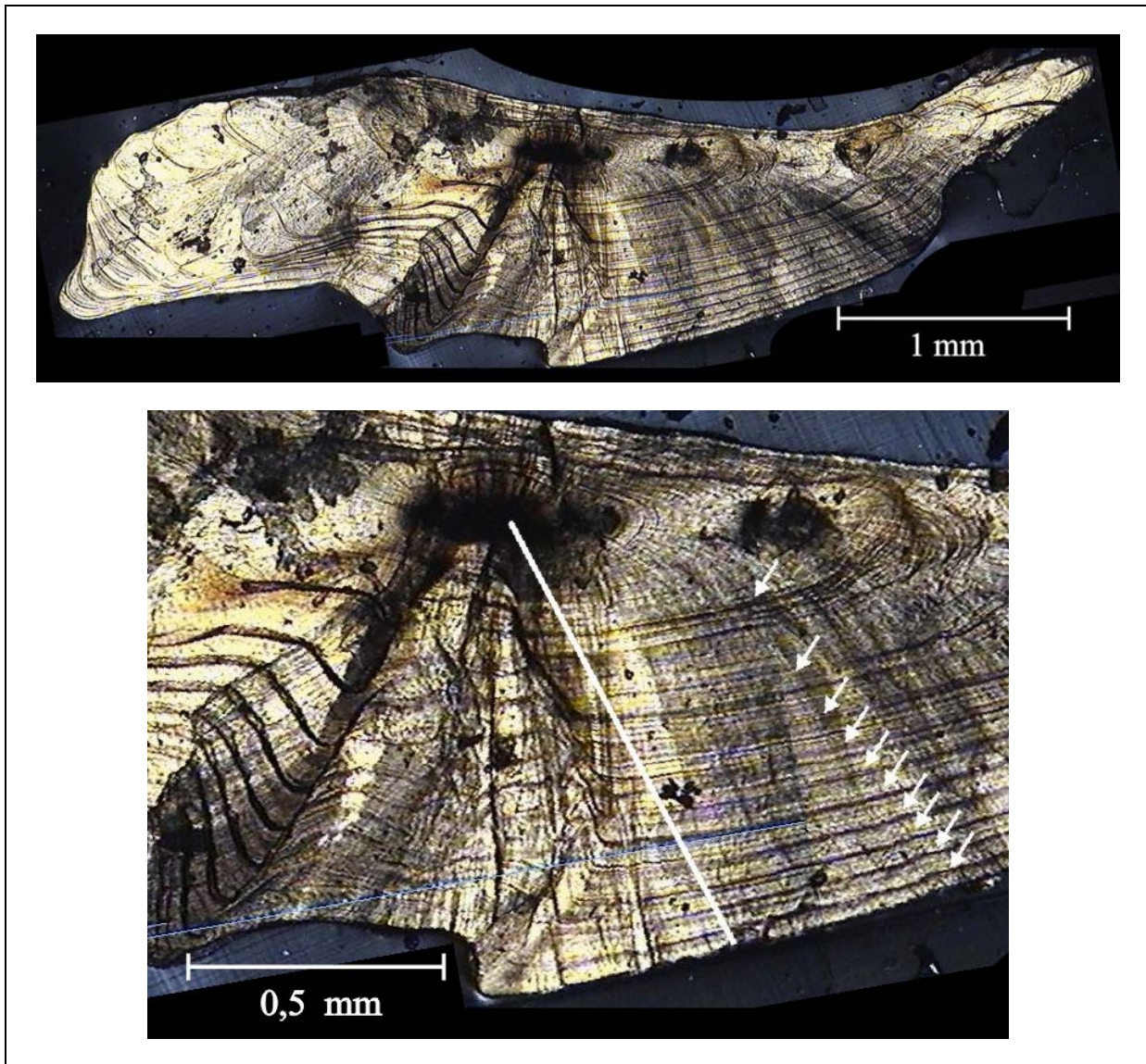


Figura II.4.13 Imatges d'un dels otòlits analitzats en aquest treball.
Edat: 11+; sexe: femella; data de captura: 16-6-99; longitud furcal: 555 mm. Línia blanca: direcció de mesura dels radis anulars. Fletxes: anells anuals.

II.4.4 Validació

Sigui quina sigui l'estructura calcificada escollida per determinar l'edat, és convenient validar les assignacions fetes (Beamish i McFarlane 1983), ja que un problema general a totes elles pot ésser tant l'aparició de falsos *annuli*, com l'absència, o no detecció, d'alguns *annuli* anuals (Lentsch i Griffith 1987). S'acostumen a utilitzar diversos mètodes per fer-ho, però, de fet, l'única validació rigorosament acceptable seria el marcatge-recaptura. Generalment, s'hauria de fer un marcatge intern de les estructures calcificades, per exemple amb oxitetraciclina (OTC), per tal de reconèixer el creixement suplementari que hi hauria hagut entre la data de marcatge i la de recaptura. Caldria, a més, marcar els individus amb alguna altra marca externa que permetés d'identificar-los. Aquest procediment permetria reconèixer els autèntics *annuli* anuals. Malauradament, l'inconvenient principal per a aquest treball rau en el fet que l'aplicació d'un marcatge intern efectiu sempre va acompanyat d'una disminució considerable de la probabilitat de supervivència, cosa gens desitjable si es vol compatibilitzar amb el marcatge-recaptura destinat a l'estimació de paràmetres poblacionals (McFarlane i Beamish 1987).

Un avantatge de fer servir les escates seria que una altra forma de validació de les edats podria consistir en utilitzar únicament marques externes, ja que es poden retirar escates del mateix peix en dates diferents (Matlock *et al.* 1987).

Altres formes de reforçar l'assignació d'edats, més que no pas de validar-la, serien la comparació amb lectures fetes amb altres estructures calcificades suplementàries (Sharp i Bernard 1988), almenys per a una part dels casos, cosa que en aquest treball s'ha fet en una fracció petita dels peixos dels quals es disposava d'otòlits. Ara bé, en aquest cas, quan no hi ha hagut coincidència ha estat clarament degut a limitacions de les escates, i sobretot s'ha donat en exemplars d'edat avançada. Finalment, una altra forma de reforçar la determinació de l'edat passa, teòricament, per contrastar-ne els resultats amb els de mètodes d'estimació del creixement que no depenen d'aquesta prèvia determinació, com ara les anàlisis de freqüències de longitud.

II.5 Anàlisi de dades

II.5.1 Separació de les dades en grups d'edat a partir de la inspecció visual dels diagrames de freqüències de longitud

Donat que no es disposa de lectures d'edat a partir de l'anàlisi directa d'estructures òssies per a tots els peixos capturats, sinó tan sols per a una petita part de les captures (bàsicament corresponent a la darrera campanya de mostreig de novembre de 1999), s'ha optat per separar els grups d'edat presents en cada mostra (cada data o campanya de mostreig), mitjançant la inspecció dels diagrames de freqüències de longitud. En el cas d'estudi, i gràcies al ràpid creixement que manifesta la perca americana durant els primers anys de vida, en aquests diagrames són distingibles diverses components modals fàcilment separables corresponents a cohorts diferents presents en cada data. El grau del solapament entre aquestes components és molt baix en els grups d'edat més joves, i, lògicament, va augmentant amb l'edat. Així, en cada mostra es poden separar almenys tres grups d'edat (0+, 1+ i 2+), amb un mínim risc d'atribuir erròniament l'edat a cada cas, i així s'ha fet (figura II.5.1). La resta de casos s'han agrupat en un únic grup que compren totes les cohorts amb edats superiors a 3 anys, ja que el grau del solapament de les components modals, i, sobretot, una escassa presència en les mostres d'aquestes edats que no permet que es configuren clarament les seves corresponents components modals, no permet la seva separació amb prou garanties de no incórrer en un gran error.

Existeixen altres mètodes estadístics per a efectuar aquesta operació de separació de les components modals de cada grup d'edat que segurament són més adequats en algunes circumstàncies, com ara en la determinació del nombre total de grup d'edats presents. Alguns d'aquests mètodes són els inclosos en els programes MIX (Macdonald i Green 1988) i MULTIFAN (Fournier *et al.* 1990), que s'han aplicat per obtenir alguns dels resultats sobre el creixement que més endavant es presentaran. No obstant, el senzill procediment aplicat aquí permet a la fi obtenir resultats molt més fiables en la separació un a un de tots els casos de cada mostra.

Aquesta separació en grups d'edat, encara que no resulti ésser completa, permetrà estendre l'aplicació de molts dels mètodes analítics aplicats al llarg de tot el treball, que tot seguit es presentaran, a fi d'obtenir resultats amb una resolució considerablement superior.

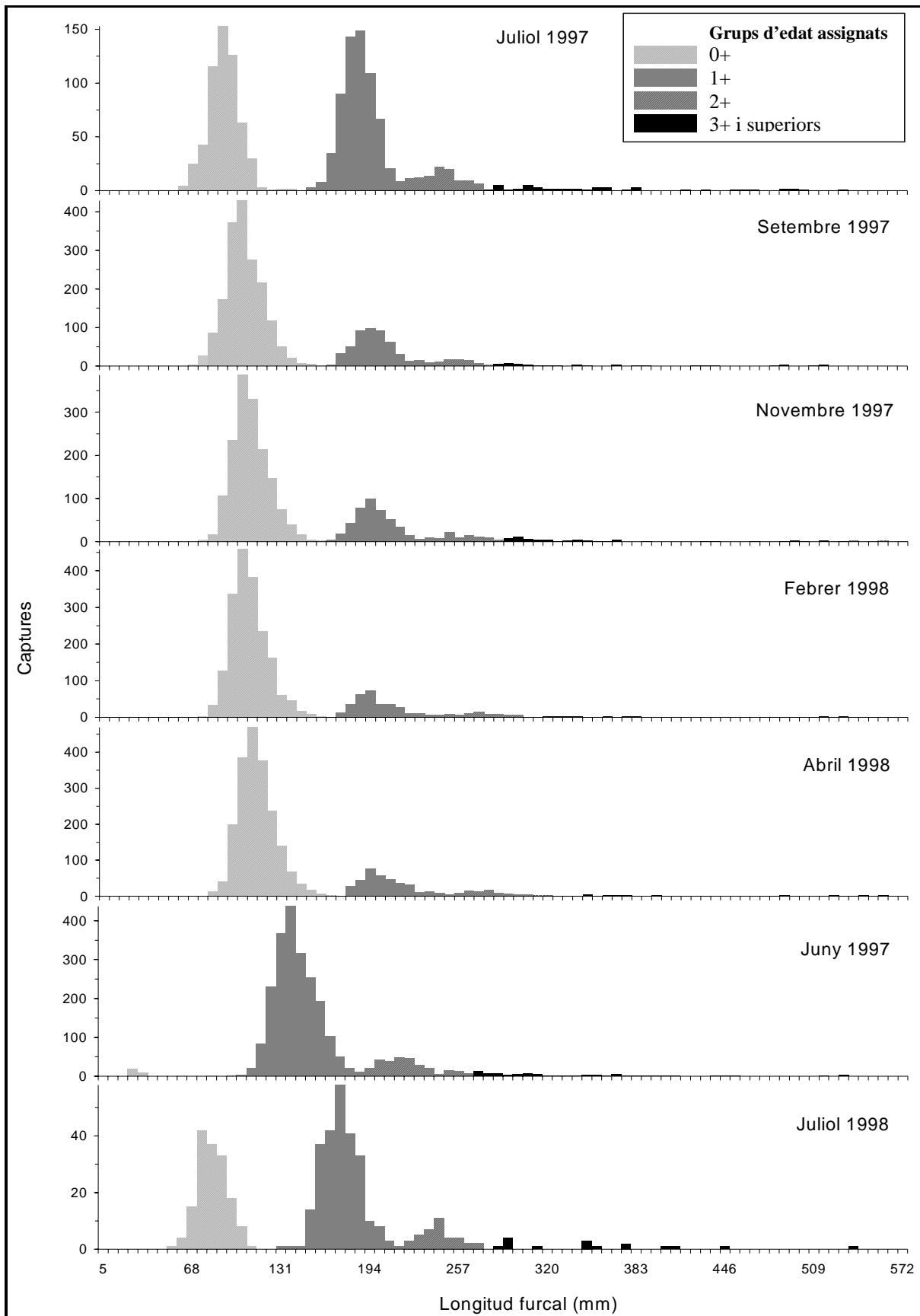


Figura II.5.1.A Separació de les dades en grup d'edat a partir de la inspecció visual dels diagrames de freqüències de longitud.

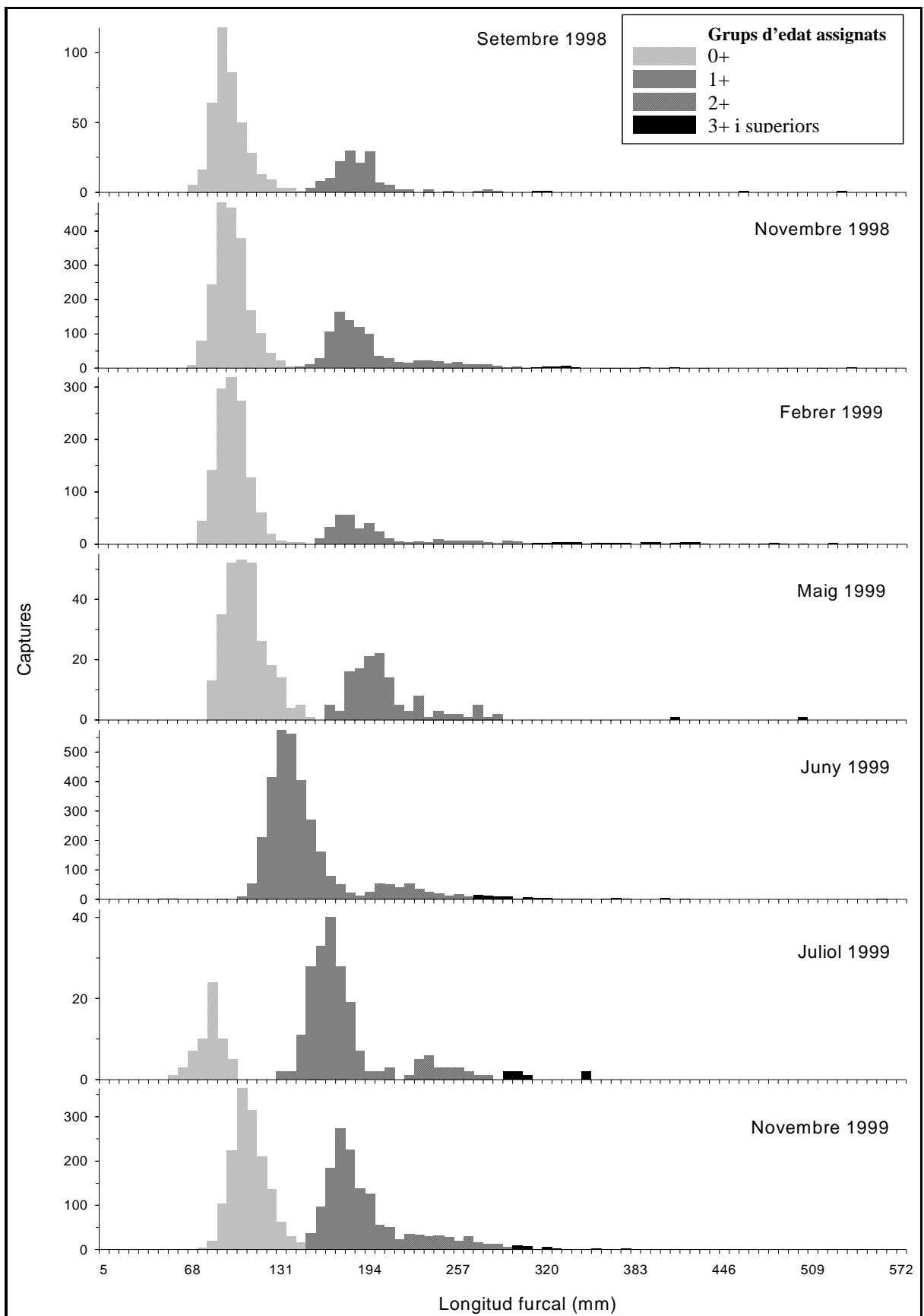


Figura II.5.1.B Separació de les dades en grup d'edat a partir de la inspecció visual dels diagrames de freqüències de longitud.

II.5.2 Mètodes i models aplicats: relació longitud-pes

L'anàlisi de dades de longitud i pes ha anat encaminat a dos aspectes bàsics: la descripció matemàtica de la relació entre aquestes dues variables, i l'estudi de la condició individual dels peixos (Le Cren 1951). En el primer cas, s'ha recorregut a un model matemàtic que, a part de descriure la relació existent en cada població estudiada, permet predir el valor d'una variable a partir de l'altra, generalment el pes a partir de la longitud, i per tant aplicar certes conversions útils quan només es disposa d'una variable. A més, els paràmetres d'aquest model s'han incorporat després en altres models, com els de creixement. En el cas de l'estudi de la condició, generalment s'ha pres el model matemàtic de relació longitud-pes aplicat sobre un conjunt de dades, com a referència per avaluar l'allunyament de cada cas particular, o grup de casos, de la corba general.

Ajustament del model alomètric

La relació entre la longitud (L) i el pes (W) en els peixos s'expressa habitualment mitjançant un model general d'al·lometria que té aquesta forma:

$$W_t = a \cdot L_t^b \quad (\text{II.5.1})$$

Només si el paràmetre b pren el valor exacte de tres es parla de creixement isomètric, és a dir, creixement sense canvi de forma. En la resta dels casos es produeix un creixement al·lomètric en què el canvi de forma es veu reflectit en el valor de b , de manera que valors més grans de tres comporten un cert "arrodoniment" del peix a mesura que augmenta de longitud, mentre que valors més petits comporten un "aprimament".

Per a estimar els paràmetres a i b s'ha proposat la regressió no lineal (Saila *et al.* 1998) a partir del model sense transformar (equació II.5.1). Malgrat que aquest mètode s'ha considerat més adequat estadísticament (Venugopalan i Prajneshu 1998), la regressió lineal, prèvia transformació logarítmica del model, continua essent la forma més estesa d'estimar els paràmetres a i b ,

$$\log W = \log a + b \cdot \log L \quad (\text{II.5.2})$$

Aquesta transformació presenta l'avantatge que sol afavorir la homoscedasticitat (homogeneïtat de variàncies) de les dades, cosa que no sempre es compleix amb les variables L i W sense transformar. En la immensa majoria dels casos s'aplica la regressió lineal de tipus I (predictiva), tot i que Ricker (1975) proposà l'aplicació de la de tipus II (funcional). En aquest treball s'ha recorregut tant a la regressió lineal de tipus I com a la regressió no lineal.

L'estimació per regressió dels paràmetres a i b característics i, per tant, únics d'una determinada població se sol realitzar sobre totes les dades disponibles conjuntament. Una font habitual de biaix d'aquestes estimacions rau en la forma de les dades disponibles. En el cas de moltes poblacions de peixos d'aigua dolça, dades provinents de mostratges amb xarxes, amb pesca elèctrica o de la pesca esportiva solen presentar rangs de talla diferents. Així, sovint es disposa de dades parcials en les quals, depenent de com s'han obtingut, manquen les classes de talla més petites, més grans o ambdues. Segons Carlander (1977), la major part de valors publicats per a b que estan fora del rang [2,5-3,5] són estimacions fetes a partir d'un rang de talles estret i, per tant, es poden considerar esbiaixades. Per altra banda, una baixa quantitat de dades també pot generar estimacions d' a i b esbiaixades.

Anàlisi de la condició

L'estudi de la condició o corpulència dels peixos està estretament lligat amb la relació entre la longitud i el pes, ja que la variació de la condició entre poblacions de la mateixa espècie, entre subgrups (per sexe, edat o altres factors) i en el temps, es reflecteix en diferències en els paràmetres a i b de la relació al·lomètrica. Tradicionalment, però, s'han utilitzat els anomenats factors de condició per a l'estudi d'aquestes variacions (Weatherley i Rogers 1978, Weatherley i Gill 1987, Anderson i Neumann 1996) que no són altra cosa que índexs basats en ràtios entre els valors observats de pes i un valor de referència obtingut a partir de la longitud observada aparellada. Entre els més aplicats d'aquests índexs hi ha el factor de condició de Fulton:

$$K_1 = 100 \cdot \frac{W}{L^3} \quad (\text{II.5.3})$$

el factor de condició de Ricker:

$$K_2 = 100 \cdot \frac{W}{L^b} \quad (\text{II.5.4})$$

el factor de condició relativa:

$$K_n = 100 \cdot \frac{W}{a \cdot L^b} \quad (\text{II.5.5})$$

i l'índex de pes relatiu:

$$W_r = 100 \cdot \frac{W}{W_s} \quad (\text{II.5.6})$$

on W_s és un pes estàndard específic de cada longitud L que s'obté a partir de l'equació

$$\log W_s = \log a + b \cdot \log L \quad (\text{II.5.7})$$

Aquesta darrera equació seria la considerada com a típica per a l'espècie (Anderson i Neumann 1996). Es pot obtenir mitjançant diferents tècniques, la més usada de les quals és la RLP (Regression-Line-Percentile) (Murphy i Willis 1996). Aquestes tècniques s'apliquen sobre un conjunt de dades ampli provinent de tantes poblacions com sigui possible al llarg d'una zona geogràfica concreta, que sovint acaba englobant bona part de la zona de distribució de l'espècie. Però, de fet, fins i tot la més depurada d'aquestes tècniques per a obtenir l'equació (II.5.7) requereix una certa arbitrarietat a l'hora de fixar el nivell considerat com a condició estàndard.

El pes relatiu (Wr) és, en realitat, una variació del factor de condició relativa (K_n), on el valor de referència per a obtenir la condició individual de cada peix prové d'una equació general per a l'espècie, en comptes de provenir de l'equació específica de la població analitzada. Per tant, permet estandarditzar el càlcul de la condició i fer comparables els seus resultats entre estudis realitzats en diferents localitats, a banda de les comparacions dins una mateixa localitat (estacionals, per hàbitat, etc.) que ja es venien fent amb els altres índexs de condició. Segurament per aquesta raó, l'ús del pes relatiu s'ha estès considerablement al llarg dels darrers anys, especialment als EUA, sovint lligat a estudis orientats cap a la gestió dels estocs pesquers d'aigües continentals.

Darrerament, però, l'ús de tots aquests índexs s'ha considerat estadísticament desaconsellable, entre altres motius pel fet que van associats a una sèrie de supòsits que o bé són incorrectes, o bé no sempre es compleixen, i en qualsevol cas, gairebé mai es comproven. Un d'aquests supòsits incorrectes és la independència d'aquests índexs respecte de la longitud, cosa que porta a tractar-los com una variable mesurada més. Un altre supòsit, el d'homogeneïtat del paràmetre b , pràcticament mai es comprova, tot i que es troba implícit en l'ús de tots els índexs de condició esmentats.

S'han proposat diverses alternatives als índexs de condició tradicionals. Una d'aquestes és la utilització dels residus de les regressions lineals com a dades de partida per a dur a terme anàlisis de la variància (ANOVA) (Jakob *et al.* 1996), tot i que aquest mètode tampoc sembla el més adequat estadísticament (Garcia-Berthou 2001). Com a alternativa vàlida s'ha proposat l'aplicació de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA), prenent el pes com a variable i la longitud com a covariable, ambdós transformats logarítmicament (García-Berthou i Moreno-Amich 1993). La formulació del model bàsic d'ANCOVA amb un sol factor i una covariable és (Sokal i Rolf 1995) (Huitema 1980):

$$Y_{ij} = \mu + a_i + \beta_W (X_{ij} - \overline{X}_i) + \varepsilon_{ij} \quad (\text{II.5.8})$$

on Y_{ij} és la variable dependent (i : grups; j : casos), μ és la mitjana poblacional global de la variable dependent, α_i és l'efecte (o l'ordenada a l'origen) del grup i , β_w és el coeficient de regressió lineal conjunt de Y sobre X (es tracta d'una mitjana ponderada dels coeficients de regressió dins de cada grup, β_i), X_{ij} és la variable independent, \bar{X}_i és la mitjana de la variable independent en el grup i , i, finalment, ε_{ij} és la component d'error associada amb l'individu j del grup i .

L'objectiu final de l'ANCOVA seria la comparació de les mitjanes ajustades de la variable, és a dir, separant-ne l'efecte de la covariable. D'aquesta manera, la comparació se centra en les possibles diferències entre les mitjanes ajustades per a cada un dels grups resultants de la combinació dels diversos factors que s'introdueixen en l'anàlisi. En el cas d'haver-hi un sol factor i una única covariable, la mitjana ajustada pel pes es calcula com:

$$\bar{Y}_{i_{aj}} = \bar{Y}_i - \beta_w(\bar{X}_i - \bar{X}) \quad (\text{II.5.9})$$

on $\bar{Y}_{i_{aj}}$ és la mitjana ajustada del grup i , \bar{Y}_i és la mitjana no ajustada, β_w és el coeficient de regressió conjunt, \bar{X}_i és la mitjana de la covariable pel grup i , i, finalment, \bar{X} és la mitjana global de la variable independent. Gràficament, la mitjana ajustada és el punt on s'encreua la recta de regressió del grup en qüestió amb la vertical pel valor de \bar{X} . En principi, en el disseny habitual de l'ANCOVA, β_w no ha d'ésser diferent als coeficients de regressió per a cada grup β_i . De fet, aquest és un dels supòsits de l'ANCOVA, que més endavant es comentaran.

Els factors que poden intervenir en aquestes ANCOVA destinades a l'estudi de la condició dels peixos, i que generalment es tractaran com d'efectes fixes, van des de la localitat, fins a l'edat (per cohorts, o separant només els immadurs dels madurs), passant pel sexe, l'any, el més o l'estació, segons si es pretén comprovar la presència de variacions en la condició entre poblacions, al llarg del creixement dels peixos, entre sexes, interanuals o estacionals (intranuals), respectivament. A més, en aquests dissenys es poden afegir, eventualment, altres covariables, com ara latitud, o mesures de certes condicions ambientals, com per exemple la temperatura. Alguns dels factors esmentats, com l'edat o la data de captura, es podrien prendre com a covariables, i de fet estadísticament semblaria més correcte fer-ho així, donat que en realitat són variables contínues. Ara bé, la inclusió d'aquestes o altres covariables a més de la longitud probablement comportaria la violació d'algun dels supòsits de l'ANCOVA, per la qual cosa caldria recórrer a altres mètodes, que més endavant es comentaran.

Alguns dels supòsits per a poder aplicar l'ANCOVA són normalitat dels errors (ε_{ij}), homogeneïtat de variàncies dels mateixos (homocedasticitat), linealitat de les regressions per grup entre la variable i la covariable, i homogeneïtat de pendents entre aquestes regressions (Huitema 1980). L'homocedasticitat dels errors s'ha de donar tant dins els grups com entre els

grups. Generalment, es considera que tant la homogeneïtat de variàncies dins els grups, com la linealitat de les regressions s'acostumen a assolir a través de la transformació logarítmica. Per altra banda, en el cas del primer supòsit, el test de la F utilitzat en l'anàlisi resulta ser força robust davant la manca de normalitat de les variables. En canvi, pel que fa a l'homocedasticitat dels errors entre grups i a l'homogeneïtat de variàncies, és convenient comprovar-los abans de procedir a fer un disseny final d'ANCOVA, donat que en cas de no donar-se poden produir seriosos biaixos en l'estimació de F que en darrer terme portarien a una interpretació final dels resultats errònia.

L'homogeneïtat de variàncies dels errors entre grups es pot comprovar amb un test preliminar com el contrast de Levene, tot i que tant aquest com altres testos semblen ésser massa restrictius. Així, malgrat detectar heterocedasticitat significativa mitjançant l'esmentat test, encara es pot procedir a realitzar l'ANCOVA amb unes certes garanties de no tenir F errònies, si es compleixen dos requisits. Aquests són que la ràtio entre el valor màxim i el mínim de la mida mostral dels grups (nombre de casos) sigui menor a 4:1, i que la ràtio entre el valor màxim i mínim de la variància dels diferents grups sigui menor a 10:1. Finalment, si això tampoc es compleix es pot recórrer a altres mètodes alternatius a l'ANCOVA, o bé dur a terme l'anàlisi de covariància amb un nivell de significació més sever ($\alpha=0.025$ o $\alpha=0.01$) a l'usual ($\alpha=,05$), amb la qual cosa només donarem per bones diferències altament significatives en les mitjanes ajustades (Tabachnick i Fidell 2001). Una altra situació que pot derivar en biaixos importants en F es dóna quan les variàncies estan correlacionades amb les mitjanes per grup de la variable, encara que l'heterocedasticitat no sigui massa severa (Sokal i Rohlf 1995). En qualsevol cas, quan la variància és heterogènia entre grups, convé centrar l'interès no només en l'anàlisi i la comparació de mitjanes, sinó també en els patrons de variació d'aquesta variància, donat que també són informatius respecte de la variabilitat total observada.

El supòsit d'homogeneïtat de pendents (hipòtesi de paral·lelisme) s'ha de comprovar mitjançant un disseny preliminar de l'ANCOVA. En aquest disseny preliminar es tenen en compte tots els efectes principals més les diverses interaccions possibles entre els factors i entre els factors i la covariable. Si es dóna el cas que l'efecte de les interaccions amb la covariable és no significatiu, es pot considerar que hi ha homogeneïtat de pendents, és a dir, que no hi ha diferències significatives entre grups pel que fa al paràmetre b de la relació longitud-pes.

Un altre problema que pot sorgir a l'hora de realitzar una ANCOVA és el de les cel·les buides, és a dir, absència de dades en certes combinacions de factors. Aquest fenomen pot aparèixer per diversos motius, relacionats amb el disseny mostral o amb les característiques estructurals de la població d'estudi. Si bé *a priori* es pot intentar minimitzar la incidència d'aquest problema, o fins i tot anul·lar-lo completament, mitjançant un disseny mostral adequat, el fet és que sovint es dóna finalment en les dades a analitzar. Quan això passa, no és convenient utilitzar la suma de quadrats de tipus III que generalment s'aplica en les anàlisis de variància,

donat que pot produir biaixos considerables en la F . Una alternativa és la utilització de la suma de quadrats de tipus IV, si bé tampoc està exempta de problemes. Una altra opció més rudimentària passa per l'eliminació de l'anàlisi dels nivells del factor o factors on es troben les caselles buides, o bé la realització d'anàlisis separades per a cada factor, o bé també la reformulació del factor o factors que provoquen l'aparició de caselles buides en nous factors que no presentin aquest problema. Un exemple d'aquest darrer cas seria el canvi dels factors mes i any pel de data correlativa. Lògicament, el primer disseny (mes i any) permetria comprovar separatament la presència de variacions significatives intranuals (estacionals) i interanuals, mentre que el segon només podria comprovar la presència de variacions en el temps sense distingir-les. Per tant, preferiblement seria millor aplicar el primer disseny, per bé que pugui portar aparellat la presència de caselles buides, com per exemple, un mes amb dades per a un any però no per al següent.

Un cop s'han comprovat els supòsits esmentats, es procedeix a realitzar un disseny final de l'ANCOVA, on s'incorporen només l'efecte dels factors i de les seves interaccions sobre el pes. Aquest disseny final es pot considerar com un test d'homogeneïtat del paràmetre α , ja que les possibles diferències en les mitjanes ajustades pel pes de cada grup (a partir d'ara, W_{iaj}) es mantenen entre les seves ordenades a l'origen ($\log a$) com a conseqüència del paral·lelisme de les regressions. Així, si es prova l'efecte d'un determinat factor, s'estaria indicant que hi ha diferències en la condició entre els grups que aquell factor separa. En la figura II.5.1 s'il·lustren quatre exemples hipotètics analitzables mitjançant l'ANCOVA, després de comprovar que no s'ha de rebutjar la hipòtesi de paral·lelisme. Juntament amb el disseny final, sovint és convenient realitzar contrastos entre parelles dels grups que intervenen en l'anàlisi, cosa que per exemple es pot fer mitjançant un test de Bonferroni. D'aquesta manera, se centra l'interès en detectar entre quins grups es donen diferències significatives en les mitjanes ajustades, i quina és la seva separació. No sempre caldrà realitzar tots els contrastos possibles, sinó que sovint serà suficient realitzar contrastos només entre grups contigus del disseny.

Per contra, si l'homogeneïtat de variàncies o la hipòtesi de paral·lelisme han estat rebutjades, es pot recórrer a mètodes alternatius. El primer d'aquests a esmentar és un mètode ponderat aplicable quan falla algun dels supòsits o tots dos (Vila-Gispert i Moreno-Amich 2001) (Misra *et al.* 1990). Si bé aquest mètode presenta l'avantatge que permet realitzar comparacions de mitjanes ajustades (W_{iaj}) quan no és possible aplicar l'ANCOVA, també té l'inconvenient que la seva interpretació pot ésser molt limitada, i àdhuc poc clara o enganyosa. A la figura II.6.16 s'il·lustren quatre exemples hipotètics que reflecteixen aquests problemes d'interpretació en relació a l'aplicació d'aquest mètode. Com es pot veure, les distàncies entre les mitjanes ajustades pel pes no són extrapolables al llarg de la covariable longitud, degut precisament a què no hi ha homogeneïtat de pendents. Lògicament, degut a això mateix, trobar o no diferències significatives entre les mitjanes ajustades, que equivaldria a trobar un efecte significatiu per a un determinat factor o combinació de factors, dependrà del valor de la covariable sobre la qual es computin aquestes mitjanes (generalment la mitjana global, \bar{L} a partir d'ara). Així doncs, a diferència de l'ANCOVA, aquest mètode no permet utilitzar les

ordenades a l'origen ($\log a$) de les regressions com a indicadores de la condició independentment de la longitud. De fet, donat que les mitjanes ajustades s'aconsegueixen projectant les mitjanes de cada grup a través d'una recta pròpia i, en aquest cas amb pendent diferent, fins a aquest valor únic per a la covariable (\bar{L}), fins i tot es pot produir la situació paradoxal que les mitjanes ajustades s'inverteixin de posició respecte de les mitjanes de grup. Això es produiria si hi hagués un punt d'encreuament de les rectes entre les mitjanes i \bar{L} , i podria portar a una interpretació dels resultats completament capgirada i errònia. Per tant, és un mètode desaconsellable, especialment si no es comprova, encara que només sigui gràficament, on s'encreuen les regressions de cada grup. Fins i tot fent això, queda com un mètode amb només una certa utilitat en el cas concret que es doni la circumstància que les mitjanes de la longitud per grup coincideixen amb la global, cosa molt poc probable en estudis observacionals.

Per altra banda, en els exemples simplificats de la figura II.5.2 hi ha sempre un únic punt d'encreuament de les regressions o de les seves projeccions. Però això no ha d'ésser necessàriament així, sobretot si augmenta el nombre de grups a comparar. Quan existeixen múltiples punts d'encreuament, més o menys distanciats els uns dels altres, i sovint tants com aparellaments possibles de regressions es poden fer, la interpretació dels resultats de mètodes de comparació de les mitjanes ajustades a través de coeficients de regressió diferents encara es fa més complexa i en bona mesura estèril.

Una segona alternativa aplicable si hi ha heterogeneïtat de pendents és la tècnica de Johnson-Neyman (Huitema 1980), però cal que es doni homocedasticitat entre els grups. La tècnica de Johnson-Neyman permet determinar en quin rang de valors de la covariable al voltant del punt d'encreuament de les regressions de cada grup no hi ha diferències significatives, separant-lo de les dues bandes laterals a aquest rang on sí que n'hi ha. També amb el mètode ponderat aplicat a la condició dels peixos per (Vila-Gispert i Moreno-Amich 2001) seria possible, aplicant-hi una petita variació, discriminar aquests rangs. Ara bé, aquesta extensió dels mètodes és poques vegades d'utilitat, ja que d'entrada cal que els grups estiguin solapats respecte de la covariable longitud, i, a més, s'ha d'aplicar separatament per a cada parella de grups, cosa que limita l'eficàcia del mètode pel que fa a la detecció de l'efecte d'un determinat factor.

Una tercer mètode alternatiu, aplicable quan no es pot aplicar un disseny convencional d'ANCOVA perquè no hi ha homogeneïtat de pendents, és l'anàlisi de regressions separades (fig. II.5.3). Aquest mètode és, de fet, comparable a una ANOVA aniuada, on no es té en compte l'efecte global de la covariable, sinó només l'efecte dins de cada grup. És a dir, en comptes d'estimar un únic coeficient de regressió β_w , se n'estimen tants com grups (β_i), i es comprova l'efecte del factor sobre la variable quan la covariable és zero. És a dir, es realitza, com en l'ANCOVA, un test d'homogeneïtat d'ordenades a l'origen (α_i), amb la diferència que els resultats d'aquest test tampoc són extrapolables a la resta de longituds, i per tant, tampoc a les mitjanes ajustades si es calculen, cosa que en aquest tipus d'anàlisi no té massa sentit. Així

doncs, malgrat que la interpretació matemàtica d'aquest mètode és senzilla, té una utilitat ben limitada en el cas de l'estudi de la condició, perquè les diferències en els coeficients de regressió b van gairebé sempre acompanyades de diferències en les ordenades l'origen ($\log a$). Àdhuc en els rars casos que no es trobi heterogeneïtat en el paràmetre a tot i haver-n'hi en el b , la interpretació d'aquest fet en relació a la condició és també molt limitada. De fet, el valor zero del logaritme de la longitud és, òbviament, el valor 1 de la longitud sense transformar. Per tant, una hipotètica igualtat d'ordenades a l'origen entre grups, tan sols indica que la condició és igual a la longitud 1, on es produiria l'encreuament de les rectes dels diferents grups. Depenent de quines hagin estat les unitats emprades en la mesura de la longitud, i finalment de si el rang observat de longituds inclou o no aquest punt, aquest encreuament de rectes es donarà o no dins l'esmentat rang. En qualsevol cas, aquest mètode pateix el mateix problema que el mètode ponderat ja que, com en aquest, la comparació de les α_i no és traslladable a la resta de longituds. De tota manera, l'únic avantatge de l'anàlisi de regressions separades sobre el mètode ponderat descrit rau precisament en què el primer es centra en les diferències en un dels paràmetres de la regressió lineal ($\log a$), el qual s'acostuma a presentar com a descriptor de l'al·lometria juntament amb el coeficient de regressió (b), mentre que el segon es centra en les diferències en unes mitjanes ajustades, que com ja s'ha dit estan mancades de sentit quan no hi ha homogeneïtat de pendents.

Si bé els mètodes anteriors s'han descrit com una alternativa al disseny final o estàndard de l'ANCOVA quan hi ha heterogeneïtat de pendents, també és cert que les seves limitacions els converteixen en gairebé inútils, almenys en l'estudi de la condició dels peixos, i excepte, potser, en algunes situacions molt concretes com ara certs estudis experimentals. A més a més, com en el cas d'altres supòsits d'aquest i altres mètodes d'inferència estadística, l'homogeneïtat de pendents sovint no es comprova prèviament en estudis publicats. Fins i tot quan es fa, es procedeix igualment amb l'anàlisi, encara que el grau de violació del supòsit sigui elevat, duent a terme una interpretació final de l'anàlisi paral·lela a la d'un anàlisi on el mateix supòsit es complís. Per tot plegat, caldria analitzar quines són les conseqüències de dur a terme una ANCOVA malgrat donar-se aquesta heterogeneïtat, i seguidament sospesar si pot ésser aplicada, amb restriccions en la interpretació dels seus resultats, en comptes dels mètodes alternatius ja comentats.

En les figures II.5.4 i II.5.5 s'il·lustren gràficament diversos exemples hipotètics amb heterogeneïtat de pendents, als quals se'ls aplica una ANCOVA. D'entrada, s'observa com el fet d'estimar un únic coeficient de regressió conjunt (β_i) comporta que les mitjanes ajustades (W_{iaj}) surten de la recta pròpia de cada grup o de la seva projecció. Només hi ha una situació concreta en què això no passa, aquella en la qual les mitjanes no ajustades per grup pel logaritme del pes se situen sobre la mateixa vertical, és a dir sobre \bar{L} , ja que les mitjanes del logaritme de la longitud per grup són iguals ($\bar{L}_1 = \bar{L}_2 = \dots = \bar{L}_i = \bar{L}$). En qualsevol cas, donat que les rectes sobre les quals es projecten les mitjanes per grup fins a la mitjana de la covariable (\bar{L}) per a aconseguir les mitjanes ajustades (W_{iaj}) són paral·leles, les distàncies entre aquestes mitjanes ajustades no depenen de la posició on es computen (\bar{L}). És en aquest aspecte on rau

la diferència amb els altres mètodes alternatius a l'ANCOVA comentats fins ara. De fet, com ja s'ha dit, el test d'igualtat d'ordenades a l'origen (α_i) es converteix també en un test d'igualtat de mitjanes ajustades només si s'estima un únic coeficient de regressió conjunt, i això només es fa en el disseny estàndard de l'ANCOVA. En canvi, aplicant l'ANCOVA amb heterogeneïtat de pendents, les diferències entre les mitjanes ajustades sí que depenen de la posició de cadascuna de les mitjanes per grup dins els respectius rangs. Això està en consonància amb la principal limitació en la interpretació que pateix aquest mètode en aquesta situació de pendents desiguals, com es veurà tot seguit. Aquest fet s'observa comparant les dues figures (II.5.4 i II.5.5).

Per tant, l'ANCOVA permet comparar les mitjanes ajustades de cada grup encara que hi hagi heterogeneïtat de pendents, sense que el seu resultat depengui dels punts d'encreuament de les rectes pròpies de cada grup, ni de la posició respecte d'aquests de \bar{L} . Ara bé, hi ha una diferència bàsica que cal no perdre de vista respecte de les situacions amb homogeneïtat de pendents: els resultats només són vàlids per a les mitjanes de cada grup, i no són extrapolables a la resta dels casos al llarg del rang de longituds de cada grup. En una situació ideal, amb homogeneïtat de pendents, els resultats de l'ANCOVA són perfectament generalitzables a tot el grup, de manera que podem arribar a afirmar, per exemple, que la condició d'un grup de peixos és major en qualsevol longitud que la d'un altre grup. En canvi, en una situació amb heterogeneïtat de pendents només podem afirmar que els casos situats en la mitjana del logaritme de la longitud (i també del pes) tenen millor condició que els situats sobre la mitjana d'un altre grup. Però, és clar, més val això que no pas renunciar completament a l'anàlisi de les dades, o analitzar-les amb els mètodes basats en coeficients de regressió desiguals, encara molt més limitats en la seva interpretació final. El fet de poder comparar almenys les mitjanes de cada grup és especialment interessant en estudis observacionals tenint en compte que sovint els casos dins de cada grup es distribueixen seguint una normal. Així, a mesura que ens separem de les mitjanes els resultats de l'ANCOVA són menys vàlids, però també els casos solen ésser cada cop més rars.

Per altra banda, la utilització de l'ANCOVA amb heterogeneïtat de pendents també comporta un altre problema: el biaix del l'estadístic F i, per tant, l'afectació dels resultats finals del test. Lògicament, aquest biaix augmenta a mesura que es diferencien els coeficients de regressió dels grups formats en el disseny de l'anàlisi. De tota manera, sembla que aquest problema tendeix a tenir efectes conservatius sobre el resultat final del test, fent augmentar la probabilitat d'error de tipus I (Huitema 1980). Finalment, és probable que l'heterogeneïtat de pendents també afecti els resultats dels testos preliminars d'homogeneïtat de variàncies, fent augmentar la probabilitat que es detecti heterocedasticitat.

En definitiva, l'aplicació de qualsevol d'aquests mètodes com a alternativa a l'ANCOVA quan hi ha heterogeneïtat de pendents significativa, inclosa la mateixa ANCOVA, hauria d'anar sempre lligada a un estudi detallat de les regressions de cada grup i dels seus encreuaments. I, en qualsevol cas, convé ésser molt prudent amb la interpretació en relació a la condició. En tot

moment cal tenir present quines són les hipòtesis que s'estan comprovant amb cada test aplicat (taula II.5.1), així com els límits existents en la interpretació dels resultats, els quals varien en cada mètode.

Finalment, altres alternatives per a poder seguir amb l'anàlisi de dades de longitud i pes, quan el disseny preliminar de l'ANCOVA detecta heterogeneïtat de pendents, passarien per canviar el disseny en relació a la quantitat de factors i covariables introduïts inicialment. Sovint, l'intent de crear un model mitjançant la inclusió de més d'un factor, més d'una covariable o ambdues coses alhora, juntament amb totes les interaccions possibles que això genera, comporta l'aparició d'heterogeneïtat de pendents. Per tant, la solució obvia és eliminar o separar de l'anàlisi aquells factors (o grups d'un factor), interaccions entre factors, o covariables, que provoquen l'heterogeneïtat. Això permetrà dur a terme dissenys finals de l'ANCOVA, amb l'avantatge que la seva interpretació és sempre molt més clara, encara que només sigui sobre una part de les dades disponibles, o sobre totes les dades però a través d'un model més simplificat. Així, tot i que d'entrada segurament resulta més atractiu analitzar les dades a partir d'un model únic i complex, si es dona el cas que s'incompleixen certs supòsits bàsics com el de l'homogeneïtat de pendents, i per tal de no caure en interpretacions incorrectes dels resultats, siguin o no aquests a més a més esbiaixats, és preferible fragmentar l'anàlisi en diversos models separats que compleixin millor els supòsits de l'anàlisi. Fins i tot quan no hi ha un problema greu de violació de supòsits amb un model complex, és bo complementar-lo amb altres anàlisis parcials o segmentades, la qual cosa facilita la interpretació dels resultats.

Tots aquests mètodes, inclosa l'ANCOVA, formen part dels anomenats models lineals generals, i aquests, al seu torn, dels models lineals generalitzats (McCullagh i Nelder 1989), dels quals els primers en són tan sols casos concrets. L'acrònim GLM s'utilitza normalment en referència als models lineals generals, tot i que també es fa servir per als generalitzats. Aquests darrers models, que ja han estat aplicats en alguns estudis de condició en peixos (Lloret 2000), presenten l'avantatge que tenen un gran versatilitat i faciliten la inclusió de múltiples variables, covariables i factors. Aquesta versatilitat rau en el fet que poden prendre altres distribucions de base diferents a la normal, quan es comprova que aquesta no és la que representa millor la variable o les variables, així com en la possibilitat de modelitzar la relació entre aquestes variables i la covariable o les covariables mitjançant funcions que no necessàriament han de ser lineals. Aquesta darrera opció pot ésser d'utilitat en el cas dels estudis de condició en peixos quan es pretenen introduir en l'anàlisi certes covariables com ara l'edat, que no presenta, com ja és ben conegut, una relació lineal amb el pes, i que per tant no es pot introduir com a covariable en una ANCOVA.

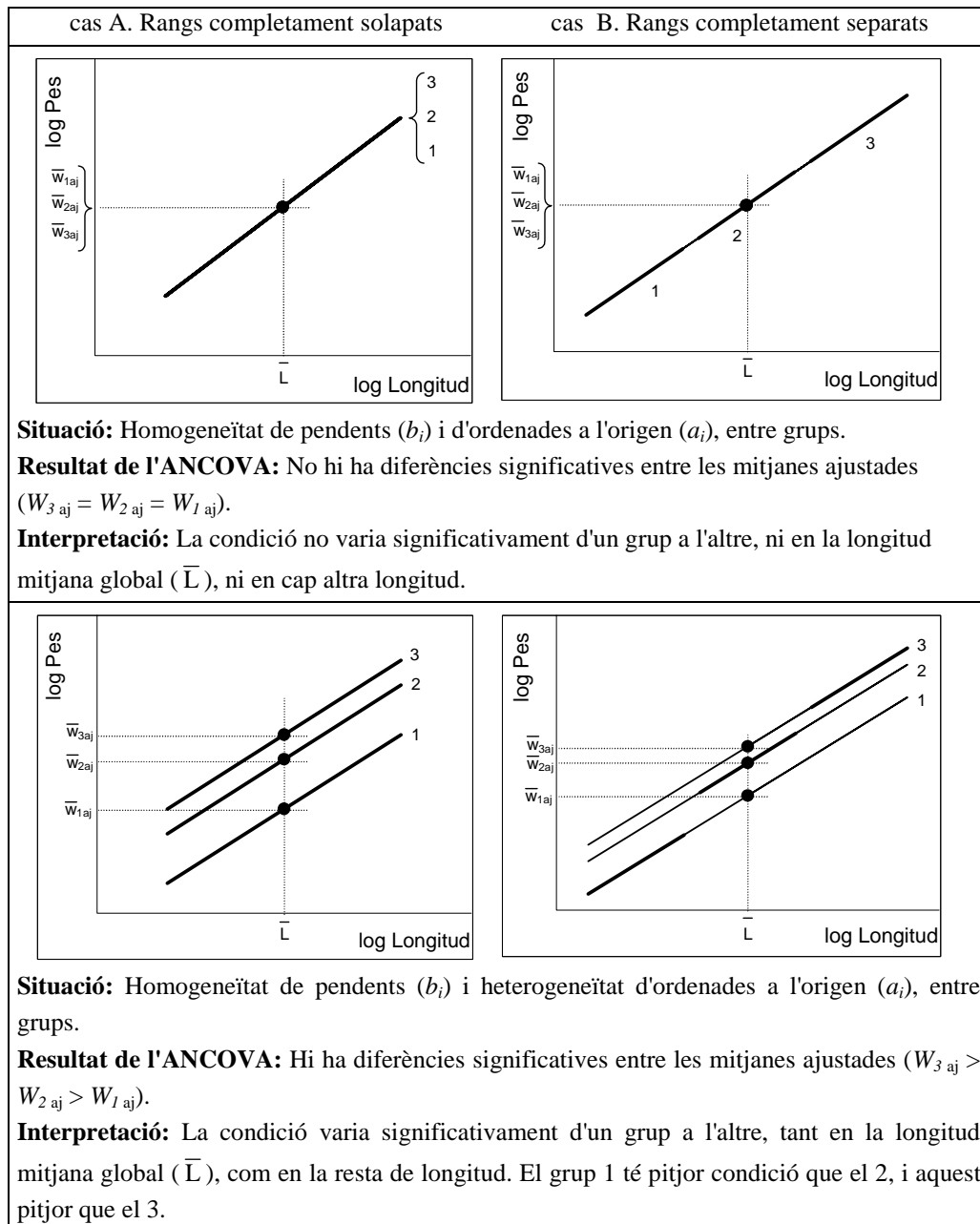


Figura II.5.1 Exemples hipotètics de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA).

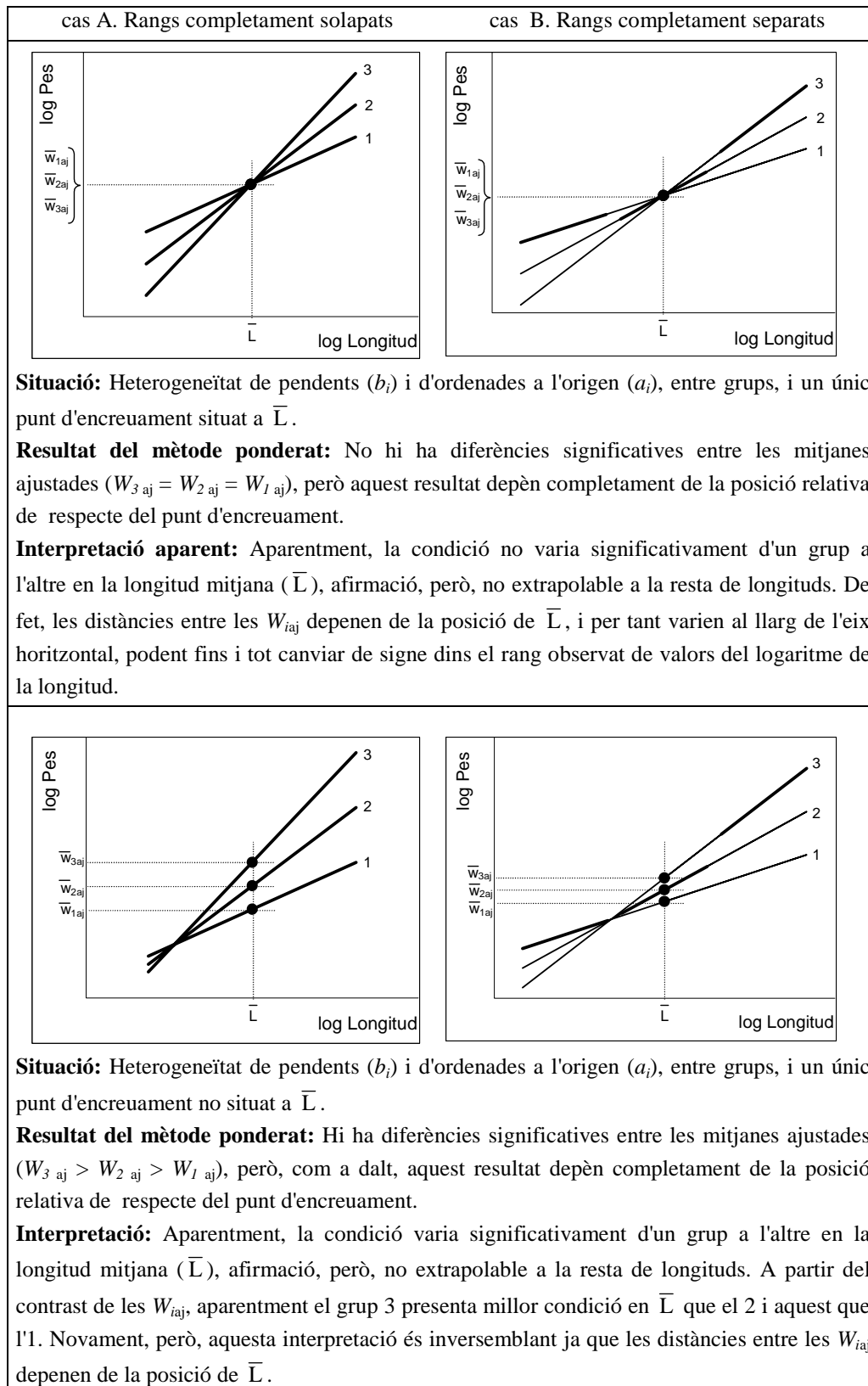


Figura II.5.2 Exemples hipotètics del mètode ponderat.

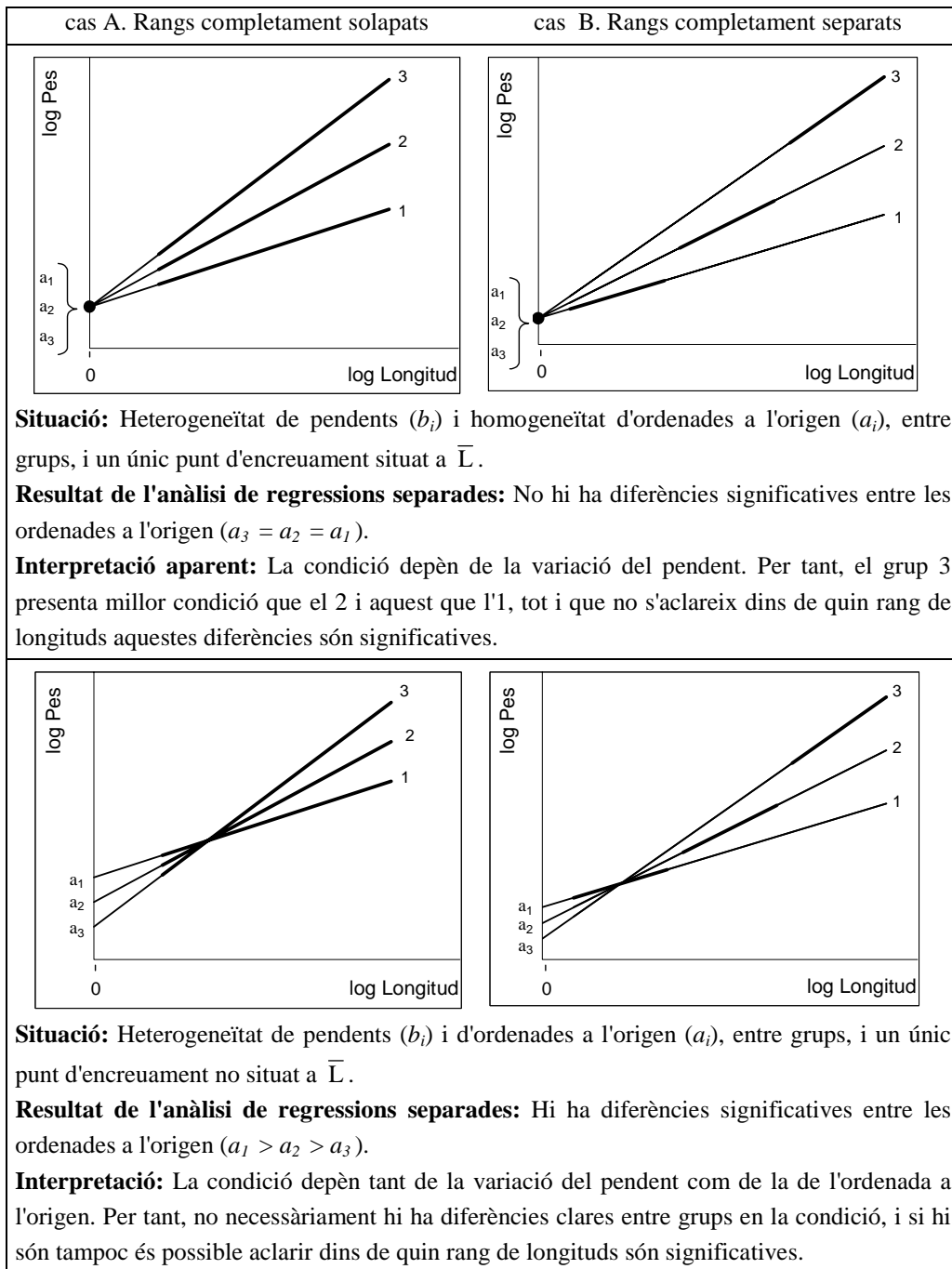


Figura II.5.3 Exemples hipotètics de l'anàlisi de regressions separades.

Disseny	Font de variació		
	Factor (<i>i</i> nivells)	Covariable	Factor x Covariable
Disseny preliminar	Test de l'efecte del factor, o d'homogeneïtat d'ordenades a l'origen $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i$	Test de l'efecte de la covariable $H_0: \beta_w = 0$	Test d'homogeneïtat de pendents $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i$
ANCOVA (Disseny final o estàndard, amb homogeneïtat de pendents)	Test de l'efecte del factor, o d'igualtat de mitjanes ajustades ^a , o d'ordenades a l'origen ^b , $H_0: W_{1aj} = W_{2aj} = \dots = W_{iaj}$ $H_0: \alpha'_1 = \alpha'_2 = \dots = \alpha'_i$	Test de l'efecte de la covariable $H_0: \beta_w = 0$	-
Anàlisi de regressions separades (Disseny final, amb heterogeneïtat de pendents)	Test de l'efecte del factor, o d'igualtat d'ordenades a l'origen ^b , $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i$	-	Test de l'efecte de la covariable en cada grup $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$
Mètode ponderat ^c (Disseny final, amb heterogeneïtat de pendents)	Test de l'efecte del factor, o d'igualtat de mitjanes ajustades ^a , $H_0: W'_{1aj} = W'_{2aj} = \dots = W'_{iaj}$	-	-

Taula II.5.1 Testos associats a cada font de variació que es duen a terme en les anàlisis de la covariància i models anàlegs. ^a Les mitjanes ajustades (W_{iaj}) en una ANCOVA es calculen a partir d'un únic coeficient de regressió (β_w), mentre que en el cas de les altres anàlisis les mitjanes ajustades (W'_{iaj}) es calculen a partir del coeficient de regressió propi de cada grup (β_i), i per tant són diferents de les primeres. ^b El mateix passa amb les ordenades a l'origen per grup: les d'una ANCOVA (α'_i) són diferents de les de les altres anàlisis (α_i) perquè les primeres han estat obtingudes mitjançant un únic coeficient de regressió (β_w), mentre que les segones ho han estat mitjançant el coeficient de regressió propi de cada grup (β_i). ^c Depenent de si hi ha homocedasticitat o heterocedasticitat, s'aplicarà un test F o un test de la xi.

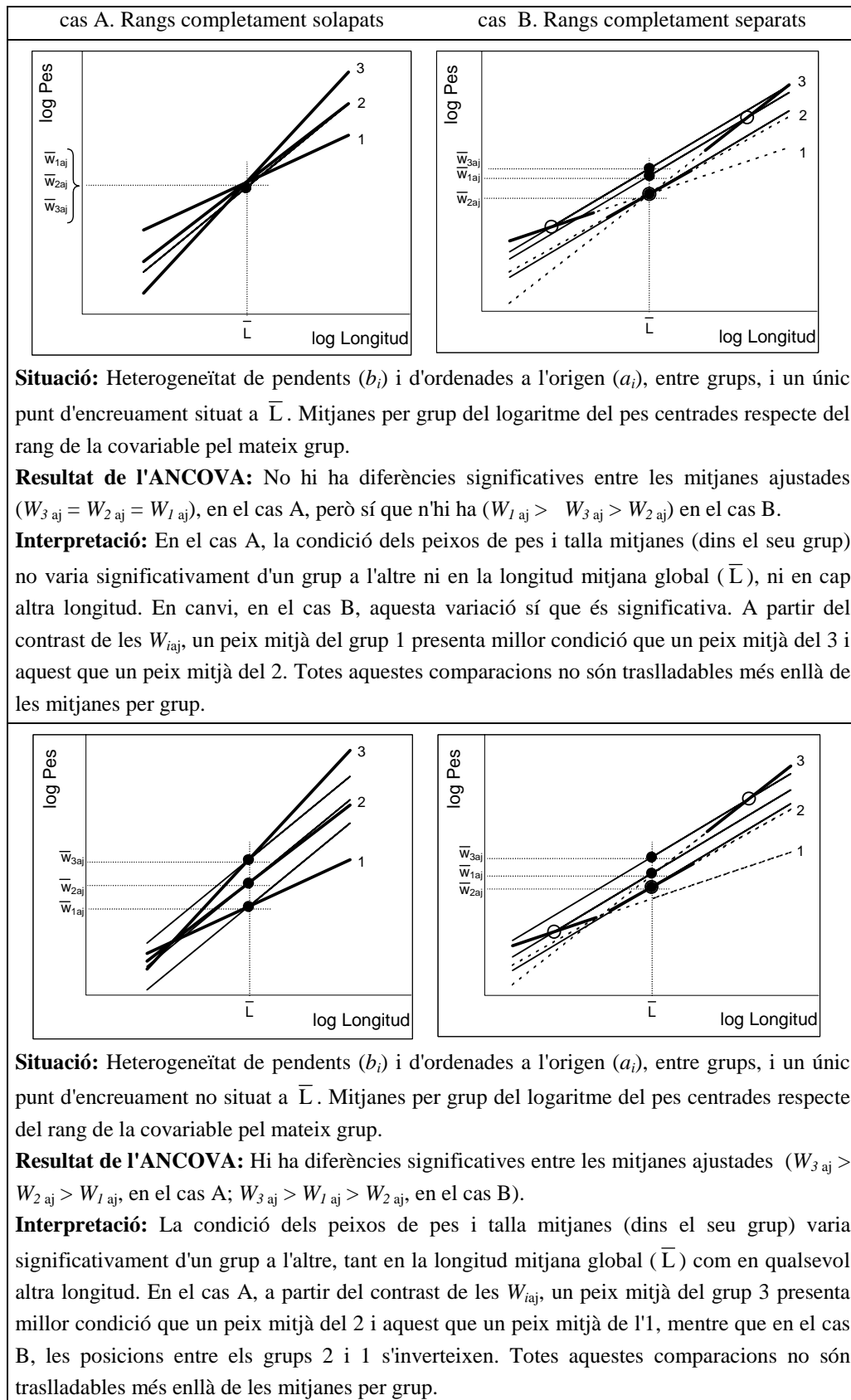


Figura II.5.4 Exemples hipotètics de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA).

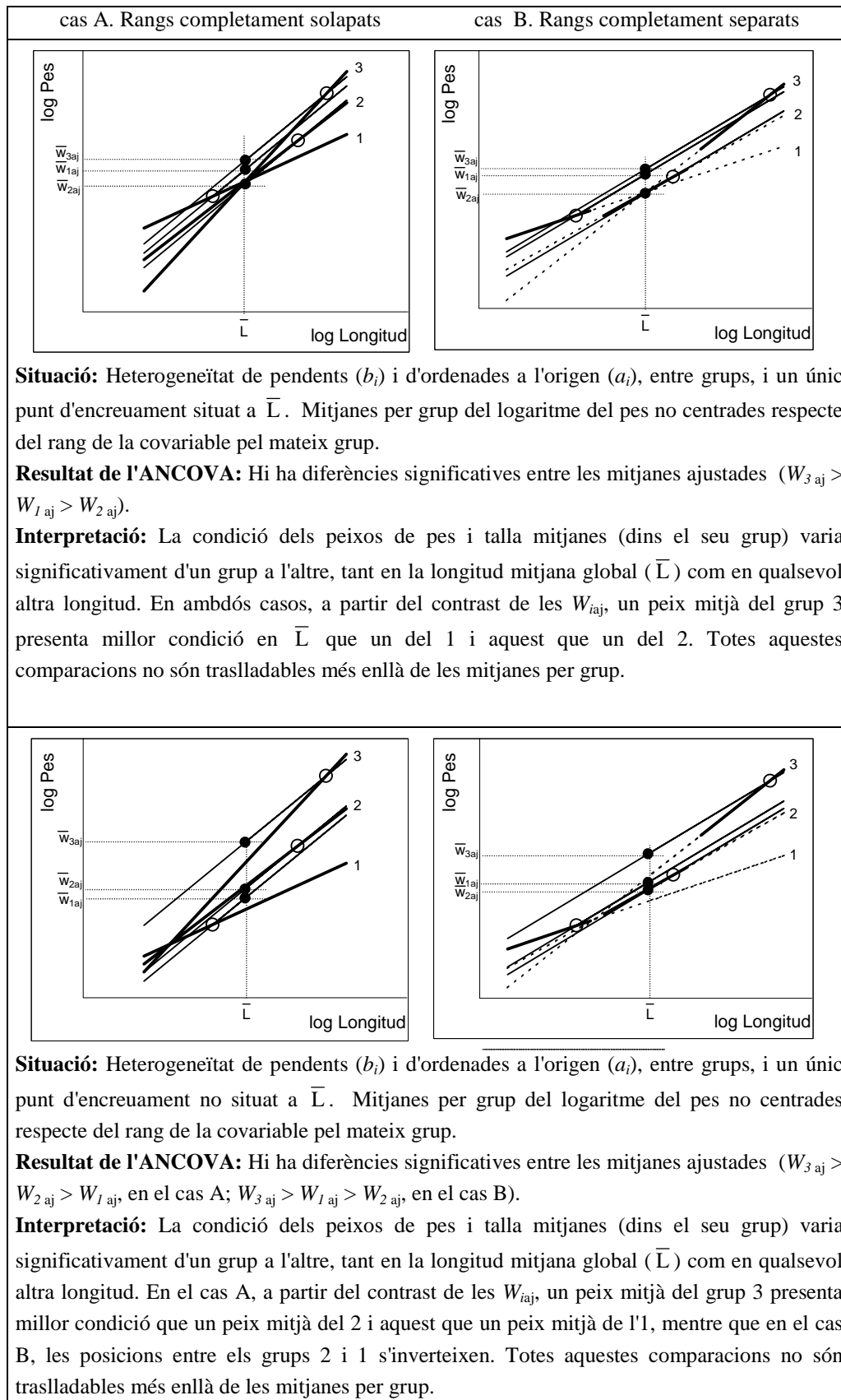


Figura II.5.5 Exemples hipotètics de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA).

Comparació directa dels paràmetres del model al·lomètric

Per una espècie en concret, sovint es dona el cas que es disposa de valors per als paràmetres a i b del model al·lomètric, provinents de diferents estudis publicats sobre altres poblacions, però no de les dades originals a partir de les quals s'han obtingut. Per tant, no és possible recórrer a l'ANCOVA, ni als MLG. Un recurs per aquest casos seria la utilització de l'índex de pes relatiu (W_r), que permet fer comparacions entre poblacions. Però, donat que aquest índex s'obté en referència a un pes estàndard (W_s) sempre designat arbitràriament, els mateixos valors de W_r es poden considerar també arbitraris, encara que siguin comparables entre sí. De fet, l'interès no sempre rau en com s'allunya la condició per a cada exemplar, grup de talla, o tota la població conjunta, d'uns valors estàndards obtinguts arbitràriament, sinó simplement en comparar la condició entre poblacions a través de les seves diferents relacions al·lomètriques entre la longitud i el pes. Així doncs, com a alternativa a l'ús de l'índex W_r , és possible recórrer a la comparació directa dels paràmetres a i b .

En les comparacions més simples, poblacions amb un mateix pendent (b) presenten condicions diferenciades quan les ordenades a l'origen (a) corresponents són diferents. Però quan els valors de b no són iguals o molt similars, cosa que probablement es donarà en la major part de comparacions, les diferències en la condició no seran tan clares, donat que es pot produir un encreuament entre les rectes de regressió log longitud - log pes de cada població. Si hi ha un punt d'encreuament entre dues rectes, implica que la condició serà millor en una població per les longituds inferiors a aquest punt, i pitjor per a les superiors. En principi, sempre que els pendents (b) són desiguals, es produeix aquest encreuament. Però la qüestió és si aquest encreuament es dona dins el rang de longituds possibles o observades per a l'espècie, o bé fora d'aquest. Tot plegat obre un ventall de possibilitats considerable que convé analitzar abans de procedir a fer una discussió comparativa de la condició de diferents poblacions mitjançant els seus respectius valors estimats pels paràmetres al·lomètrics.

D'entrada, totes aquelles rectes de regressió que s'encreuen en un mateix punt tenen els seus paràmetres b i a representats sobre una recta determinada en el gràfic de $\log a$ vs b (figura II.5.6). Per a obtenir l'equació que representa aquesta recta partim de les dues equacions de les poblacions a comparar:

$$\log W_1 = \log a_1 + b_1 \cdot \log L_1, \text{ i}$$

$$\log W_2 = \log a_2 + b_2 \cdot \log L_2$$

on a_1 i b_1 , i a_2 i b_2 són els paràmetres del model al·lomètric estimats per a dues poblacions qualssevol, i L_1 , L_2 , W_1 i W_2 les longituds i els pesos per a cadascuna de les poblacions, respectivament. Si aquestes dues rectes s'encreuen en una longitud en concret, posi's L_e , aleshores

$$\log W_1 = \log W_2 = \log W_e$$

i, per tant,

$$\log a_1 + b_1 \cdot \log L_e = \log a_2 + b_2 \cdot \log L_e$$

d'on, aïllant, s'obté

$$\log a_2 = \log a_1 + \log L_e \cdot (b_1 - b_2)$$

o bé

$$\log a_2 = (\log a_1 + b_1 \cdot \log L_e) - \log L_e \cdot b_2 \quad (\text{II.5.8})$$

és a dir, l'equació d'una recta prenent b_2 i $\log a_2$ com a variables, i amb una ordenada a l'origen A igual a $(\log a_1 + b_1 \cdot \log L_e)$ i un pendent B igual a $-\log L_e$. Per altra banda, aquest pendent, es pot conèixer directament reformulant l'equació (II.5.8):

$$-B = \log L_e = (\log a_1 - \log a_2) / (b_2 - b_1)$$

La diferència en la condició entre dues poblacions comparades per a qualsevol longitud que no sigui L_e (en què no hi ha diferència de condició) augmentarà a mesura que augmenta la distància entre els dos punts corresponents en la figura II.5.6.A. Això s'il·lustra a la figura II.5.6.B.

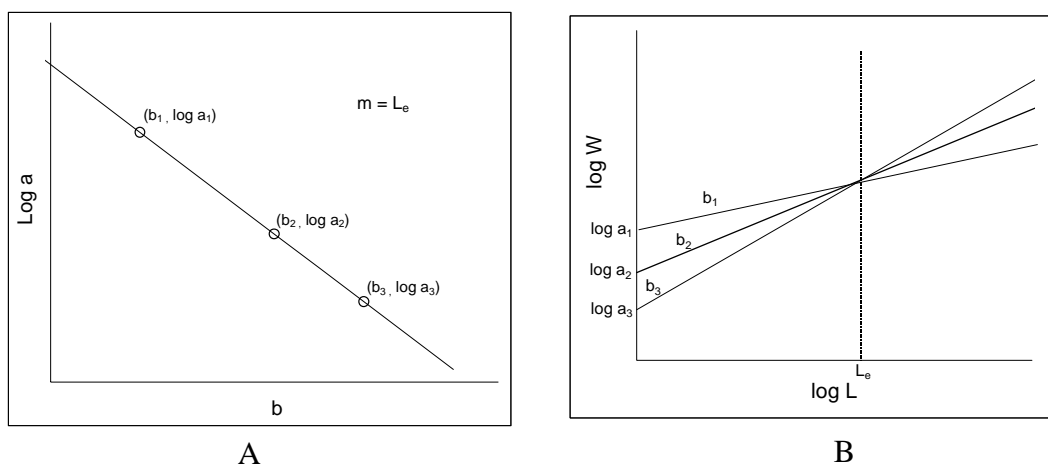


Figura II.5.6 Relació entre els paràmetres al·lomètrics (A) de tres poblacions hipotètiques en les quals les rectes de la relació entre les variables pes i longitud transformades logarítmicament es creuen en un únic punt (B).

Més detalladament, a la figura II.5.7 apareix un esquema de les principals situacions que es poden donar quan es comparen valors de b i a de diferents poblacions, prenent com a referència un punt determinat del gràfic, on es poden establir diverses àrees separades per almenys tres línies que es creuarien en aquest mateix punt de referència. Aquest punt pot ésser

el marcat pels valors dels paràmetres de l'estudi que es vol comparar amb altres treballs publicats. La primera línia, vertical i la més fàcil d'interpretar, és aquella on se situarien tots els punt d'igual pendent (b) a la població de referència. La següent és aquella que uneix els punts amb coordenades ($b, \log a$) que produeixen rectes que s'encreuen amb la recta de la població de referència just en la longitud màxima observada per a l'espècie. Finalment, la tercera recta uneix els punts que produeixen encreuaments amb la recta de referència just en la longitud mínima observada. Per a aquesta darrera longitud es pot utilitzar, per exemple, la longitud menor apareguda en les captures del treball de referència. L'equació per a aquesta darrera recta seria, doncs, així:

$$\log a_{min} = (\log a_1 + b_1 \cdot \log L_{min}) - \log L_{min} \cdot b_{min} \quad (\text{II.5.9})$$

on L_{min} és la longitud mínima observada, a_1 i b_1 els paràmetres del model al·lomètric de la població de referència, i a_{min} i b_{min} els paràmetres del model al·lomètric d'una població qualsevol amb què es compara i que compleix que s'encreua amb la primera a L_{min} . Per a la segona recta esmentada l'equació és:

$$\log a_{max} = (\log a_1 + b_1 \cdot \log L_{max}) - \log L_{max} \cdot b_{max} \quad (\text{II.5.10})$$

on L_{max} és la longitud màxima observada, a_1 i b_1 els paràmetres del model al·lomètric de la població de referència, i a_{max} i b_{max} els paràmetres del model al·lomètric d'una població qualsevol amb què es compara i que, en aquest cas, compleix que s'encreua amb la primera a L_{max} . Així, en cadascuna de les zones separades per aquestes línies es dóna una situació diferent, pel que fa a la comparació de la recta descrita per la parella de paràmetres a_2 i b_2 amb la de referència. Aquestes situacions es poden veure a la figura II.5.8. Suplementàriament, és pot afegir al gràfic una línia recta intermèdia (línia discontinua en la figura II.5.7) que uneixi les coordenades corresponents a rectes que s'encreuarien amb la de referència en una longitud particular amb un cert significat, com pot ésser la de maduració.

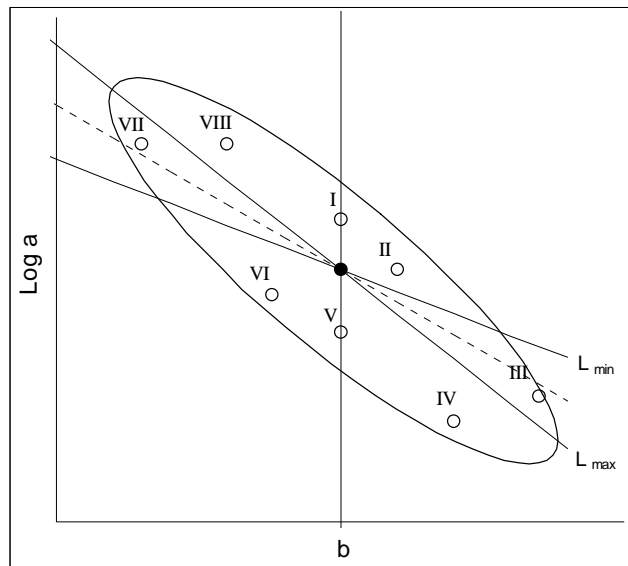
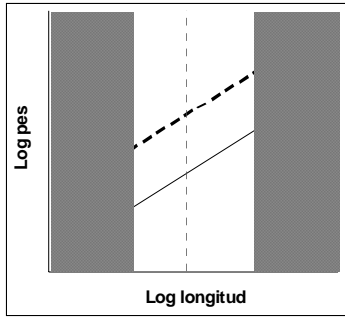
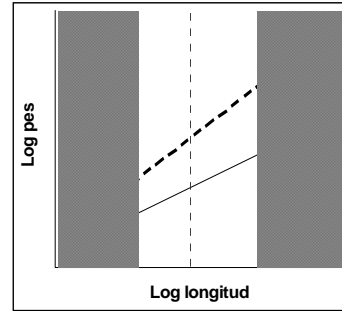


Fig. II.5.7 Principals situacions que es poden donar en la comparació de l'al·lometria i condició de diverses poblacions a partir dels valors estimats pels paràmetres del model al·lomètric estàndard ($\log a$ i b), prenent com a referència un cas en concret (punt negre). El significat de les línies s'explica en el text.

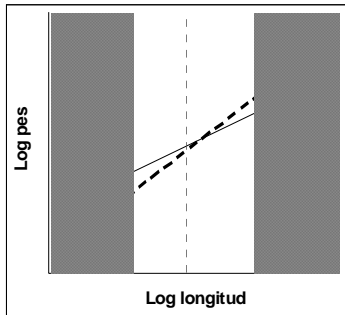
Òbviament, cal reconèixer que aquest tipus d'anàlisi descrit per a comparar rectes no és el plantejament més adequat per a comparar les condicions de diferents poblacions de la mateixa espècie. Les diferències en els valors dels paràmetres de regressió podrien no ésser significatives si es poguessin testar a partir de les dades originals. A més, com ja s'ha dit, els valors estimats per aquests paràmetres poden dependre, tant en la seva precisió com en la seva exactitud, de la forma de les dades, a més de les característiques intrínseques de cada població. Per tant, és a partir de les dades originals que s'haurien d'establir les comparacions, i aquestes s'haurien de dur a terme mitjançant l'anàlisi de la covariància, o, en general, mitjançant un MLG. Alternativament, també és possible realitzar comparacions entre parelles o grups de coeficients de regressió b (amb els seus errors típics) de diferents poblacions mitjançant mètodes com el GT2 o el de Tukey-Kramer (Sokal i Rice 1995). Malgrat que amb aquests mètodes és possible comprovar si existeixen diferències significatives entre les regressions, el seu resultat depèn en gran mesura dels casos que s'han utilitzat en cada estudi, així com del grau d'heterocedasticitat de les dades originals. En canvi, la tècnica descrita suara no permet comprovar si existeixen diferències significatives entre els paràmetres del model al·lomètric, sinó que només aniria encaminada a situar un determinat estudi, encara que només fos aproximadament, en un marc de referència gràfic configurat per un conjunt ampli d'estimacions disponibles per a la mateixa espècie.



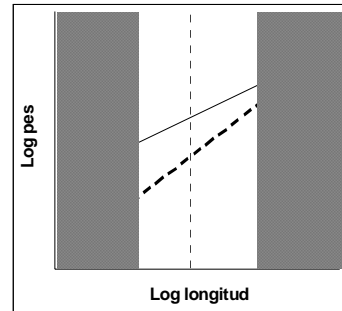
Situació I. La pob. de referència té menys condició que la comparada.



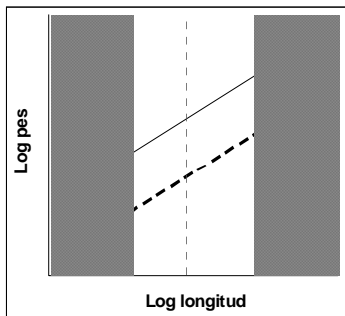
Situació II. La pob. de referència té menys condició que la comparada (dins el rang), i empitjorant.



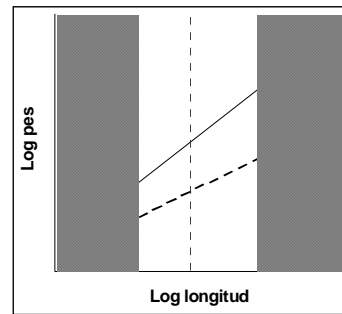
Situació III. La pob. de referència té més condició que la comparada fins a una certa longitud i viceversa.



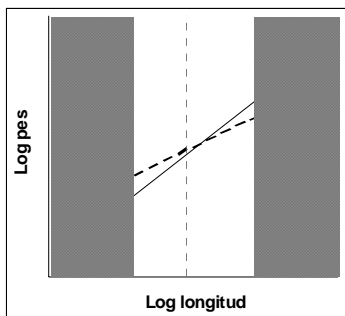
Situació IV. La pob. de referència té més condició que la comparada (dins el rang), i igualant.



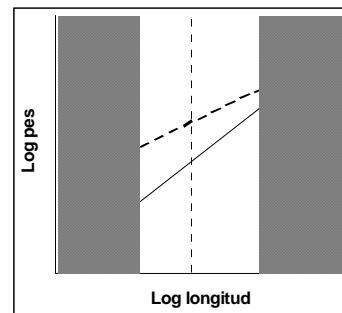
Situació V. La pob. de referència té més condició que la comparada.



Situació VI. La pob. de referència té més condició que la comparada (dins el rang), i empitjorant.



Situació VII. La pob. de referència té menys condició que la comparada fins a una certa longitud i viceversa.



Situació VIII. La pob. de referència té menys condició que la comparada (dins el rang), i igualant.

Figura II.5.8 Comparació genèrica de parelles de rectes al·lomètriques per a cada una de les situacions hipotètiques senyalades a la figura II.6.21. La recta de la població de referència (punt d'encruament de les línies de referència en la gràfica de la figura II.6.21) s'ha representat amb una línia contínua, mentre que la comparada amb una de discontinua. L'hipotètic rang de valors observats de $\log L$ per a la població de referència queda representat per la banda clara compresa entre les dues zones laterals en gris. La línia discontinua vertical assenjala una longitud amb algun significat particular per a la població de referència, com per exemple la longitud de maduració.

II.5.3 Mètodes i models aplicats: creixement

Models de creixement bàsics

Probablement, el model matemàtic més utilitzat per a descriure el creixement individual dels peixos es el de Von Bertalanffy (VBGM). Von Bertalanffy presentà el creixement somàtic mitjançant l'equació:

$$dW/dt = H s - k W \quad (\text{II.5.11})$$

que descriu el creixement en pes respecte del temps (dW/dt), on W és la massa o el pes i t el temps, com el resultat de la incorporació de matèria a través de l'anabolisme ($H s$) menys la destrucció de matèria a través del catabolisme ($k W$). H és la taxa d'anabolisme per unitat de superfície d'absorció (s), mentre que k és la taxa de catabolisme per unitat de massa. El resultat d'aquest balanç s'ha de mantenir amb signe positiu per a permetre el creixement continuat. Assumint creixement isomètric, és a dir,

$$s = p L^2$$

$$W = q L^3$$

on p i q són constants i L la longitud, tenim, a partir de l'equació II.5.11:

$$dL/dt = E - K L \quad (\text{II.5.12})$$

on $E = H p / 3 q$ i $K = k/3$. Finalment, integrant aquesta funció es pot arribar a la forma més coneguda del model:

$$L_t = L_\infty (1 - e^{-K(t-t_0)}) \quad (\text{II.5.13})$$

on L_t és la longitud a l'edat t i L_∞ , K i t_0 són els paràmetres que determinen la forma de la funció. L_∞ representa la longitud màxima assolible o longitud asimptòtica, K la velocitat en què s'hi acostava i t_0 l'edat teòrica en què la longitud és zero. Així com els dos primers paràmetres tenen, en principi, versemblança biològica, aquest no és el cas de t_0 . Alguns dels motius que explicarien la gran acceptació d'aquest model, a part de l'acceptació de la seva base fisiològica, serien la freqüent incorporació dels seus paràmetres en models pesquers, per una banda, i la gran capacitat que tenen els paràmetres L_∞ i K com a descriptors del creixement, per l'altra.

Donat el supòsit d'isometria, l'equació II.5.13 també es pot expressar en termes de pes com

$$W_t = W_\infty (1 - e^{-K(t-t_0)})^3 \quad (\text{II.5.14})$$

on W_t és el pes a l'edat t i $W_\infty = q L_\infty^3$, essent el pes màxim assolible o pes asimptòtic. En la majoria dels casos, però, el creixement és al·lomètric, de manera que en la relació entre la longitud i el pes expressada en l'equació II.5.11 el paràmetre b sol diferir de 3. Així, el VBGM pel pes (II.5.14) es transforma en

$$W_t = W_\infty (1 - e^{-K(t-t_0)})^b \quad (\text{II.5.16})$$

on $W_\infty = a \cdot L_\infty^b$.

Tant l'equació II.5.13, com la II.5.16 descriuen creixements asimptòtics cap a L_∞ i W_∞ , respectivament, amb curvatures més o menys marcades en funció de K , i ordenades a l'origen (L_0 i W_0) generalment positives. És destacable també la forma sigmoidea de les corbes pes- edat, que presenten un punt d'inflexió, però no simetria entre les parts còncava i convexa (figura II.5.9).

Derivant a partir de l'equació II.5.13 obtenim:

$$\frac{dL}{dt} = K \cdot L_\infty \cdot e^{-K(t-t_0)} \quad (\text{II.5.17})$$

que indica la tendència de la taxa de creixement en longitud (dL/dt) a disminuir seguint una exponencial negativa al llarg del temps, és a dir, a mesura que el peix es va fent vell (figura II.5.9). Per altra banda, aïllant a partir de (II.5.13) tenim que

$$e^{(-K(t-t_0))} = 1 - (L_t/L_\infty)$$

d'on

$$\frac{dL}{dt} = K \cdot L_\infty \cdot (1 - (L_t/L_\infty))$$

i, finalment,

$$\frac{dL}{dt} = K \cdot L_\infty - K \cdot L_t \quad (\text{II.5.8})$$

que no és més que una altra forma d'expressar l'equació II.5.12 en termes dels paràmetres més coneguts del model de Von Bertalaffy. Tant l'equació II.5.12 com la II.5.18 mostren com la taxa de creixement en longitud decreix linealment en funció de la longitud assolida fins al moment (L_t) amb un pendent igual a K (figura II.5.9).

Derivant a partir de l'equació (II.5.16) obtenim l'equació que expressa la variació de la taxa de creixement en pes en funció del temps:

$$\frac{dW}{dt} = W_{\infty} \cdot b \cdot \left[(1 - e^{-K(t-t_0)})^{b-1} \right] \cdot e^{-K(t-t_0)} \quad (\text{II.5.9})$$

Aquesta funció dóna lloc a una corba acampanada on la taxa de creixement en pes augmenta fins que s'arriba al temps t_i , després del qual comença a decreixer progressivament (figura II.5.9). Òbviament, el temps t_i correspon al temps en què en la corba descrita per l'equació II.5.16 es produeix la inflexió. Igualant la segona derivada de l'equació II.5.16 a zero i aïllant s'obté que

$$t_i = t_0 + (\ln b/K) \quad (\text{II.5.20}).$$

Malgrat la seva àmplia utilització i que sembla ajustar-se prou bé al creixement observat per a la majoria d'espècies, el model també presenta alguns punts febles gens menystenibles. Un d'ells és la incapacitat per a produir punts d'inflexió en el creixement en longitud, que, en canvi, semblen observar-se en el creixement durant les fases inicials de vida de la majoria de peixos. Aquest és un problema considerable en el cas d'espècies de vida curta i creixement ràpid, les quals mostren més clarament que altres un allunyament d'aquest model teòric. Un altre aspecte qüestionat és la tendència asimptòtica cap a una suposada longitud màxima, donat que si bé és incontrovertible que la taxa de creixement en longitud (dL/dt) disminueix a mesura que el peix envelleix ja no ho és tant que ho faci sempre tendint a zero.

Encara més, també s'ha qüestionat que K hagi d'ésser constant al llarg del creixement, proposant-se com a alternativa una generalització del model de Von Bertalanffy, on aquest paràmetre es converteix en una funció exponencial negativa dependent del temps o edat (figura II.5.10) (Porch *et al.* 2002):

$$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} \quad (\text{II.5.20-b})$$

on K_0 representaria el valor de K_t al qual es tendeix a mesura que el peix envelleix, K_1 el valor de K_t en el moment t_0 si K_0 és igual a zero, i finalment λ_1 el ritme en què es produeix la disminució de K_t . Quan λ_1 tendeix a zero, K_t (igual a $K_0 + K_1$) esdevé invariable en el temps, i per tant el model passa a coincidir amb la forma habitual del VBGM. Per altra banda, si λ_1 pren un valor negatiu, K_t augmentarà amb l'edat, descrivint formes de creixement que probablement no es donin en peixos, malgrat que sí en altres tipus d'organismes. Substituint K per K_t a l'equació II.5.6, i a partir d'aquí integrant, s'obté

$$L_t = L_{\infty} \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) - K_0(t-t_0)} \right) \quad (\text{II.5.21})$$

S'han proposat altres generalitzacions del VBGM (Moreau 1987), així com altres models matemàtics que poden ajustar-se millor en determinats casos, com el logístic, o el de Gompertz. Aquest darrer s'ha mostrat força útil en el cas abans esmentat de les fases inicials del creixement, ja que incorpora un punt d'inflexió. En general, però, la seva aplicació s'ha

limitat bastant al creixement en pes, com a alternativa al model de Von Bertalanffy. Tots aquests models i el mateix de Von Bertalanffy són, de fet, expressions concretes d'un model més general que pot donar lloc a corbes que incorporen inflexions o asímptotes només en situacions concretes en funció dels paràmetres que el defineixen (Schnute i Richards 1990). Sovint, però, en el cas de models més generals, com l'esmentat, llur aplicació s'ha vist limitada per la dificultat d'accedir a mètodes que permetin ajustar-los a dades observades, bàsicament degut al fet que inclouen un major nombre de paràmetres a estimar.

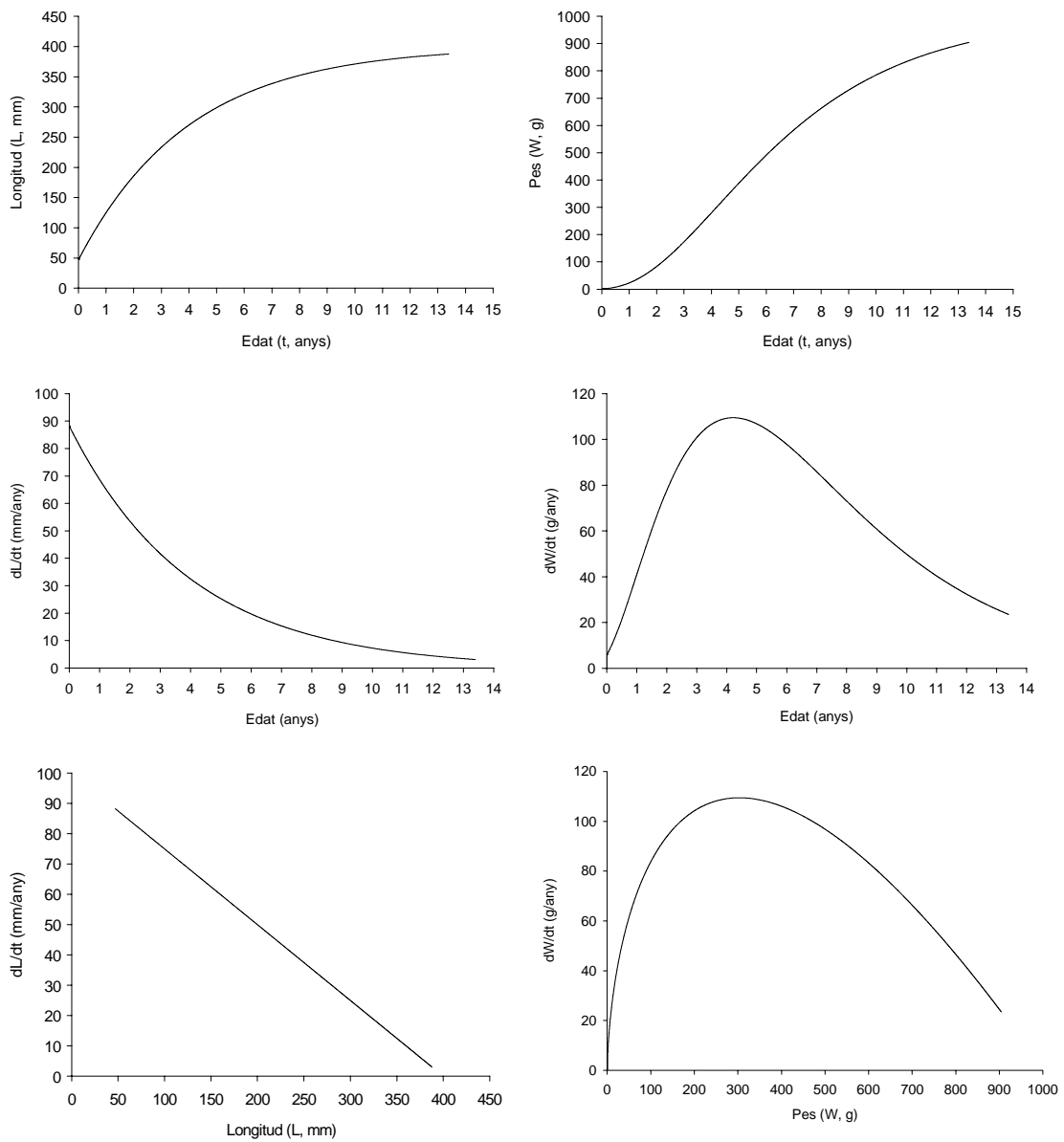


Figura II.5.9 $L_{inf}=400; K=0.25; t_0=-0.5; W_{inf}=1000; b=3.25$

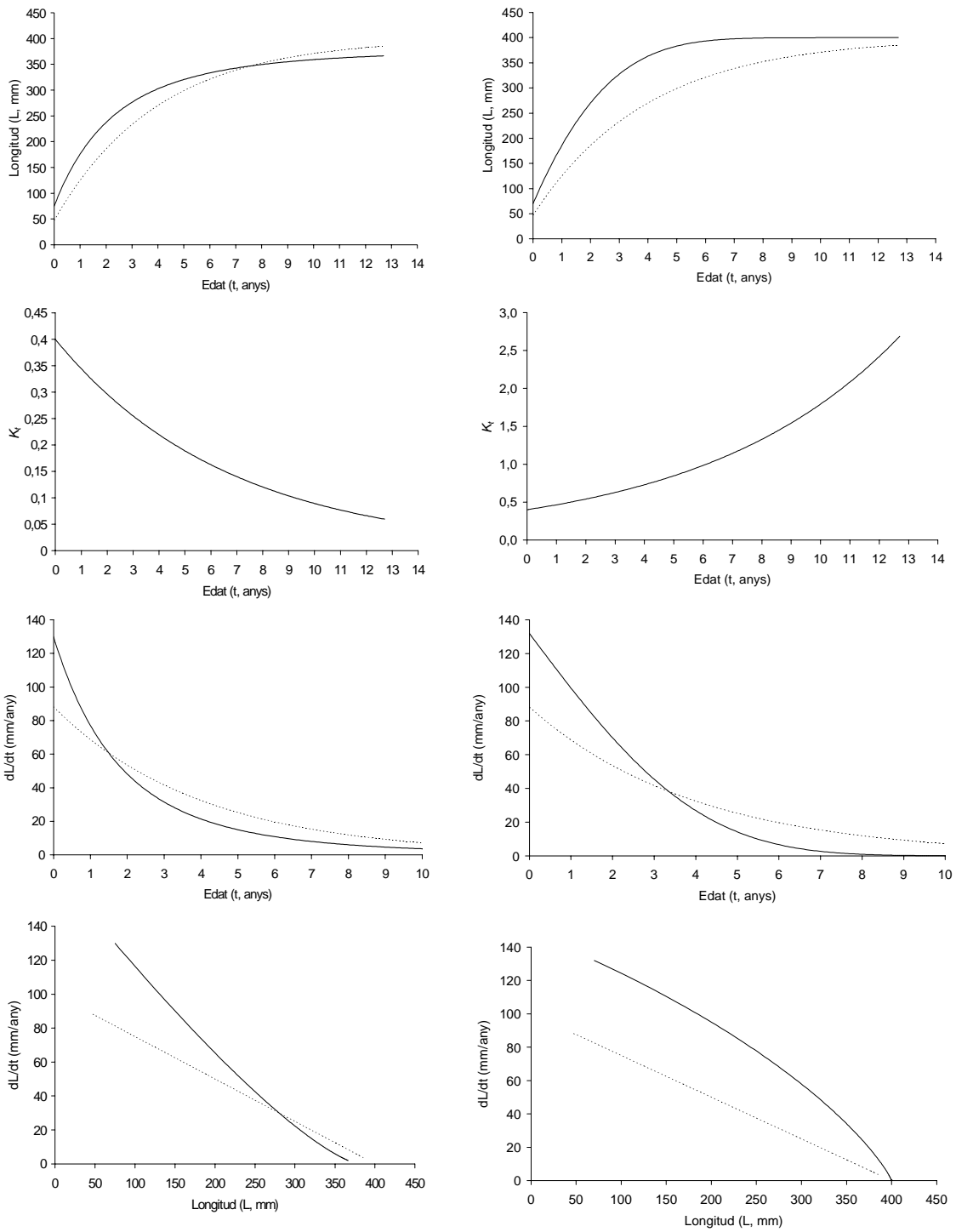


Figura II.5.10 $L_{inf}=400$; $K=0.25$; $t_0=-0.5$. Porch (esquerra): $K_0=0$; $K_1=0.4$; $\lambda_1=0.15$. Porch (dreta): $K_0=0$; $K_1=0.4$; $\lambda_1=-0.15$

Models de creixement amb estacionalitat

Creixement en longitud

És ben conegut que les fluctuacions estacionals en el medi on viuen els peixos causen fluctuacions en el seu creixement. En el cas dels peixos d'aigua dolça de zones temperades o fredes, s'acostuma a produir un clar alentiment del creixement, si no una aturada completa, durant un període hivernal més o menys perllongat. Aquest fet provoca un menor ajustament dels models de creixement a les dades observades com més gran sigui l'efecte de l'estacionalitat. Per a solucionar-ho s'han proposat diverses variacions en els models matemàtics de creixement que introdueixen oscil·lacions estacionals, generant, gràficament, ones anuals amb una part còncava i una altra convexa. En el cas del VBGM per a la longitud una de les més esteses és la proposada per Somers (Gayanilo i Pauly 2004):

$$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-(K(t-t_0)+E_1)}\right) \quad (\text{II.5.22})$$

$$\text{on } E_1 = (C \cdot K / 2\pi) \cdot [\sin(2\pi(t - t_s)) - \sin(2\pi(t_0 - t_s))]$$

on apareixen dos nous paràmetres respecte de la formulació de base (Equació II.5.13): C , que determina l'amplitud relativa de la oscil·lació estacional, i t_s que fixa l'inici de la part convexa de l'oscil·lació (figura II.5.11). Aquesta funció s'obté integrant a partir de la següent formulació per a la taxa de creixement:

$$\frac{dL}{dt} = (L_\infty - L_t) \cdot [K + K \cdot C \cdot \cos(2\pi(t - t_s))] \quad (\text{II.5.22-b})$$

la qual, substituint L_t per l'equació II.5.22 i reorganitzant, també es pot expressar com:

$$\frac{dL}{dt} = K \cdot L_\infty \cdot e^{-(K(t-t_0)+E_1)} \cdot [1 + C \cdot \cos(2\pi(t - t_s))] \quad (\text{II.5.23})$$

Comparant amb l'equació II.5.18, podem veure que no s'ha fet res més que introduir oscil·lacions regulars al paràmetre K , fent-lo variar al llarg de temps, és a dir, convertint-lo en una funció (K_t):

$$K_t = K + K \cdot C \cdot \cos(2\pi(t - t_s)) \quad (\text{II.5.23-b})$$

Lògicament, la taxa de creixement (dL/dt) també oscil·la anualment produint un màxim i un mínim anuals que coincideixen amb el pic de l'estació favorable i desfavorable, respectivament (figura II.5.11). Valors de C majors que 1 porten aquesta funció a descriure situacions on matemàticament la taxa de creixement esdevé negativa, malgrat que això

implicaria una disminució en la longitud del peix (figura II.5.12). Això no es produeix a la realitat. En canvi, el que es dóna sovint és una aturada completa del creixement ($dL/dt = 0$) durant un cert temps, aspecte que aquest model no pot descriure. Per tant, el model és útil quan es dóna un creixement continuat, encara que inclogui oscil·lacions en la taxa de creixement, i sempre que aquesta no arribi a esdevenir nul·la.

Per a creixements sotmesos a una estacionalitat encara més marcada s'ha proposat aquesta altra variació del VBGM (Pauly et al. 1992):

$$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-(K'(t'-t_0)+E_2)}\right) \quad (\text{II.5.24})$$

on $E_2 = (K'/Q) \cdot [\sin(Q(t'-t_s)) - \sin(Q(t_0 - t_s))]$ i on $Q = \frac{2\pi}{1 - NGT}$

En aquesta formulació t s'ha vist substituïda per t' , que és l'edat (t) menys el temps acumulat en què no hi ha hagut creixement ($dL/dt = 0$). A més, ha desaparegut el paràmetre C present en el model anterior (equació II.5.22) i s'ha incorporat el paràmetre NGT (de l'anglès, *no growth time*), que, prenent valors entre 0 i 1, representa la proporció de la unitat temporal (generalment l'any) on no es produeix creixement en longitud. El paràmetre K' juga el mateix paper que K en els models anteriors, amb la diferència que les seves unitats passen a ser $(1 - NGT)^{-1}$. Derivant obtenim la funció de la taxa de creixement per aquest model:

$$\frac{dL}{dt} = K' \cdot L_\infty \cdot e^{-(K'(t'-t_0)+E_2)} \cdot [1 + \cos(Q(t'-t_s))] \quad (\text{II.5.25})$$

o, el que és el mateix,

$$\frac{dL}{dt} = (L_\infty - L_t) \cdot [K' + K' \cdot \cos(Q(t'-t_s))] \quad (\text{II.5.25-b})$$

on l'equació que defineix la variació de K' al llarg del temps (t') seria:

$$K'_t = K' + K' \cdot \cos(Q(t'-t_s)) \quad (\text{II.5.25-c})$$

Aquest model també genera oscil·lacions estacionals, però sense produir valors negatius per a la taxa de creixement (figures II.5.13 i II.5.14). Les oscil·lacions sempre alternen períodes de creixement amb períodes sense creixement.

Per altra banda, en el model proposat per Porch *et al.* (2002), definit anteriorment (equació II.5.21), l'estacionalitat s'introdueix en la modelització de K_t de la següent forma (figura II.5.15):

$$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \sin(2\pi(t - t_c)) \quad (\text{II.5.25-d})$$

on el paper de K_0 , K_1 , i λ_1 ja s'ha explicat anteriorment, i on K_2 representa l'amplitud de les oscil·lacions estacionals de K_t i λ_2 l'amortiment que sofreixen aquestes oscil·lacions en el temps. El paràmetre λ_2 pot prendre valors negatius descrivint així oscil·lacions en K_t que en comptes d'amortir-se s'amplifiquen amb l'edat, fet que podria tenir un cert sentit biològic, especialment a partir de la maduració sexual. De tota manera, valors negatius per a λ_2 , combinats amb valors positius per a λ_1 , porten fàcilment a situacions en les quals s'obtenen valors per a K_t negatius, cosa que, si més no en el cas del creixement en longitud, no tindria cap sentit perquè provoquen taxes de creixement negatives en algun moment. Finalment, t_C té una funció semblant a la del paràmetre t_s en els altres models estacionals descrits, per bé que en aquest cas marca el primer dels dos moments de l'any en què es dona el valor central de K_t . Per tant, la correspondència entre aquests dos paràmetres de fase és:

$$t_C = t_s + \frac{1}{4}$$

Així, per a fer correspondre aquest model amb el de Somers caldria redefinir K_t com:

$$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t - t_s))$$

La funció per a la longitud s'obté substituint K per K_t a l'equació II.15.8,

$$\frac{dL}{dt} = (L_\infty - L_t) \cdot [K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t - t_s))] \quad (\text{II.5.25-e}),$$

i a partir d'aquí integrant:

$$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) + E_3 - K_0(t - t_0)} \right) \quad (\text{II.5.26})$$

$$\text{on } E_3 = \left(\frac{K_2}{4\pi^2 + (\lambda_2)^2} \right) \left[e^{-\lambda_2 t} (2\pi \sin[2\pi(t_s - t)] + \lambda_2 \cos[2\pi(t_s - t)]) - \right. \\ \left. e^{-\lambda_2 t_0} (2\pi \sin[2\pi(t_s - t_0)] + \lambda_2 \cos[2\pi(t_s - t_0)]) \right]$$

Així doncs, substituint amb l'equació II.5.26 sobre la (II.5.25-e), aquesta darrera també es pot expressar com:

$$\frac{dL}{dt} = L_\infty \cdot e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) + E_3 - K_0(t - t_0)} \cdot [K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t - t_C))] \quad (\text{II.5.26-b})$$

Un avantatge d'aquesta generalització amb estacionalitat del VBGM, tal com passa amb tots els models complexos amb una quantitat gran de paràmetres, és que admet diverses simplificacions a partir de tota una sèrie de supòsits. A les taules II.5.2 i II.5.3, es mostra un resum de les principals simplificacions per aquest model generalitzat, algunes de les quals, i com és lògic, corresponen als models exposats anteriorment, com el mateix VBGM amb i sense estacionalitat. El conjunt dels models resultants constitueix una bateria d'opcions que permet descriure amb diferents graus d'exactitud el creixement a partir d'unes dades

concretes d'una població qualsevol. A les figures 17 i 18 es mostra un exemple de l'evolució de K_t per a cadascun d'aquests models simplificats.

Quan es compleix que:

$$K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t - t_c)) < 0$$

aquest model pot descriure, com el de Somers, hipotètics valors negatius en la taxa de creixement en longitud (dL/dt), tot i que això no tindria versemblança biològica, com ja s'ha comentat. Per a solucionar això es pot definir un nou model combinant el model generalitzat proposat per Porch *et al.* (2002) amb el model de Pauly *et al.* (1992), que preveu aturades hivernals, més o menys perllongades, en el creixement en longitud ($dL/dt = 0$). Així, a partir del model 15 que es presenta a la taula II.5.3, obtingut a partir del model generalitzat de Porch, i que genera oscil·lacions estacionals en K_t amb un mínim anual sempre igual a zero (figura II.5.18), es pot construir el nou model substituint t per $t'/(1-NGT)$:

$$K'_t = (K'_0 + K'_1 e^{-S t'}) \cdot [1 + \cos(Q(t' - t_s))] \quad (\text{II.5.26-c})$$

$$\text{on } S = \frac{\lambda'}{1 - NGT} \quad \text{i, novament, } Q = \frac{2\pi}{1 - NGT}$$

Introduint aquesta funció a l'equació II.5.18,

$$\frac{dL}{dt} = (L_\infty - L_t) \cdot [(K'_0 + K'_1 e^{-S t'}) \cdot [1 + \cos(Q(t' - t_s))]] \quad (\text{II.5.26-d}),$$

i a partir d'aquí integrant, s'obté la formulació per a la longitud:

$$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K'_1/S)(e^{-S t'} - e^{-S t_0}) - E_4 - K'_0(t' - t_0)} \right) \quad (\text{II.5.26-e})$$

$$\text{on } E_4 = \left(\frac{K'_0}{Q} \right) \cdot \left[\frac{\sin[Q(t' - t_s)]}{\sin[Q(t_0 - t_s)]} \right] + \left(\frac{K'_1}{\lambda' S + 2\pi Q} \right) \left[\frac{e^{-S t'} (2\pi \sin[Q(t' - t_s)] - \lambda' \cos[Q(t' - t_s)])}{e^{-S t_0} (2\pi \sin[Q(t_0 - t_s)] - \lambda' \cos[Q(t_0 - t_s)])} \right]$$

Per tant, la taxa de creixement també es pot expressar de la següent forma:

$$\frac{dL}{dt} = L_\infty e^{(K'_1/S)(e^{-S t'} - e^{-S t_0}) - E_4 - K'_0(t' - t_0)} [(K'_0 + K'_1 e^{-S t'}) \cdot [1 + \cos(Q(t' - t_s))]]$$

Tots els paràmetres que intervenen en aquest model ja han estat definits anteriorment. Com en el model de Pauly amb aturada hivernal, les unitats dels paràmetres K'_0 , K'_1 i λ' passen a ser $(1-NGT)^{-1}$ en comptes de $(\text{temps})^{-1}$. Malgrat haver desaparegut els paràmetres K_2 i λ_2 que en el model generalitzat de Porch regulaven l'amplitud i l'amortiment de les oscil·lacions estacionals, aquestes no desapareixen. Ans al contrari, es mantenen, però amb l'amplitud i

l'amortiment necessari per a què en el moment (o període) de l'any amb mínim creixement sempre es doni que K'_t sigui igual a zero ($dL/dt = 0$). La situació inversa, és a dir, la que es dona en el moment de l'any amb taxa de creixement (dL/dt) màxima (moment marcat pel paràmetre t_s), va associada a valors per a K'_t que doblen el que s'assoliria amb el model de Porch sense estacionalitat. Es tracta d'una situació paral·lela a la que es dona amb el model de Pauly, en el qual les oscil·lacions estacionals tenen una amplitud total fixa que dobla el valor de K' , de tal forma que el valor d'aquest paràmetre marca la magnitud de les oscil·lacions estacionals en K'_t . Sempre que λ prengui valors positius, els màxims anuals per a K'_t decreixen amb l'edat tendint cap a K'_0 . Per tant, en el cas concret que K'_0 sigui zero, els màxims anuals per a K'_t decreixeran amb l'edat tendint també cap a zero. En definitiva, doncs, els paràmetres K'_0 , K'_1 i λ' regulen també la forma de les oscil·lacions, tot i que tan sols dins els límits que imposa el supòsit a partir del qual s'ha obtingut el model de base (model 15, taula II.5.3), utilitzat per a construir aquest nou model amb aturada hivernal. A la figura II.5.16 es mostren dos exemples hipotètics del creixement determinat per aquest model.

Creixement en pes

Pel que fa al pes, l'estacionalitat també es pot incorporar als models que en descriuen el creixement. En el cas del VBGM, a partir de la variant de Somers (equació II.5.22), i de la relació al·lomètrica entre la longitud i el pes (equació II.5.15) tenim que

$$W_t = W_\infty \left(1 - e^{-(K(t-t_0)+E_1)}\right)^b \quad (\text{II.5.27})$$

De forma general, i acceptant sempre la relació al·lomètrica estàndard entre la longitud i el pes (equació II.5.5), la taxa de creixement en pes s'expressaria com

$$\frac{dW}{dt} = a \cdot b \cdot t^{b-1} \cdot \frac{dL}{dt} \quad (\text{II.5.28})$$

on a i b són els paràmetres del model al·lomètric. En el cas concret del model de Somers l'equació II.5.27 es transforma en:

$$\frac{dW}{dt} = K \cdot W_\infty \cdot e^{-(K(t-t_0)+E_1)} \cdot \left[1 - e^{-(K(t-t_0)+E_1)}\right]^{b-1} \cdot [1 + C \cdot \cos(2\pi(t-t_s))] \quad (\text{II.5.28-b})$$

Per altra banda, a partir de la variant proposada per Pauly el model prendria aquesta altra forma:

$$W_t = W_\infty \left(1 - e^{-(K'(t'-t_0)+E_2)}\right)^b \quad (\text{II.5.29})$$

La taxa de creixement s'expressaria en aquest cas com

$$\frac{dW}{dt} = K' \cdot W_\infty \cdot e^{-(K'(t'-t_0)+E_2)} \cdot \left[1 - e^{-(K'(t'-t_0)+E_2)}\right]^{b-1} \cdot \cos(2\pi(t'-t_s)/(1-NGT)) \quad (\text{II.5.29-b})$$

Ara bé, a diferència de la longitud, el pes pot presentar una disminució hivernal, tant si es treballa amb el pes eviscerat com, encara més, si es treballa amb el pes total. Així, en el model de Somers adaptat pel pes (equació II.5.27), valors més grans de 1 pel paràmetre C podrien descriure aquestes pèrdues de pes, mentre que el model de Pauly (equació II.5.29) seria incapaç de fer-ho. Això, però, implica que el paràmetre C no sempre prendrà els mateixos valors per la longitud que pel pes. Per tant, tot i que matemàticament C opera igual tant en l'equació de la longitud com en la del pes, els seus valors i la seva interpretació no tenen perquè anar aparellats. L'explicació d'això rau en les variacions estacionals de la condició, i del cycle reproductiu quan es treballa amb el pes total, que no queden reflectides en un model al·lomètric simple (equació II.5.5). Així doncs, una forma de fer correspondre els paràmetres de qualsevol model estacional per la longitud i pel pes passaria per incloure també

l'estacionalitat en la relació al·lomètrica. Això, molt probablement, implicaria una complicació excessiva del model.

A la pràctica, els models de creixement estacional pel pes s'utilitzen poc, probablement per aquesta discordància entre alguns paràmetres de creixement (segurament caldria estendre-ho almenys a t_s) estimats a partir de dades de pes o de longitud. A més, hi ha altres dificultats que es comentaran més endavant a l'hora d'ajustar els models pel pes a les dades. S'acostuma a recórrer als models de creixement de la longitud, transformant quan cal les longituds (L_t) en pesos (W_t) a partir d'una relació al·lomètrica única entre les dues variables, malgrat que aquest procediment no pot reflectir les possibles pèrdues de pes en èpoques desfavorables, ni tampoc les tendències diferenciades en les taxes de creixement pel pes (dW/dt) i per la longitud (dL/dt).

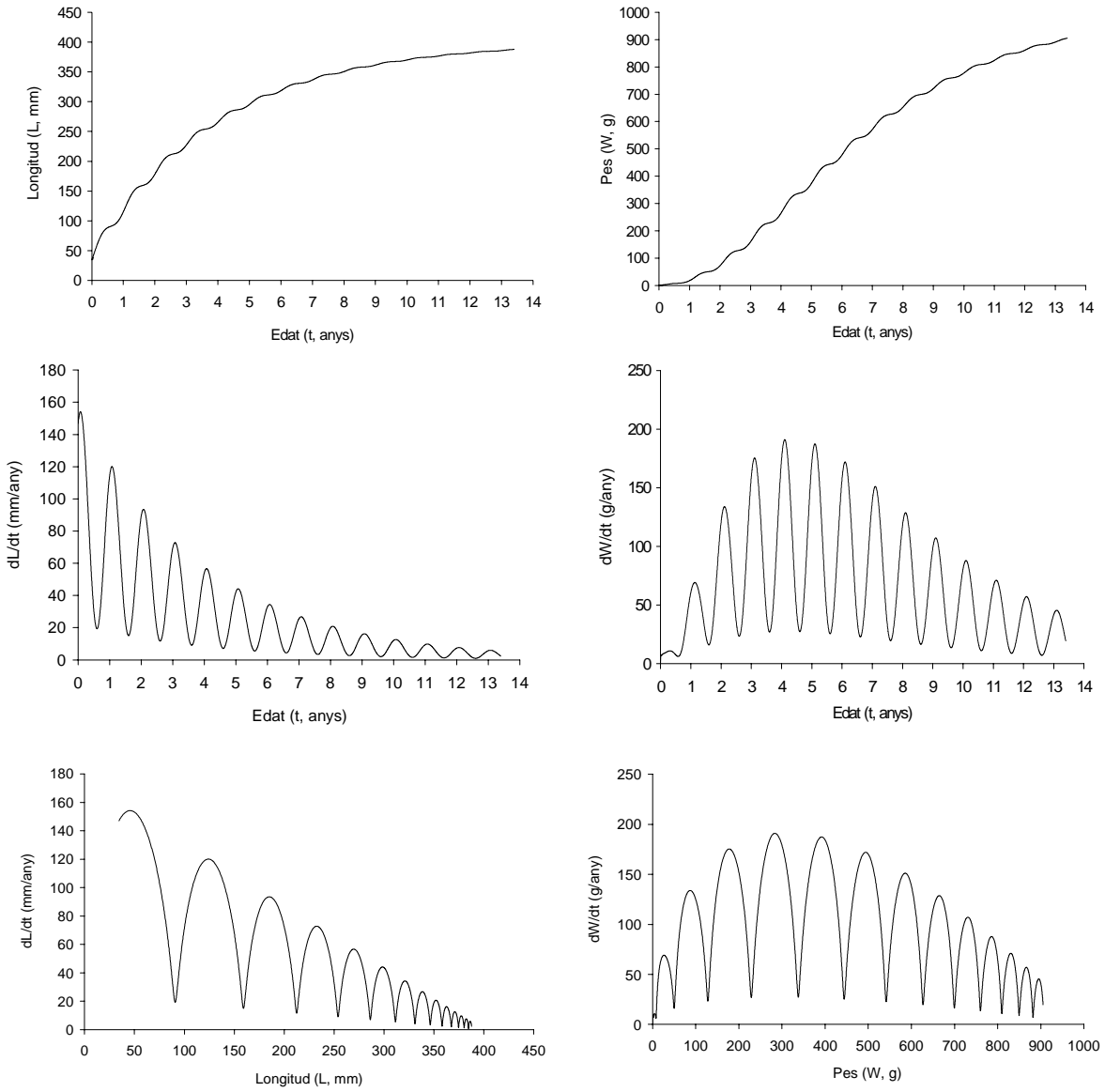


Figura II.5.11 $L_{inf}=400; K=0.25; t_0=-0.5; C=0.75; t_s=0.1$

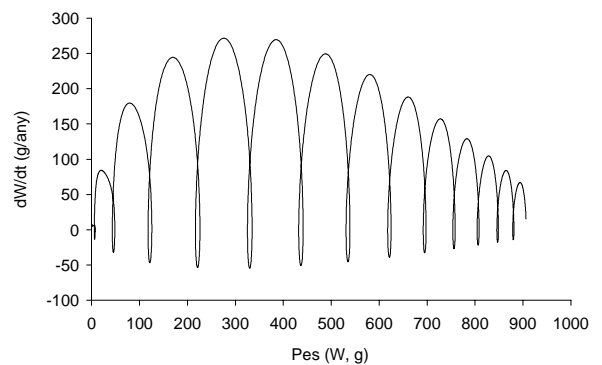
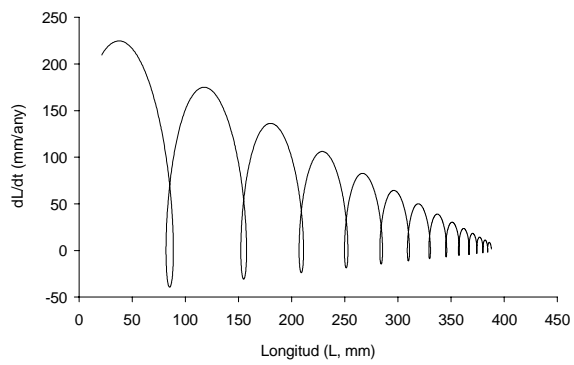
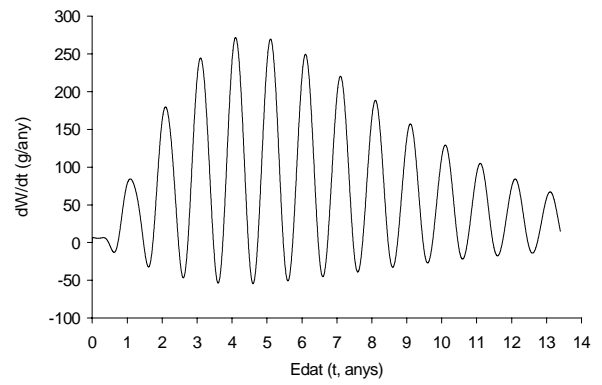
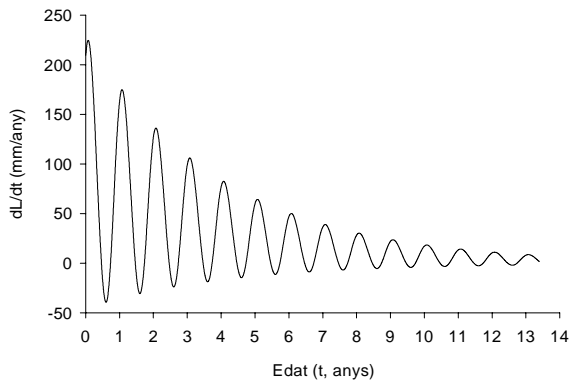
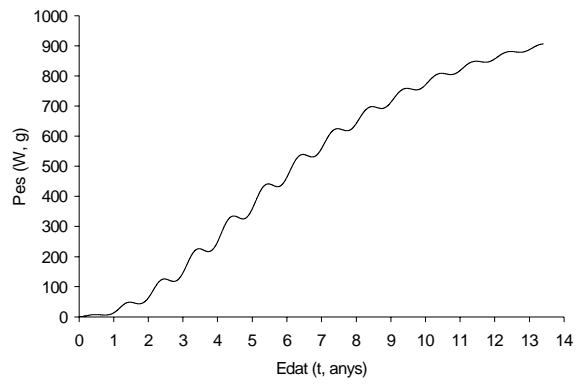
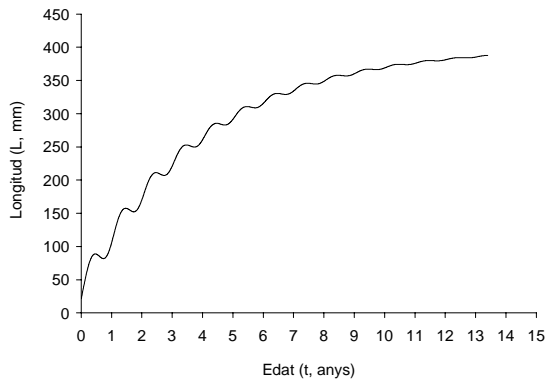


Figura II.5.12 $L_{inf}=400; K=0.25; t_0=-0.5; C=1.5; t_s=0.1$

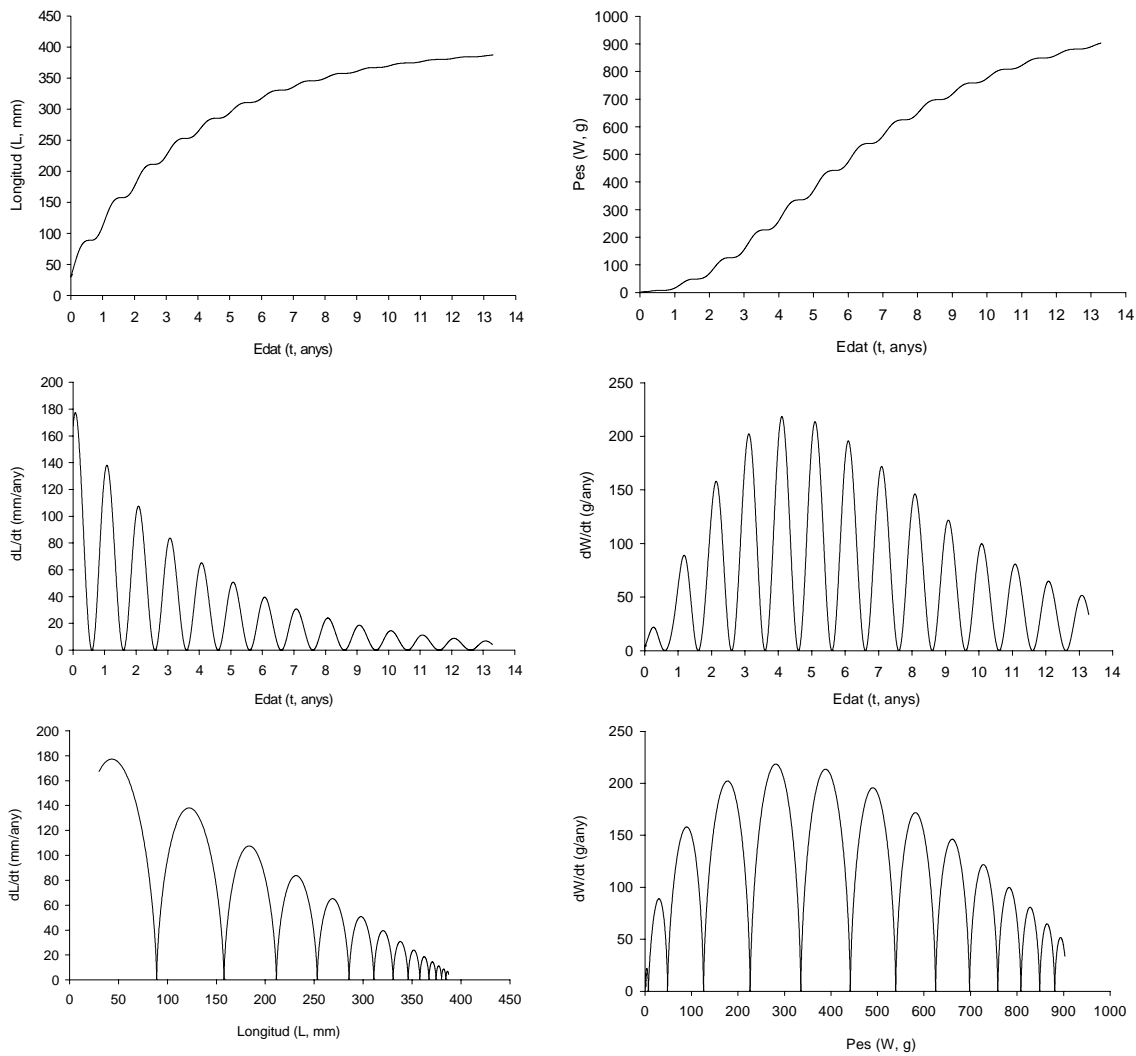


Figura II.5.13 $L_{inf}=400; K=0.25; t_0=-0.5; NGT=0; t_s=0.1$

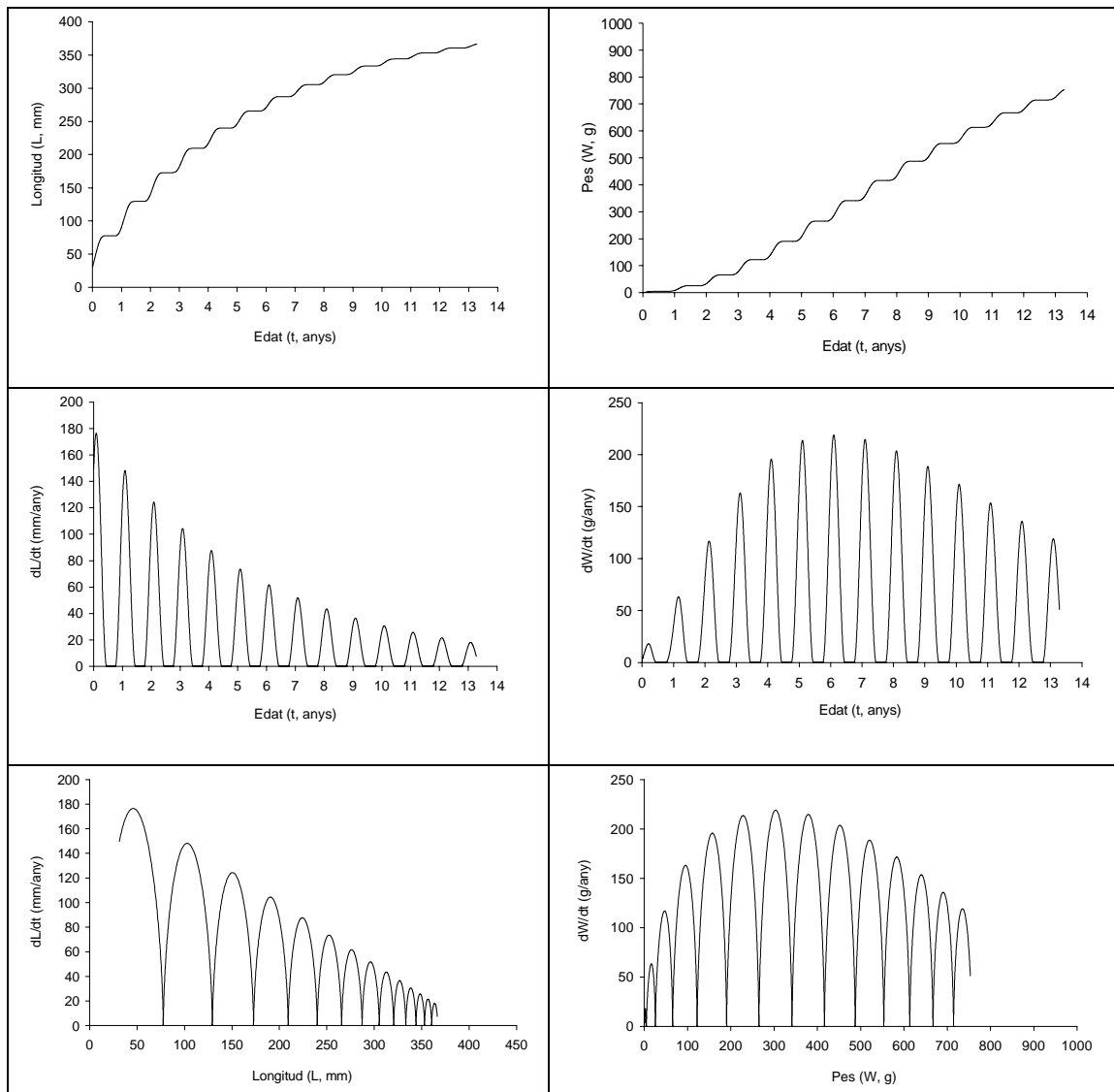


Figura II.5.14 $L_{inf}=400; K=0.25; t_0=-0.5; NGT=0.3; t_s=0.1$

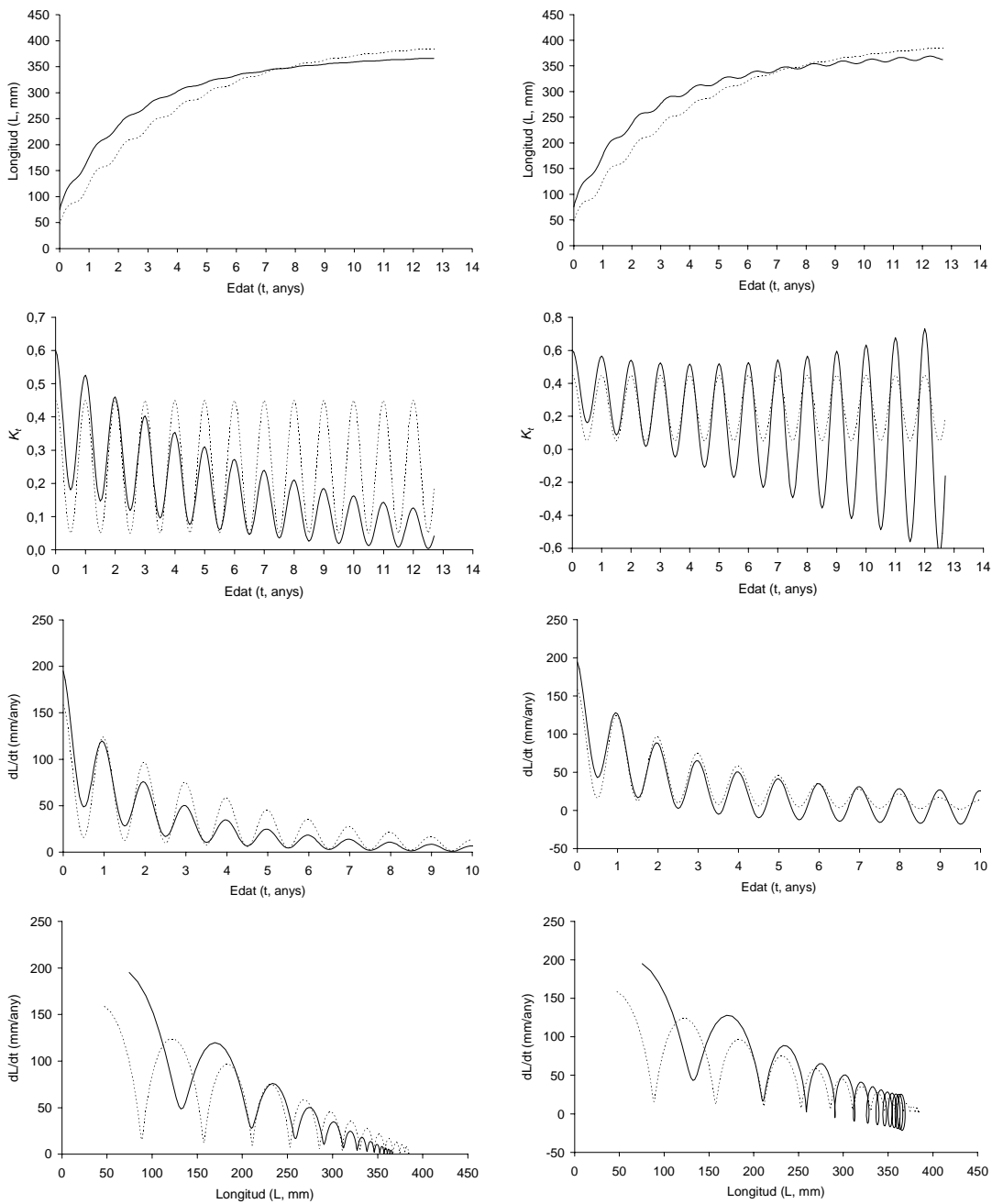


Figura II.5.15 $L_{inj}=400; K=0.25; t_0=-0.5; C=0.8; t_s=0$. Porch (esquerra): $K_0=0; K_1=0.4; \lambda_1=0.15; K_2=0.2; \lambda_2=0.1$.
 Porch (dreta): $K_0=0; K_1=0.4; \lambda_1=0.15; K_2=0.2; \lambda_2=-0.1$.

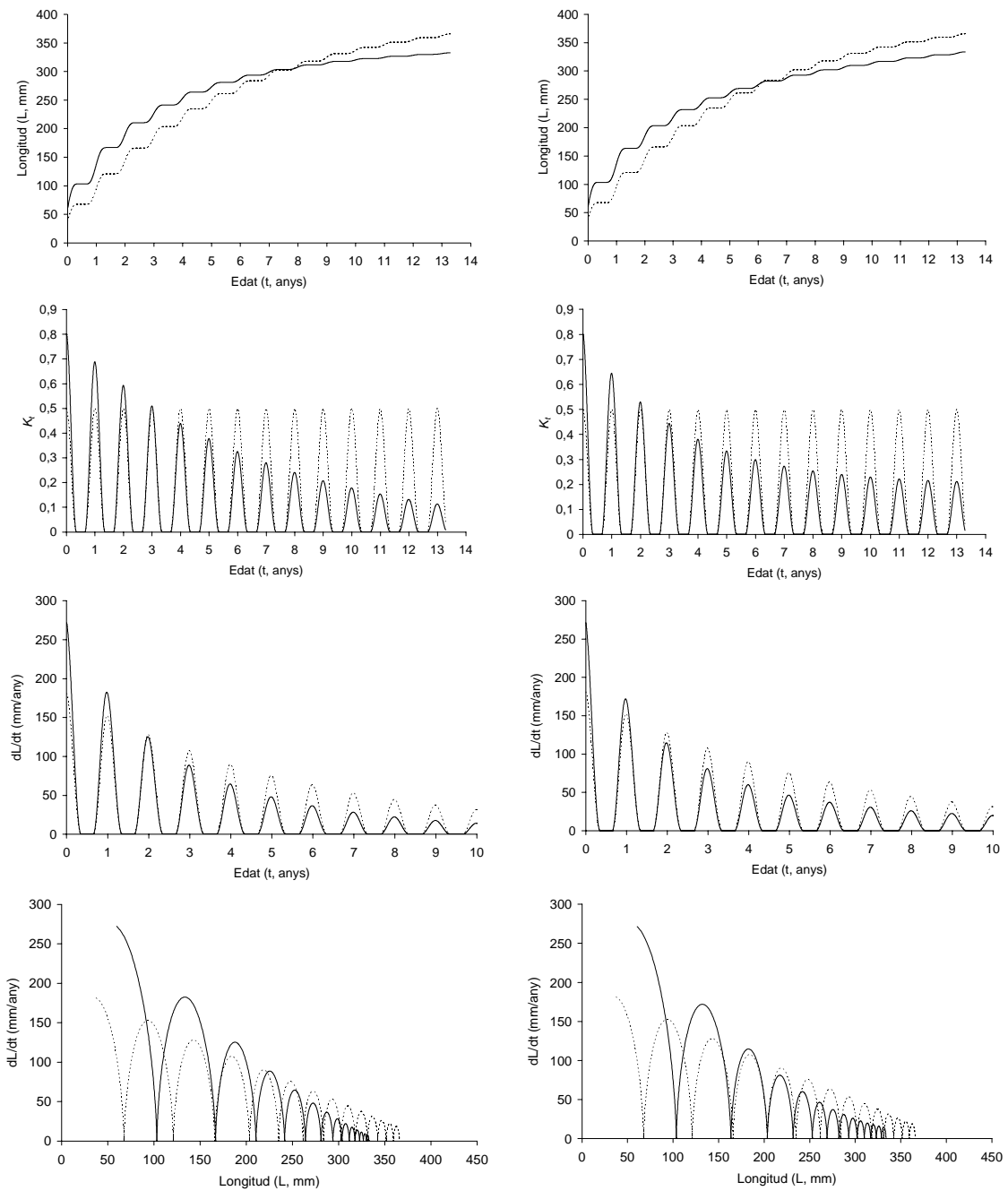


Figura II.5.16 $L_\infty = 400$; $K' = 0.25$; $t_0 = -0.5$; $NGT = 0.3$; $t_s = 0$. Porch-Pauly (esquerra): $K'_0 = 0$; $K'_I = 0.4$; $\lambda' = 0.15$.
 Porch-Pauly (dreta): $K'_0 = 0.1$; $K'_I = 0.3$; $\lambda' = 0.3$.

Model	Supòsit	Redefinició de paràmetres	K_t
1			$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t-t_s))$
2	$K_0 = 0$		$K_t = K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t-t_s))$
3	$\lambda_2 = 0$		$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 \cos(2\pi(t-t_s))$
4	$\lambda_2 = 0$ $K_0 = 0$		$K_t = K_1 e^{-\lambda_1 t} + K_2 \cos(2\pi(t-t_s))$
5	$K_1 = 0$		$K_t = K_0 + K_2 e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t-t_s))$
6	$K_1 = 0$ $\lambda_2 = 0$	$K = K_0$ $C = K_2/K_0$	$K_t = K + CK \cos(2\pi(t-t_s))$
7	$K_2 = 0$		$K_t = K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t}$
8	$K_0 = K_2 = 0$		$K_t = K_1 e^{-\lambda_1 t}$
9	$K_1 = K_2 = 0$	$K = K_0$	$K_t = K$
10	$\lambda_1 = \lambda_2$	$\lambda = \lambda_1 = \lambda_2$	$K_t = K_0 + e^{-\lambda t} [K_1 + K_2 \cos(2\pi(t-t_s))]$
11	$K_1 = K_2$	$K = K_1 = K_2$	$K_t = K_0 + K [e^{-\lambda_1 t} + e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t-t_s))]$
12	$\lambda_1 = \lambda_2$ $K_0 = 0$	$\lambda = \lambda_1 = \lambda_2$	$K_t = e^{-\lambda t} [K_1 + K_2 \cos(2\pi(t-t_s))]$
13	$K_1 = K_2$ $K_0 = 0$	$K = K_1 = K_2$	$K_t = K [e^{-\lambda_1 t} + e^{-\lambda_2 t} \cos(2\pi(t-t_s))]$
14	$\lambda_1 = \lambda_2$ $K_1 = K_2$	$\lambda = \lambda_1 = \lambda_2$ $K = K_1 = K_2$	$K_t = K_0 + K e^{-\lambda t} \cdot [1 + \cos(2\pi(t-t_s))]$
15	$K_2 = \frac{K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t}}{e^{-\lambda_2 t}}$	$\lambda = \lambda_1$	$K_t = (K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t}) \cdot [1 + \cos(2\pi(t-t_s))]$
16	$K_0 = 0$ $\lambda_1 = \lambda_2$ $K_1 = K_2$	$\lambda = \lambda_1 = \lambda_2$ $K = K_1 = K_2$	$K_t = K e^{-\lambda t} [1 + \cos(2\pi(t-t_s))]$
17	$K_1 = 0$ $\lambda_2 = 0$ $K_0 = K_2$	$K' = K_0 = K_2$ $Q = \frac{2\pi}{1-NGT}$	$K'_t = K' + K' \cos(Q(t'-t_s))$
18	$K_2 = \frac{K_0 + K_1 e^{-\lambda_1 t}}{e^{-\lambda_2 t}}$	$\lambda' = \lambda_1$; $K'_0 = K_0$; $K'_1 = K_1$ $S = \frac{\lambda'}{1-NGT}$; $Q = \frac{2\pi}{1-NGT}$	$K'_t = (K'_0 + K'_1 e^{-S t'}) \cdot [1 + \cos(Q(t'-t_s))]$
19	$K_0 = 0$ $\lambda_1 = \lambda_2$ $K_1 = K_2$	$\lambda' = \lambda_1$; $K'_1 = K_1$ $S = \frac{\lambda'}{1-NGT}$; $Q = \frac{2\pi}{1-NGT}$	$K'_t = K'_1 e^{-S t'} \cdot [1 + \cos(Q(t'-t_s))]$

Taula II.5.2 Models de creixement

Model	L_t	Quantitat de paràmetres
1	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) + E_3 - K_0(t-t_0)} \right)$	8
2	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) + E_3} \right)$	7
3	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) - E_5 - K_0(t-t_0)} \right)$	7
	on $E_5 = \left(\frac{K_2}{2\pi} \right) \cdot \left[\begin{array}{l} \sin[2\pi(t-t_s)] \\ \sin[2\pi(t_0-t_s)] \end{array} \right]$	
4	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) - E_5} \right)$	6
5	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_3 - K_0(t-t_0)} \right)$	6
6	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-K(t-t_0) - E_1} \right)$	5
7	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0}) - K_0(t-t_0)} \right)$	5
8	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/\lambda_1)(e^{-\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t_0})} \right)$	4
9	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-K(t-t_0)} \right)$	3
10	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_6 - K_0(t-t_0)} \right)$	7
	on $E_6 = \left(\frac{1}{\lambda(\lambda^2 + 4\pi^2)} \right) \cdot \left[\begin{array}{l} e^{-\lambda t} \left(\frac{\lambda^2(K_1 + K_2 \cos[2\pi(t_s - t)]) +}{2\pi(2\pi K_1 + \lambda K_2 \sin[2\pi(t_s - t)])} \right) - \\ e^{-\lambda t_0} \left(\frac{\lambda^2(K_1 + K_2 \cos[2\pi(t_s - t_0)]) +}{2\pi(2\pi K_1 + \lambda K_2 \sin[2\pi(t_s - t_0)])} \right) \end{array} \right]$	
11	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_7 - K_0(t-t_0)} \right)$	7
	on $E_7 = \left(\frac{k}{\lambda(\lambda^2 + 4\pi^2)} \right) \cdot \left[\begin{array}{l} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t} \left(\frac{\lambda_2(\lambda_2 e^{-\lambda_2 t} + \lambda_1 e^{-\lambda_1 t} \cos[2\pi(t_s - t)]) +}{2\pi(2\pi e^{-\lambda_2 t} + e^{-\lambda_1 t} \sin[2\pi(t_s - t)])} \right) - \\ e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t_0} \left(\frac{\lambda_2(\lambda_2 e^{-\lambda_2 t_0} + \lambda_1 e^{-\lambda_1 t_0} \cos[2\pi(t_s - t_0)]) +}{2\pi(2\pi e^{-\lambda_2 t_0} + e^{-\lambda_1 t_0} \sin[2\pi(t_s - t_0)])} \right) \end{array} \right]$	
12	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_6} \right)$	6
13	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_7} \right)$	6
14	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_8 - K_0(t-t_0)} \right)$	6
	on $E_8 = \left(\frac{k}{\lambda(\lambda^2 + 4\pi^2)} \right) \cdot \left[\begin{array}{l} e^{-\lambda t} \left(\frac{\lambda^2(1 + \cos[2\pi(t_s - t)]) +}{2\pi(2\pi + \sin[2\pi(t_s - t)])} \right) - \\ e^{-\lambda t_0} \left(\frac{\lambda^2(1 + \cos[2\pi(t_s - t_0)]) +}{2\pi(2\pi + \sin[2\pi(t_s - t_0)])} \right) \end{array} \right]$	
15	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{\left(\begin{array}{l} \left(\frac{K_1}{\lambda} \right) (e^{-\lambda t} - e^{-\lambda t_0}) - \left(\frac{K_0}{2\pi} \right) \left[\frac{\sin[2\pi(t-t_s)]}{\sin[2\pi(t_0-t_s)]} \right] - K_0(t-t_0) \\ - \left(\frac{K_1}{\lambda^2 + 4\pi^2} \right) \left[\frac{e^{-\lambda t} (2\pi \sin[2\pi(t-t_s)] - \lambda \cos[2\pi(t-t_s)]) -}{e^{-\lambda t_0} (2\pi \sin[2\pi(t_0-t_s)] - \lambda \cos[2\pi(t_0-t_s)])} \right] \end{array} \right)} \right)$	6
16	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{E_8} \right)$	5
17	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{-E_2 - K'(t-t_0)} \right)$	5
18	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/S)(e^{-S t} - e^{-S t_0}) - E_4 - K'_0(t-t_0)} \right)$	7
19	$L_t = L_\infty \left(1 - e^{(K_1/S)(e^{-S t} - e^{-S t_0}) - E_4} \right)$	6

Taula II.5.3 Models de creixement

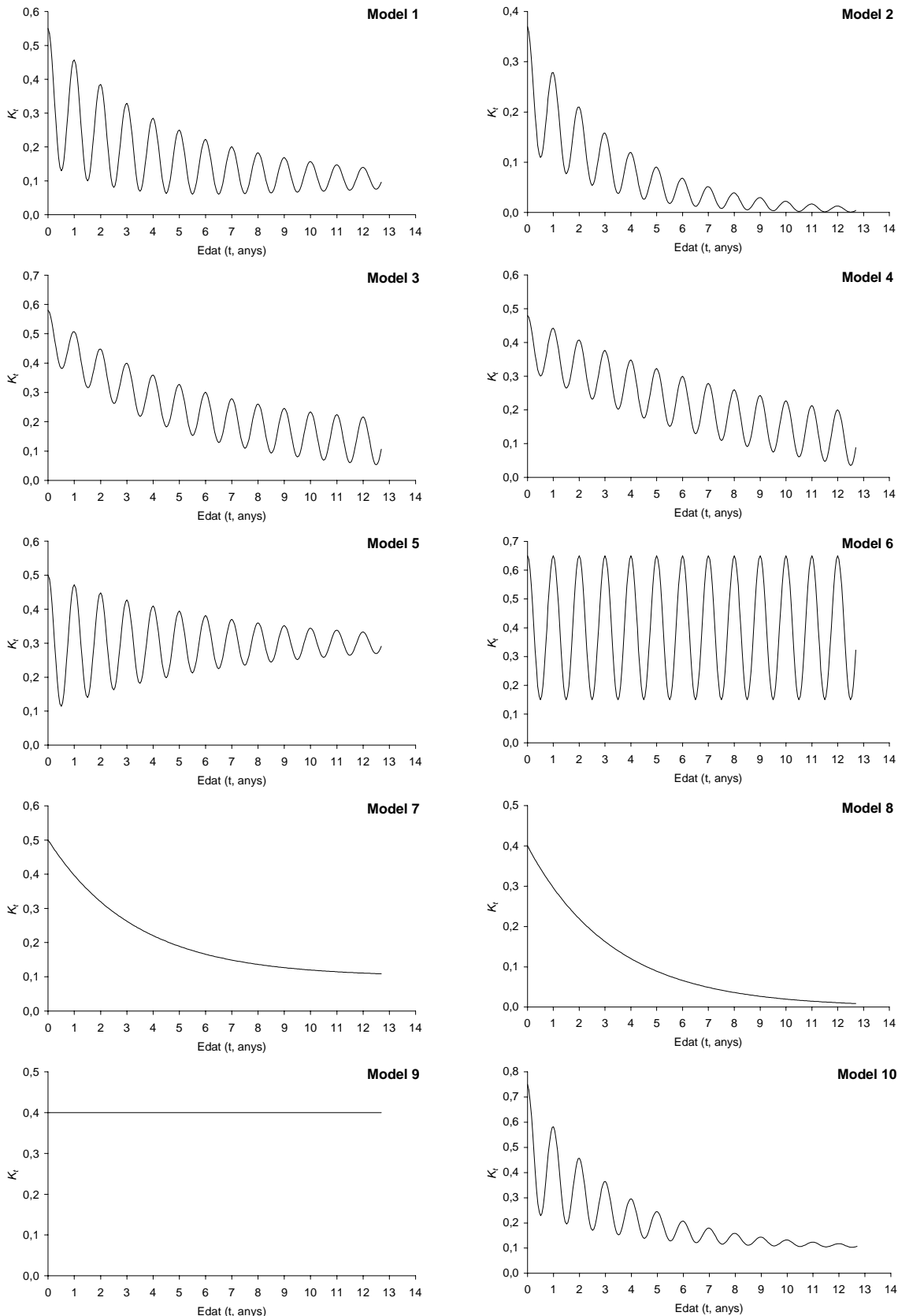


Figura II.5.17 Model 1: $K_0=0.1$; $K_I=0.25$; $\lambda_I=0.3$; $K_2=0.2$; $\lambda_2=0.15$. Model 2: $K_I=0.25$; $\lambda_I=0.3$; $K_2=0.12$; $\lambda_2=0.25$. Model 3: $K_0=0.1$; $K_I=0.4$; $\lambda_I=0.2$; $K_2=0.08$. Model 4: $K_I=0.4$; $\lambda_I=0.1$; $K_2=0.08$. Model 5: $K=0.3$; $K_2=0.2$; $\lambda_2=0.15$. Model 6: $K=0.4$; $C=0.625$. Model 7: $K_0=0.1$; $K_I=0.4$; $\lambda_I=0.3$. Model 8: $K_I=0.4$; $\lambda_I=0.3$. Model 9: $K=0.4$. Model 10: $K_0=0.1$; $K_I=0.4$; $K_2=0.22$; $\lambda=0.3$. En tots els exemples, $t_s=0$ i $K_I \geq 0$ sempre que $t < 13$.

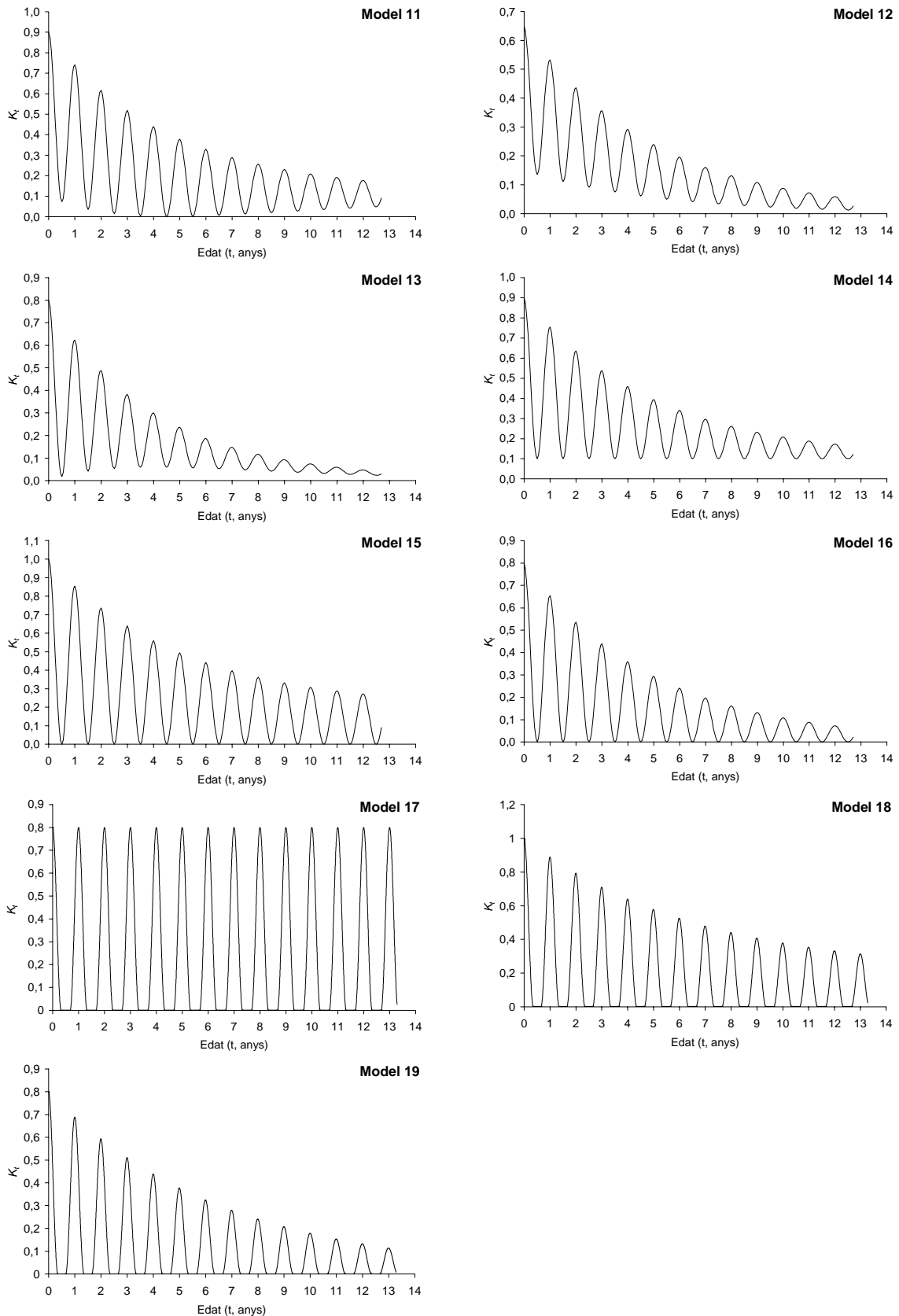


Figura II.5.18 Model 11: $K_0=0.1$; $K=0.4$; $\lambda_1=0.3$; $\lambda_2=0.15$. Model 12: $K_1=0.4$; $K_2=0.22$; $\lambda=0.2$. Model 13: $K=0.4$; $\lambda_1=0.2$; $\lambda_2=0.3$. Model 14: $K_0=0.1$; $K=0.4$; $\lambda=0.2$. Model 15: $K_0=0.1$; $K_1=0.4$; $\lambda=0.2$. Model 16: $K=0.4$; $\lambda=0.2$; Model 17: $K'=0.4$; $NGT=0.35$; Model 18: $K_0'=0.1$; $K_1'=0.4$; $\lambda'=0.15$; $NGT=0.35$; En tots els exemples, $t_s=0$ i $K_t \geq 0$ sempre que $t < 13$.

Estimació dels paràmetres de creixement

Existeix una gran varietat de mètodes per a estimar els paràmetres del VBGM o altres models afins, sorgits de la necessitat final d'obtenir-ne alguna estimació a partir de dades amb origen i forma diversos. Sempre és preferible escollir mètodes que permetin estimar simultàniament tots els paràmetres del model escollit, i que, alhora, aportin algun indicador de l'ajustament de les dades al model.

Regressió no lineal amb les dades de mida a l'edat

Quan es disposa de dades de mida a l'edat per peix, en què s'ha assignat l'edat per a cada individu independentment de les mesures de longitud, pes o ambdós, el mètode preferible per aplicar els models de creixement és la regressió no lineal. En principi, amb aquest mètode es poden estimar un nombre qualsevol de paràmetres que intervinguin en un model no lineal qualsevol que relacioni una variable dependent amb una o més d'independents. Això es fa mitjançant un procés de cerca iterativa que va provant diferents combinacions de valors pels paràmetres en joc començant a partir de valors escollits arbitràriament, i en què l'objectiu es minimitza la suma d'errors quadràtics (SS). Alguns dels supòsits de la regressió no lineal són l'homocedasticitat i la normalitat.

En principi, el coeficient de determinació (R^2) obtingut en la regressió no lineal permet no sols avaluar l'ajustament, sinó també comparar-lo amb els ajustaments d'altres models a les mateixes dades. En realitat, però, com més complex és un model més probable és que aconseguim un ajustament millor amb un major coeficient de determinació. I al mateix temps, els models més complexes són més “costosos”, si més no en termes de la quantitat de paràmetres que inclouen. Per aquest motiu és convenient utilitzar un mètode que permeti comparar l'ajustament de diferents models amb un grau de complexitat variable a les mateixes dades, tenint en compte la quantitat de paràmetres, i en definitiva els graus de llibertat, que inclou cadascun dels models. Un d'aquests mètodes és el criteri d'informació de Akaike (AIC), basat en la teoria de la informació. La formulació corregida del AIC proposat originalment és:

$$AIC_C = N \cdot \ln\left(\frac{SS}{N}\right) + \frac{2KN}{N-K-1} \quad (\text{II.5.30})$$

on N és el nombre de dades, SS la suma de quadrats residual i K el nombre de paràmetres més un. Així, es pot obtenir fàcilment el valor del AIC_C per a cada model ajustat, de tal forma que aquell que presenti un menor valor serà el més probable.

A la pràctica, no sempre resulta possible assolir bones estimacions per a molts models. D'entrada, la complexitat matemàtica del model determina la facilitat en què es pot ajustar a

unes dades en concret. En aquesta complexitat hi intervé entre altres factors el nombre de paràmetres a estimar. Sovint, models que semblarien ser *a priori* bons descriptors del creixement no són aplicables si no és fixant el valor d'un o més paràmetres que s'hauran estimat prèviament mitjançant algun altre mètode o simplement escollint-los arbitràriament. Per altra banda, una gran dispersió de les dades pot provocar que hi hagin múltiples solucions amb ajustaments semblants però amb resultats, pel que fa als paràmetres, prou contrastats. De fet, la variabilitat entre individus sovint amaga part del comportament del model, com és el cas de les oscil·lacions estacionals. Generalment, per a obtenir estimacions dels paràmetres que marquen l'estacionalitat del model, cal aplicar la regressió no pas sobre les dades originals com seria desitjable, sinó sobre les mitjanes de longitud o pes per edat.

La qualitat de les dades juga un paper clau en les estimacions dels paràmetres de creixement. Per descomptat, cal suposar que les edats estan ben assignades a cada individu, o almenys que s'han minimitzat els errors. També respecte de l'edat, l'assignació de la data de naixement, i per tant de l'edat exacta, se sol haver de fer arbitràriament. Normalment, no hi ha cap altra opció que assignar una única data de naixement per a la mateixa cohort cap al pic de l'època de reproducció, cosa que porta a augmentar artificialment la variació de la mida entre individus d'una mateixa edat assignada, que en realitat han nascut en dates diferents. Això, òbviament, s'agreuja en el cas d'espècies amb períodes de posta llargs. Per altra banda, per a fer l'estimació convé disposar de dades amb casos que compreguin tot el rang d'edats possibles de l'espècie. Un problema freqüent és l'absència o escassetesa de dades per a les edats més avançades, que sol conduir a estimacions considerablement esbiaixades dels paràmetres de creixement, especialment de la longitud asimptòtica (L_{∞}).

Tot i que si es disposa de suficients dades provinents d'una única data ja es pot fer una estimació de paràmetres de creixement via regressió, és preferible integrar en aquest mètode dades provinents d'un període més llarg. Quan hi ha interès en ajustar un model estacional convé disposar de dades recollides al llarg de tot el calendari anual, o, com a mínim, escollir dues dates prou separades que representin una l'època de major creixement i l'altra la de menor. Un altre aspecte a considerar són les diferències interanuals en el creixement, perquè si bé la regressió s'efectua sobre dades provinents de peixos de diferents edats suavitzant així en part l'efecte d'aquesta variabilitat interanual, l'estimació final dels paràmetres pot veure's afectada substancialment pels peixos d'una o unes poques classes d'edat, generalment els més joves. Si, per exemple, els peixos d'un o dos anys representats en les dades han gaudit d'un creixement relativament alt en relació a altres anys, s'originà una estimació de K més alta que si això no s'hagués donat. Per a solucionar això, cal utilitzar conjuntament dades de diferents anys sempre que sigui possible o si més no quan hi hagi indicis força clars de diferències interanuals notables, i molt especialment en el cas d'espècies de creixement ràpid i vida curta. En alguns casos, pot tenir interès seguir per separat el creixement d'una o més cohorts en concret, cosa que només es pot fer si es disposa de dades del seguiment total o parcial d'aquestes cohorts. El possible creixement diferencial per sexes també pot ser descrit estimant separatament els paràmetres de creixement.

Regressió no lineal amb les dades d'increment de la mida en peixos recapturats

Quan es disposa de dades de l'increment de la mida provinents d'un programa de marcatge i recaptura, és possible obtenir estimacions complementàries dels paràmetres de creixement. De fet, en certes circumstàncies poden representar les úniques estimacions assolibles. Per exemple, això és el que passa si no és possible conèixer l'edat de cada individu en el moment de les seves captures, de les quals, en canvi, sí que es coneix l'interval de temps que les separa. Així, donat que en el VBGM la relació entre la taxa de creixement en longitud i la longitud ve definida per una recta amb pendent negatiu (equació II.5.18), s'ha proposat com a mètode per estimar L_∞ i K , recórrer a la regressió lineal mitjançant la relació (Gayanilo i Pauly 2004):

$$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K \cdot L_\infty - K \cdot \bar{L} \quad (\text{II.5.31})$$

on \bar{L} és la longitud central entre les dues longituds L_1 i L_2 (inicial i final, respectivament) associades a cada increment, i on, a més a més, se suposa que els increments de longitud per increment de temps ($\Delta L/\Delta t$) s'aproximen a les taxes de longitud que es donen en cada longitud \bar{L} . Aquest darrer supòsit serà tant més cert com més curts siguin els períodes de temps entre les captures i les recaptures. Per tant, les estimacions dels paràmetres de creixement que s'obtidran amb aquest mètode són susceptibles de estar més esbiaixades com més grans siguin aquests períodes de temps. Alhora, el biaix s'accentuarà en el cas que es doni una marcat patró de variació estacional en les taxes de creixement. En definitiva, doncs, poques vegades es podran obtenir bones estimacions amb aquest mètode.

Per altra banda, l'increment de longitud produït durant un cert temps conegut també es pot expressar, a partir de la forma integrada del VBGM, com:

$$\Delta L = L_\infty \cdot e^{-K(t_1-t_0)} \cdot (1 - e^{-K \cdot \Delta t}) \quad (\text{II.5.32})$$

o el que és el mateix:

$$\Delta L = (L_\infty - L_1) \cdot (1 - e^{-K \cdot \Delta t}) \quad (\text{II.5.33})$$

que constitueix la base per a un altre mètode (Gayanilo i Pauly 2004) al qual es pot recórrer, com en el cas del mètode anterior, si tampoc es coneix l'edat en cada captura. En aquest cas no apareixen els problemes esmentats amb el mètode anterior, donat que ara es modelitza separatament l'increment de longitud (ΔL) que depèn tant de la longitud inicial com del

temps transcorregut, a més dels paràmetres de creixement. Per a estimar aquests darrers, és pot recórrer a la regressió no lineal, tot i que també s'han proposat altres mètodes semblants.

A part de constituir un recurs alternatiu per a estimar els paràmetres de creixement quan tan sols es disposa de dades d'increments de longitud i no es coneixen les edats, aquests mètodes també es poden contemplar com una forma per obtenir estimacions complementàries a les dels ajustaments més típics mitjançant les dades de longitud a l'edat. El fet de disposar d'aquestes estimacions complementàries pot ésser molt convenient quan no s'han pogut validar les edats assignades, i, per tant, existeix la possibilitat que les estimacions obtingudes utilitzant aquesta variable estiguin esbiaixades si les edats també ho estan. Així, si les estimacions obtingudes per una i altra via tendeixen a coincidir això indicaria que no s'han produït biaixos severos.

Partint de l'equació II.5.32, i també per regressió no lineal, es poden obtenir estimacions dels paràmetres de creixement. En aquest cas, però, cal disposar de l'edat, més concretament de l'edat inicial (t_I), que substitueix la longitud inicial (L_I) com a una de les dues variables independents (l'altra és encara Δt). Teòricament, aquest mètode presenta l'avantatge que permet estimar tots els paràmetres del VBGm, a diferència dels altres dos mètodes esmentats suara. El cert és, però, que aplicant aquest mètode generalment no es dona convergència per a les estimacions de L_∞ i t_0 , malgrat que sí que se'n dona per a K . És a dir, sobre unes dades en concret i variant els valors inicials per a la regressió no lineal dels paràmetres de l'equació II.5.32, també varien notablement les seves estimacions finals, excepte per a K que sempre convergeix cap al mateix valor. Això implica que el mètode només és útil per a estimar aquest darrer paràmetre.

Paral·lelament a aquest darrer mètode proposat, un quart mètode aplicable a partir de dades de marcatge, consistiria en reformular l'equació II.5.31 de la següent forma:

$$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K \cdot L_\infty \cdot e^{-K(\bar{t}-t_0)} \quad (\text{II.5.34})$$

que no és res més que la fórmula expressada en l'equació II.5.17 per a la taxa de creixement (dL/dt), però ara novament en termes de $\Delta L/\Delta t$. Aquí, \bar{t} representa l'edat central de l'interval d'edat (Δt). Com en el cas del darrer mètode proposat, aquest també presenta els mateixos problemes de convergència per als paràmetres L_∞ i t_0 , fet que el converteix en una eina relativament restringida, útil en tot cas només per a estimar K .

Una opció per als quatre mètodes exposats a fi d'obtenir estimacions per a tots els paràmetres del VBGm consistiria en realitzar un segon ajustament de la forma típica del model (equació II.5.13) mitjançant regressió no lineal sobre les dades de longitud a l'edat. Per tant, caldria disposar de les edats assignades. Aquesta segona fase en l'ajustament dels models permetria

obtenir les estimacions dels paràmetres no obtingudes en la primera regressió (primera fase) (t_0 , en el cas dels dos primers mètodes, i L_∞ i t_0 , en el cas dels dos darrers). Això sí, en aquesta segona fase es mantindrien invariables els altres paràmetres, fixant-los en el valor estimat en la primera fase.

Fins aquí, s'han exposat quatre mètodes per a estimar, a partir de dades de marcatge-recaptura, algun o alguns paràmetres del model de creixement de Von Bertalanfy sense estacionalitat. Però, tant si la variable depenent és l'increment en longitud (ΔL), com si ho és aquest respecte de l'increment de temps ($\Delta L/\Delta t$), l'existència de variacions estacionals en el creixement dificulta molt la possibilitat d'obtenir estimacions no esbiaixades si no s'empra un model que incorpori l'estacionalitat. Aquest problema es fa encara més manifest quan s'arriba a produir una aturada hivernal en el creixement, o bé quan els intervals d'edat són considerablement desiguals, o mal repartits al llarg del període anual, o tot alhora com és el cas del present estudi. Per tant, convé introduir els factors d'estacionalitat en aquests mètodes. A la taula II.5.4 es presenten els quatre mètodes exposats fins ara, formulats sobre tres models de base diferents descrits anteriorment, que s'han emprat en aquest treball. Aquests tres models de base són la forma típica del VBGM sense estacionalitat, i les variants amb estacionalitat pel VBGM de Sumers i Pauly. La generalització proposada per Porch no s'ha pogut ajustar mitjançant aquests mètodes donada la forma de les dades disponibles, tal i com s'explicarà en el capítol de resultats.

Mètode	Model de base	Formulació	Parametres estimables
I	9	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K \cdot L_{\infty} - K \cdot \bar{L}$	K, L_{∞}
	6	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = (L_{\infty} - \bar{L}) \cdot [K + K \cdot C \cdot \cos(2\pi(\bar{t}_C - t_s))]$	K, L_{∞}, C, t_s
	17	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = (L_{\infty} - \bar{L}) \cdot [K' + K' \cdot \cos(Q(\bar{t}'_C - t_s))]$	K', L_{∞}, NGT, t_s
II	9	$\Delta L = (L_{\infty} - L_1) \cdot (1 - e^{-K \cdot \Delta t})$	K, L_{∞}
	6	$\Delta L = (L_{\infty} - L_1) \cdot (1 - e^{-K \cdot \Delta t + (CK/2\pi)[\sin(2\pi(t_{C1} - t_s)) - \sin(2\pi(t_{C2} - t_s))])}$	K, L_{∞}, C, t_s
	17	$\Delta L = (L_{\infty} - L_1) \cdot (1 - e^{-K' \cdot \Delta t + (K'/Q)[\sin(Q(t'_{C1} - t_s)) - \sin(Q(t'_{C2} - t_s))])}$	K', L_{∞}, NGT, t_s
III	9	$\Delta L = L_{\infty} \cdot e^{-K(t_1 - t_0)} \cdot (1 - e^{-K \cdot \Delta t})$	K
	6	$\Delta L = L_{\infty} \cdot e^{-K(t_1 - t_0) + (CK/2\pi)\sin(2\pi(t_0 - t_s))} \cdot \left(\frac{e^{-(CK/2\pi)\sin(2\pi(t_{C1} - t_s))} - e^{-K \cdot \Delta t - (CK/2\pi)\sin(2\pi(t_{C2} - t_s))}}{1 - e^{-K \cdot \Delta t - (CK/2\pi)\sin(2\pi(t_{C2} - t_s))}} \right)$	K, C, t_s
	17	$\Delta L = L_{\infty} \cdot e^{-K'(t_1 - t_0) + (K'/Q)\sin(Q(t_0 - t_s))} \cdot \left(\frac{e^{-(K'/Q)\sin(Q(t'_{C1} - t_s))} - e^{-K' \cdot \Delta t - (K'/Q)\sin(Q(t'_{C2} - t_s))}}{1 - e^{-K' \cdot \Delta t - (K'/Q)\sin(Q(t'_{C2} - t_s))}} \right)$	K', NGT, t_s
IV	9	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K \cdot L_{\infty} \cdot e^{-K(\bar{t} - t_0)}$	K
	6	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K \cdot L_{\infty} \cdot e^{-(K(\bar{t} - t_0) + E_1)} \cdot [1 + C \cdot \cos(2\pi(\bar{t}_C - t_s))]$	K, C, t_s
	17	$\frac{\Delta L}{\Delta t} = K' \cdot L_{\infty} \cdot e^{-(K'(\bar{t}' - t_0) + E_2)} \cdot [1 + \cos(Q(\bar{t}'_C - t_s))]$	K', NGT, t_s

Taula II.5.4 Mètodes per a l'ajustament de models de creixement a partir dels increments observats de longitud. t_C és el moment de l'any en què s'efectua la captura ($0 \geq t_C \leq 1$; $t_C = 0$, quan la captura coincideix amb la data d'aniversari), i $Q = 2\pi/(1 - NGT)$.

Anàlisi de freqüències de longitud

Una altra manera d'estimar els paràmetres de creixement en longitud consisteix en aplicar algun tipus d'anàlisi de freqüències de longitud. A diferència dels mètodes anteriors, les dades de base per aquestes anàlisis no inclouen l'edat, sinó que consisteixen només en les freqüències observades per a una data de captura i per a cadascuna de les classes de longitud predeterminades. Així doncs, els hipotètics errors en l'assignació d'edats no afectarien l'estimació dels paràmetres de creixement. Per tant, aquests mètodes constitueixen tant una alternativa, sovint única, per a estimar aquests paràmetres quan no es disposa de dades d'edat, com una forma addicional per a obtenir-los que pot reforçar la validesa de les estimacions obtingudes mitjançant regressions quan sí que es disposa de dades d'edat aparellades a les mesures de longitud. Si les estimacions d'uns i altres mètodes són concordants, es redueix la possibilitat d'haver comès errors en l'assignació d'edats, i també d'haver obtingut resultats esbiaixats.

Existeixen diferents mètodes per a dur a terme aquests tipus d'anàlisis, cadascun dels quals acostuma a anar associat amb un programa informàtic específic. Sovint, les limitacions en la realització d'aquests tipus d'anàlisis no venen donades tant pel mètode estadístic en si com, més aviat, per les possibilitats operatives del programa al qual va associat, i per descomptat, per la forma i quantitat de les dades disponibles. Tres dels programes més usats són el MIX (Macdonald i Green 1988), el MULTIFAN (Fournier *et al.* 1990) i l'ELEFAN, aquest darrer inclòs actualment dins el paquet FISAT (Gayanilo i Pauly 2004). En aquest treball s'han utilitzat els dos primers.

Els mètodes aplicats en les anàlisis de freqüències de longitud tenen com a punt de partida la descomposició de la distribució de freqüències observades en classes modals, cadascuna de les quals correspon a una cohort present a la mostra. Generalment, se suposa que les longituds dels individus de cada cohort presenten una distribució normal, tot i que no sempre és així. A partir d'aquí, mitjançant un procés iteratiu, s'ajusta un model que inclou n classes d'edat (components normals), amb una separació entre elles que ve donada per un creixement que segueix la típica corba del VBGM. Així, s'estimen simultàniament tant els paràmetres que defineixen cadascuna de les components de la distribució conjunta (mitjana, desviació típica i proporció de casos respecte del total), com les del model de creixement (K , L_{∞} , i altres).

Segons el mètode escollit, els ajustaments s'assoleixen mitjançant la maximització d'una funció de màxima versemblança (MULTIFAN), o, inversament, mitjançant la minimització del valor de χ^2 (MIX). Generalment, es duen a terme tota una sèrie o graella d'ajustaments configurada per diferents situacions de partida, resultat de la combinació de tantes classes d'edat com es cregui convenient provar i tants valors d'algun dels paràmetres del VBGM (normalment K) com s'introdueixin com a punt de partida. Tot seguit cal determinar quin és el millor ajustament d'entre tots els assolits a partir de les diferents situacions de partida. En els dos programes utilitzats, això es fa mitjançant una χ^2 .

Les anàlisis de freqüències de longitud es poden fer sobre una única mostra (MIX), o bé sobre un conjunt de mostres preses al llarg d'un període de temps més o menys dilatat (MULTIFAN). En aquest segon cas, i depenent de l'amplitud d'aquest període i de la separació temporal entre mostres, és possible utilitzar un model de base que contempli variacions estacionals en el creixement. Sovint també existeix la possibilitat d'ajustar altres variacions del model de base. El MULTIFAN, per exemple, permet la inclusió d'un paràmetre que determina una possible desviació en l'estimació de la mitjana de longitud de les cohorts més joves com a conseqüència d'una hipotètica selectivitat en la tècnica de pesca. Aquest mateix programa, i també el MIX, permeten incloure paràmetres que determinen com serà la variació, si n'hi ha d'haver, de la desviació típica de les components normals al llarg del creixement. A més a més, el MIX permet utilitzar diferents tipus de distribucions per descriure les components modals a més de la normal, com ara la gamma. Aquesta darrera opció pot ser útil per a detectar possibles asimetries en les components que, *a priori*, se solen

considerar normals, però que sovint no ho són com a conseqüència de diversos fets, com ara un període de reproducció perllongat (sincrònic o no), un creixement diferencial entre grups interns d'una cohort, o també una selectivitat de captura o una mortalitat variables dins del rang de longituds d'una cohort, entre altres.

Donat que l'ajustament es realitza mitjançant mètodes iteratius, sovint es dona el cas que existeixen diverses solucions de l'anàlisi, totes semblantment probables. Aquestes solucions, tot i que no sempre, solen ser properes pel que fa als valors estimats pels paràmetres del model escollit. Òbviament, el resultat de l'anàlisi serà més satisfactori com més estret sigui el rang en què es donen aquestes solucions. És a dir, per exemple, un resultat en què hi hagi una certa quantitat de classes d'edat molt més probable que qualsevol altra quantitat, serà molt més satisfactori que no pas un altre resultat en què hi hagi la mateixa probabilitat, o aproximadament la mateixa, que la mostra estigui formada per diferents quantitats de classes d'edat.

Un requisit per a obtenir bons ajustaments i bones estimacions mitjançant aquest tipus d'anàlisi és que les mostres siguin suficientment grans com per a què es puguin separar d'una forma estadísticament significativa totes les components modals corresponents a cada cohort present a la població. Només amb una mostra suficientment gran es poden contrarestar certs *handicaps* que poden presentar les dades, ja siguin deguts a les característiques de la població o a com s'han obtingut les dades. Pel que fa a les característiques de la població, l'anàlisi es complica si les components modals se solapen molt, si hi ha una elevada mortalitat que faci que les edats més velles apareguin molt poc o gens representades a les mostres, o bé si es dona un creixement molt variable d'una any per l'altre. I, pel que fa a com s'han obtingut les dades, l'anàlisi també es fa més difícil si a la mostra no hi ha representada alguna o algunes classes d'edat a causa d'una selectivitat marcadament canviant amb l'edat o la mida.

A banda d'intentar disposar d'una quantitat de dades prou gran, també és important l'elecció d'una amplitud adequada per a les classes de longitud. Si són massa estretes, les dades tendeixen a dispersar-se més irregularment i algunes components modals poc representades a la mostra poden quedar diluïdes, mentre que si són massa amples algunes components properes poden agrupar-se excessivament i arribar a confondre's. L'elecció final del rang de classe dependrà doncs tant de la forma de les dades com de la seva quantitat. A menys casos per mostra, més gran caldrà que sigui el rang.

Malauradament, en els estudis de peixos d'aigua dolça no és habitual disposar de suficient nombre de casos per mostra com per a poder dur a terme anàlisis de freqüències de longitud satisfactòriament. En aquests estudis, les dades se solen obtenir mitjançant mostres de caire científic, els quals acostumen a generar captures molt inferiors a les necessàries, a menys que es porti a terme un esforç molt gran. Per tant, són ben pocs els estudis d'aquest tipus en què s'ha aplicat alguna anàlisi de freqüències de longitud. En canvi, en els estudis de peixos explotats comercialment, quasi sempre marins, és molt més factible en la major part dels

casos obtenir dades suficientment abundants, cosa que explica que existeixin molts més exemples de l'aplicació d'aquests mètodes.

Retrocàlcul

L'anàlisi de les mesures radials fetes sobre estructures òssies que mostrin anells anuals visibles permet obtenir informació sobre el creixement que hi ha quedat registrada. Aquest sistema presenta l'avantatge que permet conèixer quin ha estat el creixement passat de cadascuna de les cohorts integrants d'una mostra determinada sense que hagi calgut fer-ne un seguiment directe. L'inconvenient rau en què no es disposa de dades directes sobre l'evolució temporal de la longitud sinó que cal estimar (retrocalcular) quina ha estat la longitud a cada edat en concret a partir de les mesures de les estructures òssies. Per tant, una bona descripció del creixement dependrà de que es disposi d'estimacions fiables de les longituds retrocalculades.

Existeixen diversos mètodes per a dur a terme el retrocàlcul (Busacker *et al.* 1990, Panfili *et al.* 2002). El més simple de tots, el mètode de Fraser-Lee, es basa en ajustar una única recta per regressió lineal a la relació entre els radis totals de l'estructura òssia analitzada i la longitud. Després, mitjançant l'ordenada a l'origen d'aquesta recta, es calculen per a cada peix tantes longituds com anells presenta en l'estructura òssia a partir dels radis fins a cadascun d'aquests d'anells. Així doncs, aquest mètode suposa que la relació entre el diàmetre de l'estructura òssia i la longitud és invariable amb l'edat, o com a mínim que existeix un valor únic per a l'ordenada a l'origen independent de l'edat. Aquest fet s'ha rebutat tot proposant-se que mentre que el pendent de la regressió pot considerar-se aproximadament constant, no passa el mateix amb l'ordenada a l'origen.

Weisberg i Frie (1987) proposen la que probablement és la metodologia més robusta per a analitzar les mesures fetes sobre les estructures òssies. Consisteix en una sèrie de models lineals generals preparats per a modelitzar directament els increments de radi de l'estructura òssia i, addicionalment, efectuar el retrocàlcul pròpiament dit, és a dir, l'estimació de longituds (mitjanes) per a cada combinació d'edat i any, o el que és el mateix, per a cada edat de cada cohort. Tot i que els mateixos autors subministren un programa específic que permet aplicar aquests models, en aquest treball s'han aplicat els mètodes que proposen mitjançant el processador estadístic SPSS, cosa que ha permès introduir-hi algunes petites variacions. Una mica més en detall, el procés consisteix en tres parts. En primer lloc, es realitza una ANOVA sobre els increments mesurats de radi entre anell i anell, introduint-hi els factors any i edat i la seva interacció. La suma de quadrats ha d'esser de tipus IV, donat que el disseny presenta inevitablement la meitat de les caselles buides. Simultàniament a l'ANOVA, i a banda de les mitjanes per grup, cal estimar els efectes de cada nivell per a cada factor, és a dir, els efectes de cada edat i cada any sobre l'increment del radi. En el cas de l'any, es fixa a zero l'efecte de l'any més antic, de tal forma que l'efecte dels altres s'ha d'entendre en relació a aquest. En

segon lloc, es fa una ANCOVA sobre les longituds mesurades en el moment de la captura, amb el radi total com a covariable i l'edat com a factor. Prèviament es pot dur a terme un disseny preliminar incloent la interacció entre la covariable i el factor per a descartar que hi hagi heterogeneïtat de pendents. El disseny final o estàndard de l'ANCOVA ens permetrà comprovar si efectivament existeix l'heterogeneïtat d'ordenades a l'origen que abans s'ha comentat que s'acostuma a donar, i, paral·lelament, fer una estimació dels paràmetres del model, és a dir, del pendent únic (β_l) i de cadascuna de les ordenades a l'origen (β_{0i}). És a partir d'aquests i dels efectes estimats en l'ANOVA anterior que es podrà estimar els efectes de l'edat i l'any sobre la longitud. En tercer lloc, i finalment, es poden obtenir els increments de longitud mitjans retrocalculats per a cada grup resultant de la combinació d'any i edat. Sumant adequadament aquests increments s'obtenen les longituds mitjanes retrocalculades per a cada grup de l'anàlisi.

El principal avantatge de la metodologia proposada per Weisberg i Frie rau en el fet que s'avaluen els efectes de l'edat i l'any directament sobre les mesures dels increments de l'estructura òssia analitzada, en lloc de fer-ho sobre les longituds retrocalculades estimades indirectament a partir dels primers. A més a més, aquestes longituds estan sotmeses a menys biaix en estimar-les a partir dels paràmetres de diferents regressions per a cada grup d'edat, les quals són paral·leles però amb diferent ordenada a l'origen.

Un cop obtingudes les longituds o els increments de longitud retrocalculats es poden estimar, si convé, els paràmetres de creixement del model escollit, per exemple el VBGM, mitjançant diversos mètodes ja descrits anteriorment. En principi, és preferible utilitzar els increments en longitud abans que les longituds mateixes, donat que els primers és més probable que compleixin el supòsit d'independència entre ells.

Comparació del creixement de diferents poblacions o espècies

La comparació del creixement individual entre poblacions o entre espècies se sol dur a terme comparant directament llurs paràmetres de creixement. De fet, però, caldria aplicar algun tipus d'anàlisi que permetès comparar les diferents corbes ajustades a diferents grups de casos (situació en la qual el AIC_C no és aplicable), per a detectar en què es diferencien, si és que ho fan. És a dir, caldria alguna anàlisi que, a partir de les dades originals, comprovés l'existència d'hipotètiques diferències significatives entre els paràmetres inclosos en el model, a més de calcular-ne llurs valors. En el cas de treballar amb un model lineal, o si més no linealitzable, l'anàlisi apropiada seria l'ANCOVA. Com que no és el cas dels models de creixement, probablement caldria recórrer als Models Lineals Generalitzats, que, com ja s'ha comentat anteriorment, són aplicables en situacions en què la relació de base entre les variables no és lineal (McCulloch i Shayle 2001). En qualsevol cas, aquests mètodes no s'han aplicat en aquest treball.

Pel que fa a la relació entre els paràmetres de creixement, existeix una forta correlació negativa entre les estimacions dels dos paràmetres principals del VBGM, L_∞ i K (Moreau 1987). La correlació augmenta dins d'un taxó en concret, per exemple dins d'una mateixa família, o encara més, dins una mateixa espècie. Aquest fet indica que la variació en el creixement entre poblacions es dóna dins un marc de covariació entre els dos paràmetres del model de creixement de tal forma que les variacions en un dels paràmetres es veuen compensades per canvis en l'altre. Així, a mesura que augmenta el valor de l'estimació de L_∞ , disminueix el de K . Per tant, en una espècie en concret, la correlació entre L_∞ i K implica que el creixement en les seves poblacions és descriptible tan sols a partir d'una família relativament reduïda de corbes. Això s'ha il·lustrat a la figura II.5.19, on es representen dos exemples hipotètics, cadascun consistent en deu poblacions amb una correlació total entre els dos paràmetres. A més a més, sigui quina sigui l'espècie, s'ha comprovat que el coeficient de regressió del logaritme de K vs el logaritme de L_∞ pren una valor aproximadament constant i igual a dos, de tal forma que:

$$\log K = \emptyset' - 2 \log L_\infty$$

on \emptyset' és l'ordenada a l'origen de la recta ajustada als parells d'estimacions de L_∞ i K provinents de poblacions de la mateixa espècie. Acceptant aquest fet, comprovat empíricament, es pot prendre el paràmetre \emptyset' per a comparar el creixement entre poblacions d'una mateixa espècie per a les quals s'ha estimat L_∞ i K , ja que:

$$\emptyset' = \log K + 2 \log L_\infty$$

Així, per a una mateixa espècie, quan augmenta \emptyset' , augmenta la velocitat en què es tendeix cap a L_∞ , sigui quin sigui el valor d'aquest darrer paràmetre. Per tant, el que es fa és comparar els ritmes de creixement no pas mitjançant les estimacions de K , que com ja s'ha vist depenen en gran mesura de l'estimació de L_∞ , sinó mitjançant aquest nou paràmetre (\emptyset') que, de fet, no és res més que el valor de K transformat eliminant-li l'efecte de L_∞ . En determinades situacions pot fer-se necessari recórrer a la inferència, per exemple mitjançant una ANCOVA, si es pretenen comparar els creixements de diferents grups de poblacions entre si. Caldria, és clar, comprovar prèviament el supòsit de l'homogeneïtat de coeficients de regressió, malgrat que, com ja s'ha comentat, sembla mantenir-se relativament invariable al voltant del valor 2. En canvi, si tan sols cal comparar parells de valors de \emptyset' , tot aclarint si les diferències són on no significatives, es pot recórrer a un test de la t , donat que es poden calcular els errors estàndards d'aquest paràmetre si es coneixen els dels paràmetres del VBGM.

Sempre que es doni homogeneïtat de pendents, el paràmetre \emptyset' també pot ésser d'utilitat per a comparar espècies o grups d'espècies entre si, amb l'ajut si es vol de la inferència estadística.

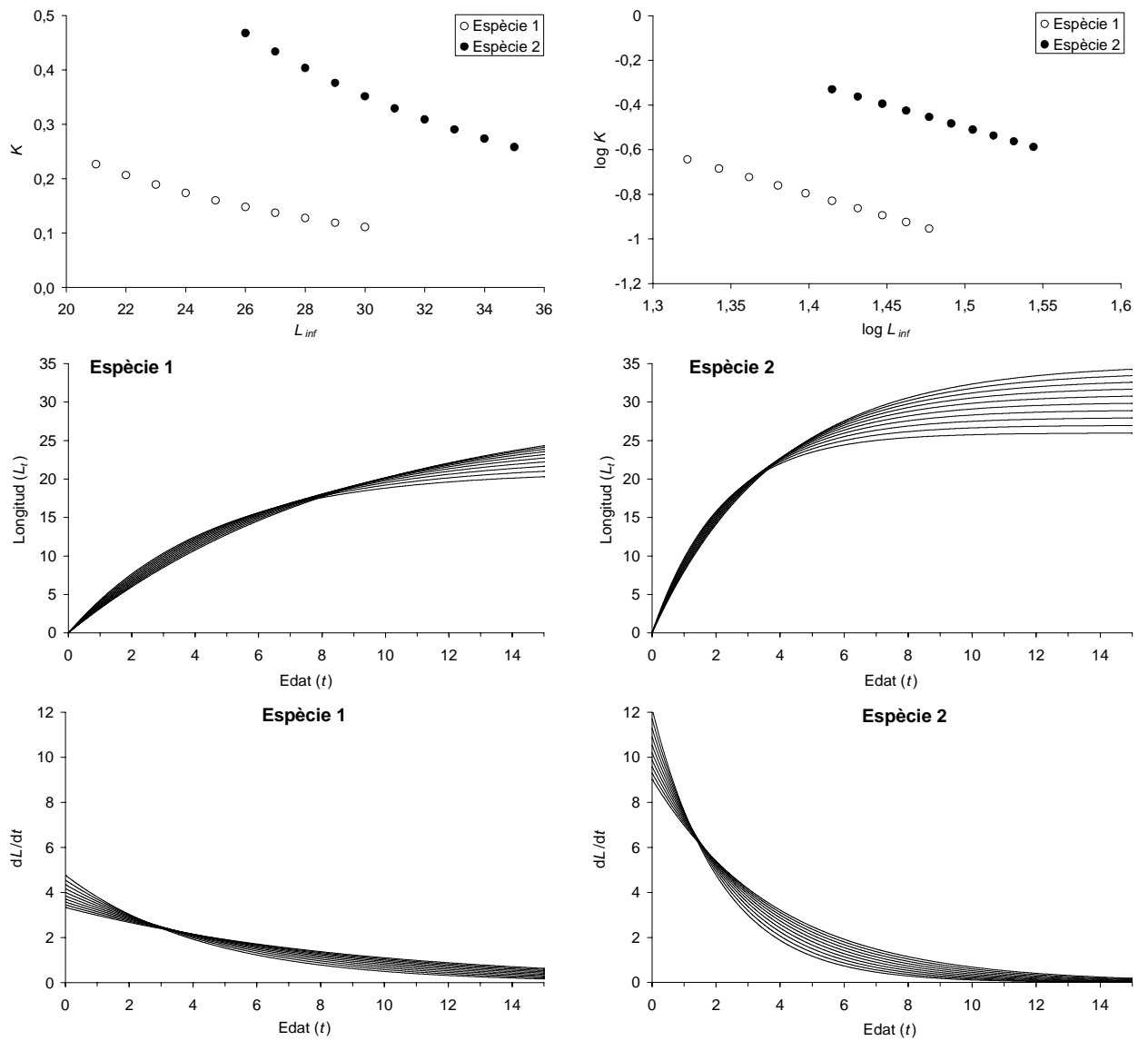


Figura II.5.19 Dos exemples hipotètics, cadascun consistent en deu poblacions amb una correlació total entre els dos paràmetres del model de creixement VBGM (model 9).

II.5.4 Mètodes i models aplicats: demografia

Estimacions de la grandària poblacional i d'altres paràmetres demogràfics

Els censos totals, per bé que sempre desitjables, raríssimes vegades són practicables en poblacions salvatges. Per aquest motiu, les estimacions de la grandària poblacional total o de la densitat, sigui quin sigui el mètode emprat per a aconseguir-les, solen constituir la base dels estudis de demografia animal. A partir d'aquestes estimacions de la grandària poblacional es poden obtenir estimacions d'altres paràmetres demogràfics com ara la supervivència, el reclutament, o altres paràmetres implicats en la descripció de la dinàmica poblacional. Sovint també es possible obtenir estimacions directes d'alguns d'aquests paràmetres, com ara la supervivència, sense haver de disposar prèviament de la grandària poblacional. En qualsevol cas, la varietat de mètodes disponibles per a estimar la grandària poblacional és considerablement gran (Seber 1982, Busacker *et al* 1990), atenent a les molt diverses circumstàncies en què aquestes estimacions s'han de realitzar, en funció tant de les característiques de la mateixa població d'estudi com de la tècnica o tècniques escollides per a recollir-ne informació. Així doncs, tot i que a vegades existeix més d'una possibilitat per a resoldre aquesta qüestió, sovint hi ha un sol mètode que es mostra capaç d'aportar estimacions acceptables de la grandària poblacional en una situació concreta.

En el cas concret dels peixos d'aigua dolça, i especialment al nostre país, els diversos mètodes de captures successives constitueixen la principal via per a obtenir estimacions de la densitat poblacional. Es tracta de mètodes molt adequats per aplicar en trams fluvials tancats de cabal petit o mig aplicant alguna tècnica de la pesca elèctrica, mitjançant els quals es poden arribar a obtenir estimacions molt fiables de la grandària poblacional en aquests trams. En aigües més obertes, però, ja siguin grans rius o bé sistemes lèntics com embassaments o llacs, els mètodes de captures successives són difícilment aplicables per causa, simplement, de la dificultat de tancar físicament i amb una certa eficàcia una part d'aquests sistemes, i, al mateix temps, a la dificultat que sovint es presenta d'aplicar una tècnica de pesca suficientment eficient i amb capturabilitat constant, o aproximadament constant, entre ocasions. En aquests casos cal recórrer a altres mètodes, com els que a continuació s'explicitaran.

Alternativament, també queda la possibilitat de prescindir de les estimacions de la grandària poblacional i recórrer només a una aproximació a la demografia, o més aviat a la dinàmica poblacional, a través del "rendiment de pesca" o captures per unitat d'esforç (CPUE). Sempre tenint present que les dades de "rendiment de pesca" no són, o no tenen per què ésser, proporcionals a la densitat real (que resta desconeguda), si no és acceptant alguns supòsits sovint difícilment assumibles (bàsicament capturabilitat constant entre les poblacions o grups comparats), les CPUE permeten, si més no, comparar l'evolució en el temps d'una mateixa població i també comparar la situació de diverses poblacions.

Mètodes basats en el marcatge-recaptura

Mètode de Lincoln-Petersen

El mètode de Lincoln-Petersen per a dues ocasions de pesca és el més senzill dels mètodes de marcatge-recaptura aplicable en el cas de poblacions tancades. Concretament, en aquest treball s'ha utilitzat la versió modificada per Chapman (Seber 1982, Pollock *et al.* 1990), en el qual la grandària poblacional s'estima a partir de la següent formulació:

$$\hat{N} = \frac{(n_1 + 1) \cdot (n_2 + 1)}{(m_2 + 1)} - 1$$

on \hat{N} és la grandària poblacional estimada, n_1 és la quantitat de peixos marcats i alliberats a la primera ocasió de pesca, n_2 les captures a la segona ocasió, i m_2 les recaptures. Si $n_1 + n_2 > N$, \hat{N} no està sotmesa a cap biaix. A la pràctica, això és inviable d'assolir per a la majoria d'estudis de peixos. Per altra banda, un criteri més fàcilment assolible és que $m_2 > 7$, amb el qual en un 95% dels casos els biaixos de les estimacions seran completament negligibles. La variància d'aquest estimador de N s'obté per:

$$\text{var } \hat{N} = \frac{(n_1 + 1) \cdot (n_2 + 1) \cdot (n_1 - m_2) \cdot (n_2 - m_2)}{(m_2 + 1)^2 \cdot (m_2 + 1)}$$

Aquest mètode, àmpliament emprat en estudis poblacionals de peixos continentals, es basa en els tres supòsits següents:

1. La població és tancada, és a dir, no hi ha addicions (reclutament o immigració) ni pèrdues (mortalitat o emigració).
2. Tots els peixos tenen la mateixa probabilitat (p) d'ésser capturats, en una mateixa ocasió.
3. Les marques no es perden i són sempre detectades per l'observador.

En el cas que algun o alguns d'aquest supòsits no sigui cert es produiran biaixos en \hat{N} . De fet, tots tres supòsits es poden incomplir fàcilment, especialment el segon, de manera que només amb un disseny mostral adequat es pot procurar minimitzar l'efecte que tenen sobre l'estimació. En qualsevol cas, donada la facilitat amb que es poden produir biaixos, s'han de prendre totes les estimacions derivades d'aquest mètode amb molta precaució.

El primer supòsit tan sols es pot assumir plenament en el cas que la població es trobi físicament tancada o circumscrita espacialment al territori d'estudi, i que el temps entre la primera i la segona ocasió de pesca sigui prou curt per a què l'efecte de la mortalitat i del reclutament, si n'hi ha en aquell moment, siguin negligibles. Al mateix temps, el primer

supòsit també implica que el procés de marcatge no provoca baixes entre els peixos marcats alliberats, almenys durant el període entre les dues ocasions. La població de perca americana a Banyoles es pot considerar completament tancada a l'Estany, d'on només es pot donar una certa emigració cap a la conca del Terri a través de la xarxa de recs de sortida de l'Estany. De tota manera aquesta pèrdua d'individus probablement és molt petita, tenint en compte l'estat i les característiques dels recs, i en qualsevol cas també deu ésser negligible entre dues ocasions molt properes. Les estimacions amb aquest mètode s'han realitzat per a cada campanya de pesca en la qual, després d'haver pescat al llarg de tot, o pràcticament tot, el perímetre de l'Estany, es realitzaven algunes pesques addicionals repetint trams del litoral seleccionats a l'atzar. Per tant, la primera volta s'ha considerat com la primera ocasió de captura, i la segona volta, en què només es pescava en alguns trams, com la segona ocasió.

Pel que fa al segon supòsit, existeixen múltiples fonts d'heterogeneïtat en la capturabilitat que, en més o menys mesura, poden donar-se simultàniament. La probabilitat de captura pot variar d'un individu a l'altre, o també d'una ocasió a l'altra per al mateix individu. Si aquesta variació d'una ocasió a l'altra és completament aleatòria no tindrà cap efecte sobre l'estimació final. Però, generalment, l'heterogeneïtat entre individus acaba desembocant en subestimacions de la grandària poblacional, especialment quan una part de la població és més capturable que la resta i aquesta diferència es manté d'una ocasió a l'altra. Una primera causa que pot originar aquesta heterogeneïtat és una accessibilitat no uniforme mitjançant la tècnica de captura al llarg de l'hàbitat ocupat per la població, amb un efecte que s'accentua si els individus tendeixen a manifestar comportaments territorials. Així, en el cas extrem de que una part de l'hàbitat quedi completament fora de l'abast del mostreig, i sempre que els individus que l'ocupen s'hi mantinguin sedentaris, l'estimació final de la grandària poblacional no incorporarà la part de la població "amagada". Afortunadament, aquesta situació tan extrema no s'ha donat a l'Estany per a la perca americana, donat que tot el litoral ha resultat accessible a la pesca elèctrica des d'embarcació, i malgrat que alguns racons poden no haver estat mostrejats amb la mateixa eficiència, la mobilitat dels individus n'haurà compensat sobradament l'efecte negatiu.

Una segona causa d'heterogeneïtat en la probabilitat de captura està relacionada directament amb la correlació entre l'eficiència de la tècnica de pesca i la mida del peix. Aquest problema tan sols és pot solucionar fragmentant l'anàlisi en grups d'edat o de talla, per a garantir una major uniformitat de la probabilitat de captura dins de cadascun d'aquest grups. Amb aquesta estratègia, de passada, també se soluciona una possible heterogeneïtat de captura lligada a les variacions ontogenètiques en l'ús de l'hàbitat o el comportament. Finalment, també és remarcable la possibilitat que la probabilitat de captura variï d'una ocasió a l'altra de forma diferent en funció de si els individus han estat capturats o no en la primera ocasió. Si els peixos desenvolupen, entre la primera ocasió de captura i la segona, una capacitat de resposta negativa a la tècnica de pesca, és a dir, la defugen, que seria la reacció més habitual, llur probabilitat de captura disminuirà en relació als no capturats en la primera ocasió, la qual cosa provocaria una sobreestimació de la grandària poblacional.

La fallida del tercer supòsit provocaria biaixos positius, és a dir, sobreestimacions de la grandària poblacional. De tota manera, en aquest treball, el mètode de marcatge escollit, mitjançant mutilacions parcials de les aletes, impossibilita completament la pèrdua de marques durant el període breu de temps que separa les dues ocasions de captura dins d'una mateixa campanya. Tan sols ha existit una mínima possibilitat, també considerada negligible, que alguna marca passés per alt durant l'examen dels peixos.

A més de les estimacions per campanya ja esmentades, també s'han realitzat algunes estimacions suplementàries aplicant el mètode de Lincoln-Petersen sobre les dades de dues campanyes hivernals consecutives (novembre i febrer), essent cadascuna una de les dues ocasions de captura. D'aquesta manera, s'ha disposat de valors majors per a n_1 i n_2 , cosa que fa augmentar la fiabilitat de les estimacions finals, i, alhora, permet realitzar estimacions separades de la grandària poblacional per a grups d'edat avançada que d'altra manera s'haurien hagut de conjuntar en un sol grup. En aquests períodes entre campanyes tan dilatats no es pot obviar que es dona una certa mortalitat, indetectable mitjançant aquest mètode, però que pot en canvi suposar una violació del primer supòsit. De fet, si se suposa que la mortalitat es dona només o sobretot entre les dues ocasions però no durant aquestes, o almenys la primera, cosa que és assumible sobre la base del disseny mostral aplicat, i també que no es produeix una variació de la supervivència dels individus marcats respecte dels no marcats com a conseqüència del procés de la primera captura i el subsegüent marcatge, el mètode de Lincoln-Petersen és encara aplicable. Addicionalment, també cal suposar que la població no es veu engrandida entre ocasions amb immigrants o amb reclutes, fet plenament acceptable a l'Estany de Banyoles en aquestes dates. En definitiva, es tracta de suposar que la proporció d'individus marcats en la població no es veu modificada. En aquesta situació, però, cal fer notar que \hat{N} es una estimació de la grandària poblacional en la primera ocasió de captura (campanyes de novembre), i que es desconeixia completament aquest paràmetre per a la segona (campanyes de febrer). Per altra banda, la pèrdua o omissió de les marques entre dues campanyes hivernals, malgrat ésser possible que es donés amb una mínima magnitud, també s'ha considerat negligible tant a partir de l'observació que en aquests mesos gairebé no es dona regeneració de les aletes, com dels resultats de les anàlisis i els testos realitzats, al voltant del següent mètode (Jolly-Seber), per a avaluar aquesta qüestió.

Model de Jolly-Seber

L'aplicació d'aquest model, o de qualsevol de les seves moltes variants (Seber 1982, Pollock *et al.* 1990), és un dels mètodes més utilitzats per als estudis basats en el marcatge-recaptura sobre poblacions obertes. Permet l'estimació dels principals paràmetres demogràfics (grandària poblacional, supervivència i naixements) d'una població que pot estar sotmesa a canvis en aquests mateixos paràmetres al llarg de la durada total de l'estudi. Així doncs, a diferència dels mètodes per a poblacions tancades, aquest model permet l'avaluació directa dels canvis demogràfics en la població, sense haver de planificar múltiples dissenys encarats a

avaluar la població en instants consecutius, sinó un únic disseny mostral a partir del qual s'obtidran tant estimacions de la grandària en cada moment de mostreig, com dels altres paràmetres que expliquen el canvi que aquesta grandària ha sofert entre els mostrejos. Per tant, aquestes estimacions tenen un caràcter discret per a cadascuna de les ocasions o els moments de mostreig (i), de manera que s'obtenen, com a màxim, un determinat nombre d'estimacions puntuals depenent dels mostrejos puntuals que es realitzen al llarg de l'estudi. Respecte dels paràmetres de canvi, cal apuntar que el model de Jolly-Seber tan sols distingeix entre les addicions (naixements més immigració) i les pèrdues (morts més emigració). Per tant, només en el cas de poblacions tancades als fenòmens migratoris, com és en bona mesura la població de perca americana de l'Estany de Banyoles, es poden estimar aïlladament la proporció de supervivents i el nombre de naixements o reclutaments.

S'ha d'apuntar que actualment existeix un amplíssim aparellatge estadístic, a banda del model de Jolly-Seber i les seves variants, per a l'anàlisi de dades de marcatge-recaptura en poblacions obertes. Un altre dels models de marcatge-recaptura més estesos, alternatiu a l'aplicat en aquest treball, és el conegut com a Cormack-Jolly-Seber, que constitueix la base principal del programa informàtic MARK (White i Burnham 2004). El MARK, al seu torn, constitueix un dels programes més versàtils i complets disponible actualment per a l'anàlisi d'aquest tipus de dades, i, a més, incorpora també algunes possibilitats d'anàlisi amb el model de Jolly-Seber. Ara bé, només el model de Jolly-Seber permet l'estimació de la grandària poblacional, principal motiu pel qual s'ha escollit en detriment dels altres, aplicant-lo sobretot mitjançant el programa POPAN-5 (Arnason *et al.* 1998), però també amb l'EXCEL.

Tant el programa MARK, com l'utilitzat en aquest treball (POPAN-5), permeten, a banda de la gestió específica d'aquest tipus de dades i de la simple utilització dels estimadors dels paràmetres demogràfics disponibles pels models que inclouen, la realització d'altres anàlisis complementàries com ara testos per a comprovar el compliment dels supòsits dels models, així com simulacions diverses, o bé també la fragmentació a conveniència de les dades d'un sol experiment o mostreig en múltiples anàlisis, o la omissió de part de les dades, entre altres opcions. A més a més, també permeten l'aplicació versàtil dels models mitjançant versions probabilístiques definides a partir de matrius de paràmetres, i eventualment covariables, que poden estimar-se lliurement, amb constriccions, o fixar-se en valors concrets per separat, obtenint finalment diferents resultats que es poden contrastar mitjançant criteris com l' AIC_C . De tota manera, aquesta darrera opció, probablement la més interessant i novedosa d'aquests programes, no s'ha utilitzat en aquest treball ja que s'ha aplicat tan sols un dels submodels del Jolly-Seber, deixant de banda tant el model general com altres variants d'aquest.

Les simulacions amb el model de Jolly-Seber poden tenir múltiples utilitats, com ara la planificació i el disseny previs d'experiments i de mostrejos, o bé també l'avaluació de la incidència d'hipotètiques violacions dels supòsits. És amb aquesta darrera finalitat que en aquest treball s'han dut a terme tota una sèrie de simulacions amb aquest model, tant mitjançant una de les opcions del programa POPAN-5 com amb un procés on s'ha combinat

l'ús del SPSS i l'EXCEL. Les simulacions han consistit bàsicament en la creació de n rèpliques d'historials obtinguts sobre la base d'una població hipotètica i un mostreig de característiques predefinides i semblants a la d'estudi, contrastant en cada cas una situació sense incompliment dels supòsits amb una situació amb algun incompliment. La comparació dels resultats entre les dues situacions es fa entre les mitjanes entre rèpliques simulades per a cadascun dels paràmetres estimats. La diferència entre les mitjanes de cadascuna de les dues situacions és, lògicament, la mitjana dels biaixos produïts per la violació introduïda. Juntament amb aquestes mitjanes es poden calcular també desviacions estàndards per a cada paràmetre que permeten determinar si s'ha donat un biaix mig efectiu en un determinat nivell de confiança.

A les taules II.5.5 i II.5.6, es mostren les definicions dels estadístics i dels paràmetres implicats en la forma general del model de Jolly-Seber, i els estimadors per a aquests paràmetres, respectivament. Aquests estimadors no són esbiaixats sempre que es compleixin plenament els següents supòsits:

1. Cada peix present a la població en el moment de prendre la mostra i ($i = 1, 2, \dots, k$) té la mateixa probabilitat d'ésser capturat (p_i).
2. Cada peix present en la població immediatament després de la mostra i té la mateixa probabilitat de sobreviure (ϕ_i) fins al moment de prendre la mostra $i+1$ ($i = 1, 2, \dots, k-1$).
3. Les marques no es perden i són sempre detectades per l'observador.
4. Totes les mostres són instantànies i cada alliberament es fa immediatament després de prendre la mostra.

L'acceptació d'aquests supòsits tan sols es pot produir sobre la base d'un disseny mostral i d'un sistema de marcatge adequats, ambdós adaptats a la població d'estudi. Tot i així, cal assumir que sempre es produeix una certa violació dels supòsits, que tot i procurant prèviament de minimitzar cal avaluar posteriorment fins allà on sigui possible per a preveure, o fins i tot corregir, el efectes que hagi pogut tenir sobre les estimacions dels paràmetres.

El primer supòsit, que es coneix també com homogeneïtat de la probabilitat de captura, és comú amb el mètode de Lincoln-Petersen, i tot allò que ja s'ha comentat anteriorment al respecte és vàlid en el context de l'aplicació del model de Jolly-Seber. Per la seva banda, el segon supòsit, altrament anomenat d'homogeneïtat de supervivència, només es presenta en aquest segon model. Tot i que els efectes de la seva violació semblen ésser els menys greus de tots els supòsits, es disposa d'una variant del model corregida per l'efecte de una supervivència heterogènia (Arnason *et al.* 1998).

En aquest treball l'aplicació del model general, que inclou els naixements o reclutament, i per tant s'hauria d'aplicar sobre tota la població sencera, implicaria la segura i greu violació dels dos primers supòsits. És a dir, ja d'entrada era previsible una clara heterogeneïtat tant en la probabilitat de captura com molt probablement en la de supervivència, que s'explicaria per la previsible relació entre aquests dos paràmetres i l'edat, la longitud o ambdues variables alhora. Per a resoldre això, una opció passava per l'aplicació del model general de Jolly-Seber juntament amb la incorporació en l'anàlisi de la covariable longitud mitjana, calculada per a cada grup d'edat predefinit (0+, 1+, >1+). Amb aquest procediment, realitzable amb el programa POPAN, s'obtidrien estimacions dels paràmetres per a cada grup d'edat, amb unes p_i i ϕ_i dependents de la covariable. Tanmateix, els intents fets en aquest sentit mostraren ràpidament una complicació excessiva en l'anàlisi, lligada a més a uns resultats molt insatisfactoris, per exemple amb naixements completament fora de l'època observada de reclutament, entre altres inversemblances. La falla d'aquest intent probablement també està relacionada amb un cert problema amb el tercer supòsit que més endavant es comentarà. Per simplicitat, doncs, s'optà finalment per fragmentar directament i completar l'anàlisi amb diverses anàlisis, una per a cada cohort o grup de cohorts separades anteriorment (vegeu la figura II.5.1), de manera que es reduïa considerablement el problema de les heterogeneïtats de captura i supervivència dins de cada ocasió de cadascuna de les anàlisis. Això permetia de passada aplicar una de les variants o els submodels més usuals del model de Jolly-Seber, el model amb només morts. Aquest model, més simple, només incorpora com a paràmetres demogràfics a estimar la grandària poblacional i la supervivència. D'acord amb el principi de parsimònia és preferible aplicar models més senzills quan els models més complexes o amb més nombre de paràmetres porten a resultats semblants. A més a més, aquest submodel de Jolly-Seber per a situacions amb només morts permet estimar un paràmetre més per a cadascun dels dos paràmetres implicats ($k-1$ grandàries poblacionals i $k-2$ supervivències), en comparació amb el model general ($k-2$ grandàries poblacionals i $k-3$ supervivències), fet que suposa un guany considerable, sobretot si es té en compte el gran esforç aplicat a cada ocasió o mostreig (cada campanya). Per altra banda, la qüestió del reclutament quedava resolta amb les estimacions de la grandària poblacional de la primera ocasió disponible per a les cohorts seguides des de l'edat 0+. A la taula II.5.7 es mostren els estimadors per aquest submodel, tant els dels paràmetres implicats ($\hat{M}_i, \hat{p}_i, \hat{N}_i$ i $\hat{\phi}_i$) com de les seves variàncies aproximades.

Malgrat aquests esforços previs per a dissenyar unes anàlisis amb mínimes heterogeneïtats en les p_i i ϕ_i , podia encara romandre cert grau d'heterogeneïtat, especialment en p_i , donat que dins un mateix grup d'edat, sobretot el dels més joves, l'ampli rang de longituds pot anar associat a una variació interna important d'aquest paràmetre. Així doncs, en tots els casos s'han realitzat dos testos específics per a avaluar la possible existència significativa de part d'aquestes heterogeneïtats (Pollock *et al.* 1990, Arnason *et al.* 1998).

El primer d'aquests testos (test 1, en el capítol de resultats) permet comprovar si la taxa de recaptura és igual entre els peixos marcats per primer cop en una ocasió determinada i els

peixos marcats anteriorment. És, doncs, sobretot un test d'homogeneïtat de p_i , i en molta menor mesura d'homogeneïtat de ϕ . Malauradament, com que aquest test es basa en les taxes de recaptura, no permet, específicament, comprovar si hi ha diferències significatives entre la probabilitat de captura per primera vegada i la probabilitat de captura d'individus ja capturats prèviament en almenys una ocasió. De tota manera, es pot suposar que si no existeix una diferència significativa entre les diferents taxes de recaptura, sigui quin sigui el nombre de captures anteriors, això és extrapolable a la probabilitat de captura dels no marcats prèviament.

El segon test (test 2, en el capítol de resultats) aplicat permet comprovar si la taxa de captura és igual per a tots els peixos dels quals es té constància que són vius en l'ocasió i . Així, aquest test, inversament a l'anterior, és sobretot un test d'homogeneïtat de ϕ_i , i en molta menor mesura d'homogeneïtat de p_i . Bàsicament, comprova que el moment en què foren marcats els peixos no afecta diferencialment la seva supervivència. Ara bé, no permet comprovar si els peixos no capturats en i ni abans sobreviuen igual que els capturats i marcats en i , haguessin o no estat recapturats.

En definitiva, respecte dels testos aplicats per comprovar els dos primers supòsits, o qualsevol altre dels disponibles en la literatura, s'ha de reconèixer que no són generals, és a dir, capaços de detectar qualsevol font d'heterogeneïtat. Lògicament, són com a mínim incapaços d'incorporar la informació sobre els peixos mai capturats al llarg de la seqüència de mostres, els quals constitueixen l'única referència realment d'interès, especialment en el cas de la supervivència. En aquest sentit, cal apuntar que, de fet, les supervivències estimades són les dels marcats i que aquestes només són extrapolables a la resta de la població si realment es compleix el segon supòsit del model. Amb tot, els testos aplicats sobre dissenys amb un nombre alt d'ocasions de captura permeten sovint detectar més fàcilment aquestes heterogeneïtats quan tendeixen a créixer pels efectes acumulatius de múltiples captures o marcatges.

Pel que fa al tercer supòsit, no s'han descrit testos específics per a comprovar la seva eventual violació, malgrat que aquesta pot tenir efectes molt greus sobre els estimadors, sobretot \hat{N} , així com de retruc sobre els altres testos descrits anteriorment. En canvi, sí que existeixen mètodes per a estimar directament la taxa de pèrdua o omissió de marques (Seber 1982), basats, això sí, en el doble marcatge dels individus. Com ja s'ha apuntat anteriorment, en aquest estudi s'intentà conduir un doble marcatge, per bé que malauradament amb molt poc èxit, ja que un dels dos sistemes de marca fou molt ineficient sobretot per als peixos joves. Així doncs, no s'han pogut estimar directament les taxes de pèrdua de marques, tot i haver-se detectat evidències, a través de diverses simulacions, que aquesta pèrdua es donà. El resultat d'aquestes simulacions així com dels d'un nou mètode proposat en aquest treball per a corregir les estimacions esbiaixades dels paràmetres demogràfics, es presenten al capítol de resultats (III.3.1). En aquest capítol també s'han realitzat altres simulacions amb dades hipotètiques similars a les disponibles per a aquest estudi, introduint separatament diferents

graus de violació dels dos primers supòsits, de cara a discernir l'efecte d'uns i altres sobre les anàlisis amb el model de Jolly-Seber amb només morts.

Finalment, pel que fa al quart i darrer dels supòsits, s'assumí com a cert a partir de la implementació d'un disseny mostral que tingué en compte aquest punt des del seu inici. Aquest disseny i les dificultats associades amb el mateix s'han explicat anteriorment en l'apartat II.2.

El disseny típic de mostrejos o experiments en els quals s'aplica el model de Jolly-Seber consisteix en la seqüència:

captura-marcatge --- captura(o recaptura)-marcatge --- captura(o recaptura)-marcatge --- ...,

repetida tantes vegades com ocasions es donen al llarg de la durada total de l'estudi. Per tant, generalment tots els individus capturats durant l'estudi, sigui quina sigui l'ocasió en que són capturats per primera vegada, i sempre que no es deshabilitin per al marcatge durant la seva manipulació (per lesions, pèrdues, mort o qualsevol altre motiu), són marcats i retornats a la població. L'única excepció la formen les captures de la darrera ocasió prevista, que, òbviament, ja no cal marcar si no és per assolir objectius complementaris de l'estudi al marge de l'aplicació del model de Jolly-Seber. A més a més, per a utilitzar aquest mètode, el sistema de marcatge ha de permetre el reconeixement de l'historial de captures de cada individu en el moment de la seva captura. Això es pot aconseguir amb marcatges individualitzats que permetin reconèixer separatament cada individu marcat, o bé també amb marcatges de grup que permetin distingir cada ocasió de marcatge i que, per tant, s'han d'anar acumulant en cada individu recapturat múltiples vegades. Com ja s'ha explicat anteriorment en el capítol II.3, aquesta segona és l'opció aplicada en aquest treball de cara a l'obtenció de les dades de base per a l'aplicació del model de Jolly-Seber.

Generalment, els historials de captura es representen en forma de vectors binaris (uns per a les ocasions en què es produeix la captura o detecció de l'individu, i zeros per al cas contrari), com els de l'exemple de la taula II.5.8, en la qual es mostren els possibles historials d'un experiment amb quatre ocasions de captura. És a partir del recompte final de cadascun d'aquests historials que es poden extreure els estadístics observats necessaris per a obtenir les estimacions dels paràmetres N , ϕ i B .

En funció de com s'ha dissenyat el mostreig, de les característiques de la població d'estudi, i de la forma com s'obtenen les captures i les recaptures, que no ha d'ésser necessàriament la mateixa, es pot esperar obtenir tots els historials possibles (totes les combinacions d'uns i zeros donat un nombre determinat d'ocasions), o bé només una part. Així, un cas a part el formen els experiments d'alliberament-recaptura (Burnham *et al.* 1987), en els quals es marca una part de la població en un sol moment inicial per a després seguir l'evolució en el temps de només aquests marcats. En el cas dels peixos continentals, això s'aplica sobretot en operacions de repoblament per a fer el seguiment de la supervivència de l'estoc alliberat. Un

altre cas a part el formen els estudis en què, després de marcar una part de la població en una única o diverses ocasions, la informació de les recaptures s'obté a través d'individus morts. Un altre cop, en el cas dels peixos continentals, aquesta via de recaptura sol ser la pesca esportiva o comercial, fet només possible lògicament quan la població és explotada. Ambdues variants dels estudis de marcatge-recaptura requereixen una modelització específica que generalment només permet estimar la supervivència.

Inicialment, en aquest treball, donat que també es va planificar un seguiment directe de la pesca esportiva i les seves captures, no es va excloure la possibilitat d'aplicar els mètodes basats en la recuperació de peixos morts, paral·lelament a l'aplicació del model de Jolly-Seber. Finalment, però, aquesta via alternativa d'estimació de la supervivència no es va poder aplicar malgrat fer-se el seguiment de la pesca durant tota una temporada, ja que la quantitat total de recaptures registrades per aquesta via va ésser molt petita pels motius que més endavant ja es discuteixen.

Paràmetres	Estadístics
M_i (i=1,...,k) Nombre de peixos marcats en la població en el moment de prendre la mostra i .	m_i (i=1,...,k) Nombre de peixos marcats capturats en la mostra i .
p_i (i=1,...,k) Probabilitat de captura per a tots els peixos en la mostra i .	n_i (i=1,...,k) Nombre de peixos capturats en la mostra i .
N_i (i=1,...,k) Nombre total de peixos en la població en el moment de prendre la mostra i .	R_i (i=1,...,k-1) Part dels n_i peixos capturats que són marcats i alliberats just després de prendre la mostra i ($R_i \leq n_i$).
ϕ_i (i=1,...,k-1) Probabilitat de supervivència per a tots els peixos entre el moment de prendre la mostra i i el moment de prendre la mostra $i+1$.	r_i (i=1,...,k-1) Part dels peixos marcats i alliberats en el moment i (R_i) que són recapturats una altre cop.
B_i (i=1,...,k-1) Nombre total de peixos que entren a la població entre la mostra i i la mostra $i+1$ i que encara hi són en el moment de prendre aquesta darrera.	z_i (i=2,...,k-1) Nombre de peixos capturats abans del moment i , no capturats en i , i capturats novament més endavant.
	zp_i (i=1,...,k-1) Nombre de peixos no capturats en el moment i , que són capturats més endavant.

Taula II.5.5 Definició dels paràmetres i dels estadístics que intervenen en el model de Jolly-Seber.

Paràmetre	Estimador	Estimador corregit
M_i	$\hat{M}_i = m_i + \frac{R_i z_i}{r_i}$	$\tilde{M}_i = m_i + \frac{(R_i + 1) \cdot z_i}{r_i + 1}$
p_i	$\hat{p}_i = \frac{m_i}{\hat{M}_i} = \frac{n_i}{\hat{N}_i}$	$\tilde{p}_i = \frac{m_i}{\tilde{M}_i}$
N_i	$\hat{N}_i = \frac{n_i \hat{M}_i}{m_i}$	$\tilde{N}_i = \frac{(n_i + 1) \cdot \tilde{M}_i}{m_i + 1}$
ϕ_i	$\hat{\phi}_i = \frac{\hat{M}_{i+1}}{\hat{M}_i - m_i + R_i}$	$\tilde{\phi}_i = \frac{\tilde{M}_{i+1}}{\tilde{M}_i - m_i + R_i}$
B_i	$\hat{B}_i = \hat{N}_{i+1} - \hat{\phi}_i \cdot (\hat{N}_i - n_i + R_i)$	$\tilde{B}_i = \tilde{N}_{i+1} - \tilde{\phi}_i \cdot (\tilde{N}_i - n_i + R_i)$

Taula II.5.6 Model de Jolly-Seber. Segons Seber (1982), els estimadors corregits d'aquest model no són esbiaixats sempre que es compleixi la condició: $m_i > 10$ i $r_i > 10$.

Paràmetre	Estimador	Estimador corregit	Variàncies aproximades de l'estimador *
M_i	$\hat{M}_i = m_i + \frac{R_i z_i}{r_i}$	$\tilde{M}_i = m_i + \frac{(R_i + 1) \cdot z_i}{r_i + 1}$	$\text{var}(\hat{M}_i) = (\hat{M}_i - m_i) \cdot (\hat{M}_i - m_i + R_i) \cdot \left(\frac{1}{r_i} - \frac{1}{R_i} \right)$
p_i	$\hat{p}_i = \frac{m_i}{\hat{M}_i} = \frac{n_i}{\hat{N}_i}$	$\tilde{p}_i = \frac{m_i}{\tilde{M}_i}$	$\text{var}(\hat{p}_i) = \hat{p}_i^2 \cdot (1 - \hat{p}_i)^2 \cdot \left(\frac{1}{r_i} - \frac{1}{R_i} + \frac{1}{m_i} + \frac{1}{z_i} \right)$
N_i	$\hat{N}_i = \frac{n_i \hat{M}_i}{m_i}$	$\tilde{N}_i = n_i \frac{(R_i + 1) \cdot z p_i}{r_i + 1}$	$\text{var}(\hat{N}_i) = \hat{N}_i \cdot (\hat{N}_i - n_i) \cdot \left[\frac{\hat{M}_i - m_i + R_i}{\hat{M}_i} \cdot \left(\frac{1}{r_i} - \frac{1}{R_i} \right) + \frac{(\hat{N}_i - \hat{M}_i)}{\hat{N}_i \cdot m_i} \right]$
ϕ_i	$\hat{\phi}_i = \frac{\hat{N}_{i+1}}{\hat{N}_i - n_i + R_i}$	$\hat{\phi}_i = \frac{\tilde{N}_{i+1}}{\tilde{N}_i - n_i + R_i}$	$\text{var}(\hat{\phi}_i) = \hat{\phi}_i^2 \cdot \left[\frac{(\hat{N}_{i+1} - n_{i+1}) \cdot (\hat{N}_{i+1} - n_{i+1} + R_{i+1})}{\hat{N}_{i+1}^2} + \left(\frac{1}{r_{i+1}} - \frac{1}{R_{i+1}} \right) + \left(\frac{1}{r_i} - \frac{1}{R_i} \right) + \frac{(\hat{N}_{i+1} - n_{i+1}) \cdot (\hat{N}_{i+1} - n_{i+1} + R_{i+1})}{\hat{N}_{i+1}^2} \right]$

Taula II.5.7 Model de Jolly-Seber, variant amb només morts. *Inclouen la variació associada al mostreig, però no la variància associada a l'estocacèitat dels processos de naixement i mort.

# Historial	Ocasió				Recompte
	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	
1 ^r	1	1	1	1	h ₁
2 ^r	1	1	1	0	h ₂
3 ^r	1	1	0	1	h ₃
4 ^{r, m}	1	1	0	0	h ₄
5 ^r	1	0	1	1	h ₅
6 ^{r, m}	1	0	1	0	h ₆
7 ^{r, m}	1	0	0	1	h ₇
8 ^{r, m}	1	0	0	0	h ₈
9	0	1	1	1	h ₉
10	0	1	1	0	h ₁₀
11	0	1	0	1	h ₁₁
12	0	1	0	0	h ₁₂
13	0	0	1	1	h ₁₃
14	0	0	1	0	h ₁₄
15	0	0	0	1	h ₁₅

Taula II.5.8 Llistat d'historials possibles en un experiment de marcatge-recaptura amb quatre ocasions de captura. ^r historials d'un experiment d'alliberament-recaptura de quatre ocasions. ^m historials d'un experiment de marcatge-recaptura de quatre ocasions on les recaptures s'efectuen només amb individus morts.

Mètodes basats en la capturabilitat

Estimadors de la capturabilitat

En la majoria de mètodes de marcatge-recaptura, l'eficiència de pesca s'expressa respecte de l'esforç total de cada ocasió de pesca, que no ha d'ésser necessàriament constant, ni tan sols conegut. Això, com ja s'ha vist, vol dir que, més que no pas una capturabilitat, el que es té normalment és tan sols la probabilitat de captura per a cada ocasió (p_i), és a dir,

$$\hat{p}_i = C_i / \hat{N}_i \quad (1)$$

On C_i representa la quantitat total d'individus capturats o captures totals obtingudes per a l'ocasió i , i \hat{N}_i la grandària poblacional estimada també en aquella ocasió. Aquesta eficiència, que es podria anomenar eficiència total de pesca per a una ocasió, per distingir-la de la eficiència de pesca o capturabilitat anteriorment esmentada, està relacionada amb la precisió final de les estimacions derivades dels models de marcatge-recaptura, de manera que com més gran és l'eficiència total o probabilitat de captura en cada ocasió (p_i), major és la precisió de les estimacions finals.

A partir d'aquí, la capturabilitat, o eficiència de pesca, per a una ocasió qualsevol (q_i), no és res més que la probabilitat de captura per unitat d'esforç, és a dir, referida a l'esforç total aplicat en l'ocasió i . Així doncs, si es disposa d'estimacions prèvies de la grandària poblacional (\hat{N}_i), la capturabilitat es pot estimar de la següent forma:

$$\hat{q}_i = \frac{\hat{p}_i}{E_i} = \frac{C_i}{\hat{N}_i \cdot E_i} \quad (2)$$

on E_i representa l'esforç total aplicat al llarg de l'ocasió i del mostreig. La variància d'aquest estimador es pot expressar com:

$$\text{var}(\hat{q}_i) = \left(\frac{C_i}{E_i} \right)^2 \cdot \frac{\text{var}(\hat{N}_i)}{\hat{N}_i^2} = \left(\frac{C_i \cdot SE(\hat{N}_i)}{E_i \cdot \hat{N}_i} \right)^2$$

La capturabilitat (q_i) permet, doncs, comparar l'eficiència de la tècnica de captura aplicada en diferents ocasions, tenint en compte el diferent esforç total també aplicat en cada una d'elles.

L'esforç s'acostuma a mesurar en aquelles unitats la magnitud de les quals presenta una proporcionalitat més clara amb les captures obtingudes. En el cas de la pesca elèctrica, se sol recórrer al temps efectiu en què s'ha estat aplicant el camp elèctric a l'aigua com a mesura més simple de l'esforç, ja que, per bé que les característiques físiques d'aquest camp (tipus i intensitat de corrent, amplitud i profunditat del camp, etc.) també estan evidentment relacionades amb

l'obtenció de més o menys captures, són en canvi més difícils de mesurar en el seu conjunt. Generalment, per a un mateix mostreig o estudi es procura estandarditzar l'esforç mantenint en tot moment una configuració del camp aplicat el més regular i estable possible, de manera que, fins i tot desconeixent en bona mesura com és aquest, el temps de pesca efectiva esdevé realment la millor i més pràctica mesura de l'esforç. Cal dir, però, que existeixen múltiples factors no controlables que afecten també la configuració del camp elèctric i, per tant, a la capturabilitat, com ara el mateix perfil batimètric de la zona de mostreig o la temperatura de l'aigua. Així, en una mateixa localitat, les variacions estacionals de la temperatura de l'aigua poden explicar en bona part les variacions que també es produeixen en la capturabilitat. En principi, l'augment de la temperatura de l'aigua provoca una disminució de la capturabilitat. Ara bé, altres factors poden fer que finalment no sigui necessàriament a l'estiu quan es dona el mínim anual en la capturabilitat, o almenys l'únic mínim anual, com ja es veurà en el capítol de resultats.

En qualsevol cas, pel que fa a l'esforç aplicat, durant el mostreig d'aquest treball es modulà el camp elèctric aplicat en cada campanya per a què s'obtinguessin en tot moment el major nombre de captures sense que els individus resultessin visiblement lesionats. Per altra banda, la utilització de corrent contínua pulsada, en comptes de corrent alterna, permeté conduir prou bé aquesta modulació. Aquest procediment, inevitablement intuïtiu, portà a l'obtenció de mostres en un ampli ventall de condicions ambientals, ajustant en tot moment la tècnica de pesca, aplicada mitjançant l'aparellatge disponible amb una capacitat determinada, a aquestes condicions. Així doncs, tot i que durant el mostreig d'aquest treball es varen registrar per a cada tram de pesca el temps total de pesca efectiva, el temps total de pesca i la intensitat aproximada (en ampers) de sortida del camp elèctric, finalment s'ha utilitzat només la primera per a les estimacions de la capturabilitat.

Al llarg d'una mateixa campanya de pesca es procurà que la intensitat de pesca fos constant, és a dir, que l'esforç es distribuís uniformement per l'àrea mostrejada (A_i). Sobre el terreny això es duqué a terme aplicant un procediment de pesca tan regular com fou possible, amb envestides perpendiculars a la línia del litoral, equidistants entre si, i fetes amb la mateixa velocitat. Assumint que la intensitat de pesca (I_i) és realment constant al llarg d'una ocasió o campanya, és a dir, que

$$I_i = \frac{E_i}{A_i} = ct ,$$

es pot, alternativament a l'equació 2, estimar la capturabilitat com

$$\hat{q}_i = \frac{C_i}{\hat{N}_i \cdot I_i \cdot A_i} ,$$

d'on es pot extreure una nova formulació:

$$\hat{q}'_i = \frac{\hat{p}_i}{A_i} = \frac{C_i}{\hat{N}_i \cdot A_i} = \hat{q}_i \cdot I_i ;$$

amb variància:

$$\text{var}(\hat{q}_i) = \left(\frac{C_i}{A_i}\right)^2 \cdot \frac{\text{var}(\hat{N}_i)}{\hat{N}_i^2} = \left(\frac{C_i \cdot SE(\hat{N}_i)}{A_i \cdot \hat{N}_i}\right)^2$$

Així, si bé q'_i no és una capturabilitat en el sentit que habitualment s'acostuma a definir, s'hi pot considerar una aproximació igualment vàlida precisament perquè és proporcional, a través de la intensitat de pesca I_i , a la capturabilitat q_i definida sobre la base d'una mesura més habitual de l'esforç de pesca elèctrica. Per tant, mentre que les unitats de q_i són l'invers del temps, les de q'_i serien l'invers de l'espai, en aquest treball mesurat unidimensionalment (m) perquè tan sols es disposa de mesures del perímetre de litoral mostrejat, el qual cal suposar que és proporcional a l'àrea realment mostrejada. Cal aclarir, aquí, que en les anàlisis fetes en aquest treball on apareix l'eficiència de pesca o capturabilitat també se suposa una densitat constant a tot l'Estany per a cada ocasió en concret. De fet, l'objectiu del treball no rau en analitzar les diferències entre sectors de l'Estany sinó entre dates per a tot l'Estany, i, per altra banda, no hi hauria forma de conèixer i comparar la capturabilitat entre tals sectors, ja que tan sols es disposa d'estimacions globals de la grandària poblacional o densitat absoluta de l'Estany.

Ara bé, convé analitzar quin dels dos paràmetres, q_i o bé q'_i , és més adequat per a mesurar l'eficiència de pesca quan falla el supòsit d'intensitat de pesca constant per a l'ocasió i , ja que, inevitablement, aquesta falla es produeix sempre en més o menys mesura. De fet, en el transcurs del mostreig d'aquest treball, s'observà que la intensitat de pesca variava en funció de múltiples factors com ara, per exemple, la presència i la intensitat del vent o bé també el mateix estat de fatiga dels operadors de la pesca. Aquesta falla del supòsit d'homogeneïtat de la intensitat de pesca en una ocasió i qualsevol es pot explicar i, alhora, superar per diverses vies.

En primer lloc, es pot assumir que la intensitat de pesca realment aplicada ha estat constant, però que s'ha pescat "saltant" parts del litoral deixant bandes no mostrejades de diferent amplada. En aquest cas,

$$I_i = \frac{E_i}{A_i} < \frac{E_i}{A'_i} = I'_i = ct,$$

on A'_i representa l'àrea realment mostrejada, tot i ésser desconeguda, i I'_i la intensitat de pesca realment aplicada, també desconeguda però constant. En aquesta situació, I_i variaria entre trams del litoral amb valors sempre per sota de la intensitat de pesca real (I'_i), com a conseqüència del desigual accés a l'àrea que es pretenia mostrejar (A_i). Així doncs, assumint un mostreig en aquestes condicions, semblaria més adequat utilitzar q_i per a conèixer l'evolució entre ocasions de l'eficiència de pesca o capturabilitat, ja que les captures haurien de guardar una proporcionalitat només amb l'esforç total aplicat i mesurat (E_i) i no amb una àrea desigualment mostrejada.

En segon lloc, es pot suposar que no s'han "saltat" bandes de litoral, o que si s'ha fet ha estat de manera regular, de forma que tot el perímetre de l'Estany ha estat mostrejat amb una cadència espacial constant, però que, en canvi, s'ha distribuït l'esforç de pesca (el temps de pesca efectiva) de manera desigual al llarg de l'àrea realment mostrejada, enrampant a voltes en excés. En altres paraules, es suposa que l'heterogeneïtat en la intensitat de pesca s'ha donat perquè s'ha estat enrampant en llocs o moments en què per un o altre motiu no calia, per exemple en llocs on donada la fondària era pràcticament impossible capturar res, o bé també quan ja no quedaven peixos perquè o bé ja havien fugit o bé ja havien estat capturats. En definitiva, es podria parlar de que en determinades circumstàncies es podrien haver "malgastat" unitats d'esforç. Si bé també seria plausible pensar que en determinats trams s'hagués pescat per defecte, és a dir, aplicat menys esforç del necessari quan i on aquest podia ésser efectiu, a partir de l'experiència recollida durant el mateix mostreig no sembla que això es donés tan sovint com la situació contrària abans esmentada. En qualsevol cas, en aquesta situació,

$$I_i = \frac{E_i}{A_i} \neq \frac{E'_i}{A_i} = I'_i = ct$$

o més probablement

$$I_i = \frac{E_i}{A_i} > \frac{E'_i}{A_i} = I'_i = ct,$$

on E'_i representa l'esforç aplicat realment útil, tot i ésser desconegut, i I'_i la intensitat de pesca realment aplicada, també desconeguda però constant. En aquesta situació, I_i variaria entre trams del litoral amb valors sovint per sota de la intensitat de pesca real (I'_i), com a conseqüència del desigual repartiment espacial de l'esforç de pesca mesurat en temps efectiu, o suposadament (*a priori*) efectiu, de pesca. Així doncs, assumint un mostreig en aquestes condicions, semblaria més adequat utilitzar q'_i per a conèixer l'evolució entre ocasions de l'eficiència de pesca o capturabilitat, ja que les captures haurien de guardar una proporcionalitat només amb l'àrea total mostrejada (A_i) i no amb l'esforç desigualment repartit. Respecte d'aquest desigual repartiment de l'esforç cal aclarir que es refereix a una situació en què cada unitat d'esforç aplicada pot ésser eficaç o no eficaç, és a dir, una situació binària en la qual no es donaria una variació gradual, en cada unitat d'espai mostrejat, de l'eficàcia de cada unitat d'esforç en funció del nombre d'unitats d'esforç prèviament aplicades en aquella mateixa unitat d'espai. De fet, aquesta variació gradual de l'eficàcia de l'esforç, que en definitiva es transmet a les captures obtingudes, és descriptible mitjançant el conegut model

$$C_f = N_i(1 - e^{-qf}),$$

segons el qual una unitat d'esforç, aquí f , genera cada cop menys captures en funció de la quantitat d'esforç ja aplicat prèviament. Aquest model és la base dels mètodes de captures successives, entre

altres models d'anàlisi de poblacions. És, en qualsevol cas, difícilment aplicable a les dades obtingudes mitjançant el mostreig realitzat en aquest treball, malgrat que la desigual distribució de l'esforç sobre l'espai que finalment s'hagi donat al llarg del mostreig probablement recomanés de fer-ho. De tota manera, la situació binària que s'ha exposat tampoc és del tot inversemblant, especialment d'acord, com ja s'ha dit, amb l'experiència i les observacions directes del mateix mostreig. Realment, sovint s'enrampava en zones on era molt poc o gens probable que sorgissin captures, fos pel motiu que fos.

En tercer lloc, i finalment, es podria assumir que s'han donat alhora les dues situacions abans descrites, és a dir, que s'han "saltat desigualment zones de litoral i, al mateix temps, s'han "malgastat" unitats d'esforç de pesca elèctrica. En aquesta situació, es pot suposar encara que

$$I_i = \frac{E_i}{A_i} \neq \frac{E'_i}{A'_i} = I'_i = ct ,$$

definint tots els paràmetres com abans. No es pot, però, pressuposar quin dels paràmetres fins ara proposats per a la capturabilitat (q_i i q'_i) és el més vàlid, donat que, de fet, tots dos poden resultar aproximacions igualment errònies de l'eficiència de pesca real. Un tercer paràmetre que incorporaria tota la informació disponible sobre la pesca, tant pel que fa a l'extensió espacial mostrejada (A_i) com pel que fa al temps de pesca efectiva aplicada (E_i), és:

$$\hat{q}''_i = \frac{\hat{p}_i}{\sqrt{E_i \cdot A_i}} = \frac{C_i}{\hat{N}_i \cdot \sqrt{E_i \cdot A_i}} ,$$

amb variància:

$$\text{var}(\hat{q}_i) = \frac{C_i^2}{E_i \cdot A_i} \cdot \frac{\text{var}(\hat{N}_i)}{\hat{N}_i^2} = \left(\frac{C_i \cdot SE(\hat{N}_i)}{\sqrt{E_i \cdot A_i} \cdot \hat{N}_i} \right)^2$$

En principi, amb aquest paràmetre s'obtenen bones aproximacions a l'eficiència de pesca sota el supòsit que s'han donat en igual mesura les dues situacions suara descrites. En aquest treball les seves unitats s'expressen en $(s \cdot m)^{-0.5}$. Les relacions entre els diferents paràmetres proposats fins aquí per a la capturabilitat són:

$$\hat{q}_i = \frac{\hat{q}'_i}{I_i} = \frac{\hat{q}''_i}{\sqrt{I_i}}$$

$$\hat{q}'_i = \hat{q}_i \cdot I_i = \hat{q}''_i \cdot \sqrt{I_i}$$

$$\hat{q}''_i = \sqrt{\hat{q}_i \cdot \hat{q}'_i} = \hat{q}_i \cdot \sqrt{I_i} = \frac{\hat{q}'_i}{\sqrt{I_i}}$$

les quals són sempre vàlides encara que I_i no sigui homogeni, per bé que en aquest cas caldrà analitzar quin dels tres paràmetres és el més adequat, sempre sota el supòsit que I_i sí que és homogènia encara que resti desconeguda. En el capítol de resultats apareixen les estimacions dels tres paràmetres per a cadascuna de les campanyes de mostreig i cada grup d'edat pels quals es disposava d'estimacions prèvies de la grandària poblacional.

L'equació 2, per a l'estimació de la capturabilitat (q_i), fa referència a la probabilitat de capturar un individu qualsevol però concret mitjançant l'aplicació d'una unitat d'esforç qualsevol de pesca elèctrica. És, doncs, una capturabilitat estimada sobre la base de la globalitat de la població i de l'esforç aplicat i, per tant, no és comparable a altres estimacions de la capturabilitat obtingudes amb la mateixa formulació per a altres poblacions, per exemple, en aquest treball, per a la població de perca americana del Vilar, encara que s'hagi aplicat la mateixa tècnica de pesca i de la mateixa manera. Per a fer comparables les capturabilitats o eficiències de pesca entre poblacions diferents cal utilitzar un estimador transformat de la següent forma:

$$\hat{q}_{mi} = \hat{q}_i \cdot A_T \quad ,$$

on A_T és l'àrea total mostrejable sense superposicions de pesques, és a dir, l'àrea total accessible a la tècnica de pesca on es troba tota o part de la població d'estudi amb una grandària poblacional N , àrea que en aquest treball, com ja s'ha apuntat, es mesura unidimensionalment (perímetre total de l'Estany). Per la seva banda, \hat{q}_{mi} representa l'estimació de la capturabilitat per metre de l'ocasió i , és a dir, de la probabilitat de capturar un dels individus presents en un metre determinat de litoral aplicant una unitat d'esforç en aquella mateixa unitat de litoral, sota el supòsit de l'aplicació d'una intensitat de pesca regular o constant. Aquesta nova formulació de la capturabilitat prové de la probabilitat de captura per metre o eficiència total per metre, que, al seu torn, s'obté amb la següent formulació, anàloga a l'equació 1:

$$\hat{p}_{mi} = \frac{C_i/A_i}{\hat{D}_i}$$

on \hat{D}_i és la densitat estimada o grandària poblacional estimada per unitat lineal de litoral, mentre que la ràtio C_i/A_i no és res més que la densitat de captures, calculada sobre la base de l'àrea o el perímetre realment mostrejat (A_i). Assumint que la densitat és constant tot al llarg del perímetre del litoral (A_T),

$$\hat{p}_{mi} = \frac{C_i/A_i}{\hat{N}_i/A_T} = \hat{p}_i \cdot \frac{A_T}{A_i}$$

i, d'aquí,

$$\hat{q}_{mi} = \frac{\hat{p}_{mi}}{E_i/A_i} = \frac{C_i \cdot A_T}{\hat{N}_i \cdot E_i} = \frac{C_i}{\hat{D}_i \cdot E_i} = \hat{q}_i \cdot A_T$$

Per tant, la capturabilitat per metre estimada (\hat{q}_{mi}) és d'utilitat per a comparar l'eficiència de pesca derivada de la mateixa tècnica de pesca i aplicada de la mateixa manera en poblacions que ocupen àrees de diferent extensió, presentin o no la mateixa densitat. Alhora, també podria ésser d'utilitat per a comparar l'eficiència de pesca entre estrats espacials d'un mateix sistema, entre els quals hi pogués haver diferències degudes a qualsevol motiu. Per a obtenir estimacions de la capturabilitat per metre de diferents sectors o hàbitats de l'Estany, però, hauria calgut disposar d'estimacions independents de la densitat per a cadascun d'aquests mateixos estrats, cosa que no ha estat possible d'obtenir mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura. Per tant, la capturabilitat per metre només ha estat d'utilitat per a la comparació dels mostrejos fets sobre les poblacions de l'Estany i de l'estanyol del Vilar, pels quals, per algunes ocasions, sí que es disposa d'estimacions independents de la grandària poblacional total (densitat absoluta), i per tant també de la densitat mitjana global.

Com ja s'ha dit, la capturabilitat per metre \hat{q}_{mi} és un bon estimador de la capturabilitat per metre també sota el supòsit que la intensitat de pesca observada sigui constant o regular al llarg de l'àrea mostrejada durant l'ocasió i ($I_i = E_i/A_i = ct$). Però, en el cas que aquest supòsit no s'hagi complert, convé sospesar, com s'ha fet abans per a la capturabilitat total (q_i), l'ús d'altres formulacions en funció de com se suposi que s'ha produït aquest incompliment. En aquest sentit, s'han aplicat variacions de les capturabilitats per metre paral·leles a les presentades més amunt per a la capturabilitat total, i sota els mateixos supòsits, que, com a mínim sempre inclouen que la intensitat de pesca real per metre sempre hagi estat regular encara que hagi estat desconeguda ($I'_i = E_i/A'_i = ct$, o $I''_i = E'_i/A_i = ct$, o $I'''_i = E'_i/A'_i = ct$). Aquestes variacions són, doncs:

$$\hat{q}'_{mi} = \hat{q}'_i \cdot A_T \quad \text{i} \quad \hat{q}''_{mi} = \hat{q}''_i \cdot A_T$$

Modelització de la capturabilitat

Tornant a les variacions de l'eficiència de la pesca elèctrica, o capturabilitat, es pot dir doncs, que aquesta varia tant en funció de les condicions ambientals com també de les característiques tècniques del camp elèctric aplicat, però també de les característiques autoecològiques i morfològiques de l'espècie en qüestió (Pou-Rovira 1998). D'entrada, en relació a aquest darrer aspecte, és ben sabut que la capturabilitat augmenta amb la longitud total dels peixos, encara que a la pràctica no està clar que ho faci linealment a través d'una simple proporcionalitat. En molts casos és probable que la relació entre la capturabilitat i la longitud dels peixos segueixi una relació curvilínia, en la qual pot donar-se una tendència asimptòtica cap a una capturabilitat màxima, o bé fins i tot una certa tendència a que les talles majors presentin una menor capturabilitat que talles intermèdies degut a l'evolució d'altres variables lligades a l'ontogènesi, com ara un comportament diferenciat entre els individus madurs segons l'edat.

Generalment, però, l'interès no recau en la mateixa capturabilitat sinó en els paràmetres demogràfics, com ara N_i , de manera que si aquests es poden estimar sense conèixer, estimar o fer cap supòsit al voltant de la capturabilitat, aquesta darrera perd quasi sempre interès, més encara si es tenen en compte l'ampli ventall de factors que l'afecten. Així, en principi, en el context d'aquest estudi, en el qual ja s'obtenen estimacions directes de la grandària poblacional mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura descrits anteriorment, no es feia necessari conèixer les q_i , si no era per avaluar l'eficàcia de la pesca elèctrica amb embarcació implementada especialment per a aquest treball. Ara bé, donat que l'equació 2 es pot rescriure com:

$$\hat{N}_i = \frac{C_i}{\hat{q}_i \cdot E_i},$$

es pot pensar en una hipotètica estimació de la grandària poblacional si es disposa d'estimacions de la capturabilitat. Com ja s'ha dit, en el context d'aquest treball això no tindria sentit, però, en canvi, sí que en tindria de cara a implementar un futur monitoratge a mig o llarg termini de la població de perca americana de l'Estany aprofitant al màxim la informació prèviament obtinguda amb aquest treball. Així, per a obtenir estimacions futures de la grandària poblacional de perca americana mitjançant mostrejos puntuals, i, per tant, sense aplicar els costosos mètodes de marcatge-recaptura, caldria estimar d'alguna manera directa la capturabilitat.

Una via per a assolir estimacions directes de la capturabilitat de futurs mostrejos a l'Estany és la seva modelització a partir de les capturabilitats per ocasió o campanya estimades en aquest treball aplicant l'equació 1 sobre les \hat{N}_i obtingudes abans amb el marcatge-recaptura. Cal assumir, això sí, que sempre s'aplica la mateixa tècnica de pesca amb un esforç estandarditzat, en aquest cas a través de la seva modulació en funció de les condicions ambientals. La modelització de la capturabilitat es pot conduir de diverses maneres. Com ja s'ha dit, quan es tracta de predir la capturabilitat de diversos ambients o localitats cal, indispensablement, introduir en el model variables ambientals, com ara la terbolesa de l'aigua, la densitat de vegetació, la profunditat mitjana, la temperatura de l'aigua, entre altres, donat que totes aquestes influeixen en l'eficiència de pesca. Bayley i Austen (2002) mostren un bon exemple d'aquesta aproximació per a la modelització de la capturabilitat de la pesca elèctrica amb embarcació en llacs i Estanys de Nord-Amèrica. En canvi, quan es tracta de predir la capturabilitat dins un mateix sistema que manté, com en el cas de l'Estany de Banyoles, condicions força estables, pot ésser suficient desenvolupar un model amb les variables temps o època de l'any i longitud mitjana del grup de peixos contemplat. En aquest sentit, s'han ajustat dos models a les capturabilitats estimades (\hat{q}_i , \hat{q}'_i o \hat{q}''_i), basats en un model logístic o sigmoïdal al qual s'ha introduït oscil·lacions estacionals en la seva asímptota horitzontal. Son aquests:

$$\text{Model I: } q_t = q_{\max} \cdot (1 + C_q \cdot \cos(2\pi(t + A - t_{Sq}))) \cdot \left(\frac{1}{1 + e^{-r_m(\bar{L}_t - L_c)}} \right)$$

$$\text{Model II: } q_t = q_{\max} \cdot (1 + C_q \cdot \cos(4\pi(t + A - t_{sq}))) \cdot \left(\frac{1}{1 + e^{-r_m(\bar{L}_t - L_C)}} \right)$$

On els paràmetres implicats són: q_{\max} , que representa la capturabilitat màxima a la qual es tendeix asimptòticament al llarg del creixement en longitud; r_m , la velocitat o pendent de la trajectòria ascendent; L_C , la longitud en la qual es dona el punt d'inflexió de la corba logística; C_q , l'amplitud de les oscil·lacions estacionals de la capturabilitat; t_{sq} , la posició relativa d'aquestes oscil·lacions respecte del temps. A és una constant que representa la data assignada d'aniversari o naixement dins el calendari (per exemple, 0 si fos l'1 de gener), que en el cas d'aquest estudi s'ha fixat en el valor 0,4167 (1 de juny). Les variables dels models són t , l'edat assignada en un moment concret a un grup de peixos determinat (generalment una cohort), i \bar{L}_t , la longitud mitjana d'aquest mateix grup en aquesta mateixa edat. Donat que aquest darrera variable (\bar{L}_t) es pot predir a partir de qualsevol dels models descrits al capítol II.5.3, es podrien simplificar els models I i II deixant-hi tan sols la variable temps (t). De tota manera, aquesta simplificació no generarà millors ajustaments que els models amb les dues variables independents, ans al contrari. Per tant, l'ajustament d'aquests models s'ha fet introduint les dues variables, és a dir, utilitzant la longitud mitjana observada com a segona variable independent. En canvi, per a la representació gràfica dels resultats pot resultar útil, per simplicitat, recórrer a la forma del model amb només la variable temps, ja que així la representació queda reduïda a un espai bidimensional. Així és com es representen els quatre exemples, superposats pels dos models, de les figures II.5.20 i II.5.21.

El model logístic, usat habitualment per a descriure la selectivitat de certes tècniques de captura de peixos com ara les xarxes de ròssec, és prou versàtil com per a descriure un ampli ventall de trajectòries per a la capturabilitat en relació a la longitud, de manera que també és útil per a la pesca elèctrica. En funció de la combinació de valors pels paràmetres r_m i L_C , doncs, es poden obtenir solucions ben diverses, ja siguin amb el punt d'inflexió situat o no dins el rang observat de longituds, o fins i tot amb un pendent negatiu tendint cap a la capturabilitat zero, tendència que, tot i no ésser impossible, en qualsevol cas no és gaire habitual en mostres de peixos. Aquest model, però, no pot generar, sense cap modificació suplementària, una corba acampanada que servís per a descriure una hipotètica situació, ja esmentada més amunt, en la qual la capturabilitat màxima es donés en una longitud central respecte del rang observat per aquesta variable. De tota manera, si bé aquesta situació és versemblant que es doni en alguns casos, no hi ha cap indicatiu que ho hagi fet en el mostreig d'aquest estudi.

Pel que fa a la modelització proposada de les oscil·lacions estacionals de la capturabilitat, s'han introduït als models de manera que, en una trajectòria amb pendents positius, llur amplitud sigui màxima quan s'assoleix el valor q_{\max} . Com es pot veure, els dos models (I i II) es diferencien tan sols per la constant que regula la longitud d'ona ajustant un nombre enter d'oscil·lacions al període anual (2π per a una oscil·lació sencera, o bé 4π per a dues oscil·lacions senceres). Es tracta, doncs, de dues variants del mateix model de base que, tot i tenir el mateix nombre de paràmetres (de fet, són els mateixos), produiran òbviament ajustaments ben diferents a les dades. Per tant,

s'aconsegueixen, amb una mínima variació, dos models molt similars quant a la seva estructura i igualment complexes, almenys des del punt de vista de la quantitat de paràmetres inclosos. *A priori*, podria semblar que una única oscil·lació anual és l'opció més adequada per a descriure l'evolució de la capturabilitat, però, com ja s'ha comentat més amunt, aquesta depèn de múltiples factors, fent bastant plausible l'aparició de dos màxims i dos mínims anuals. Per descomptat, aquests dos parells de màxims i mínims no han de donar-se necessàriament de forma simètrica, és a dir, amb valors iguals i posicions equidistants en el calendari, però la descripció d'hipotètiques desigualtats o asimetries respecte de les dues ones anuals del model II passaria inevitablement per la inclusió en aquest model de més paràmetres, complicant-lo ja possiblement en excés.

Per altra banda, probablement la inclusió de més variables ambientals milloraria sensiblement els resultats que més endavant es presentaran per a aquests models predictors. Per a què fos així, però, hauria calgut, a banda d'haver-ne mesurat un nombre suficient i amb suficient precisió, disposar d'una sèrie temporal prou llarga, més que els dos anys i escaig d'aquest treball, com per a que es donés un ampli ventall de condicions o estats a partir dels quals poder modelitzar adequadament la capturabilitat.

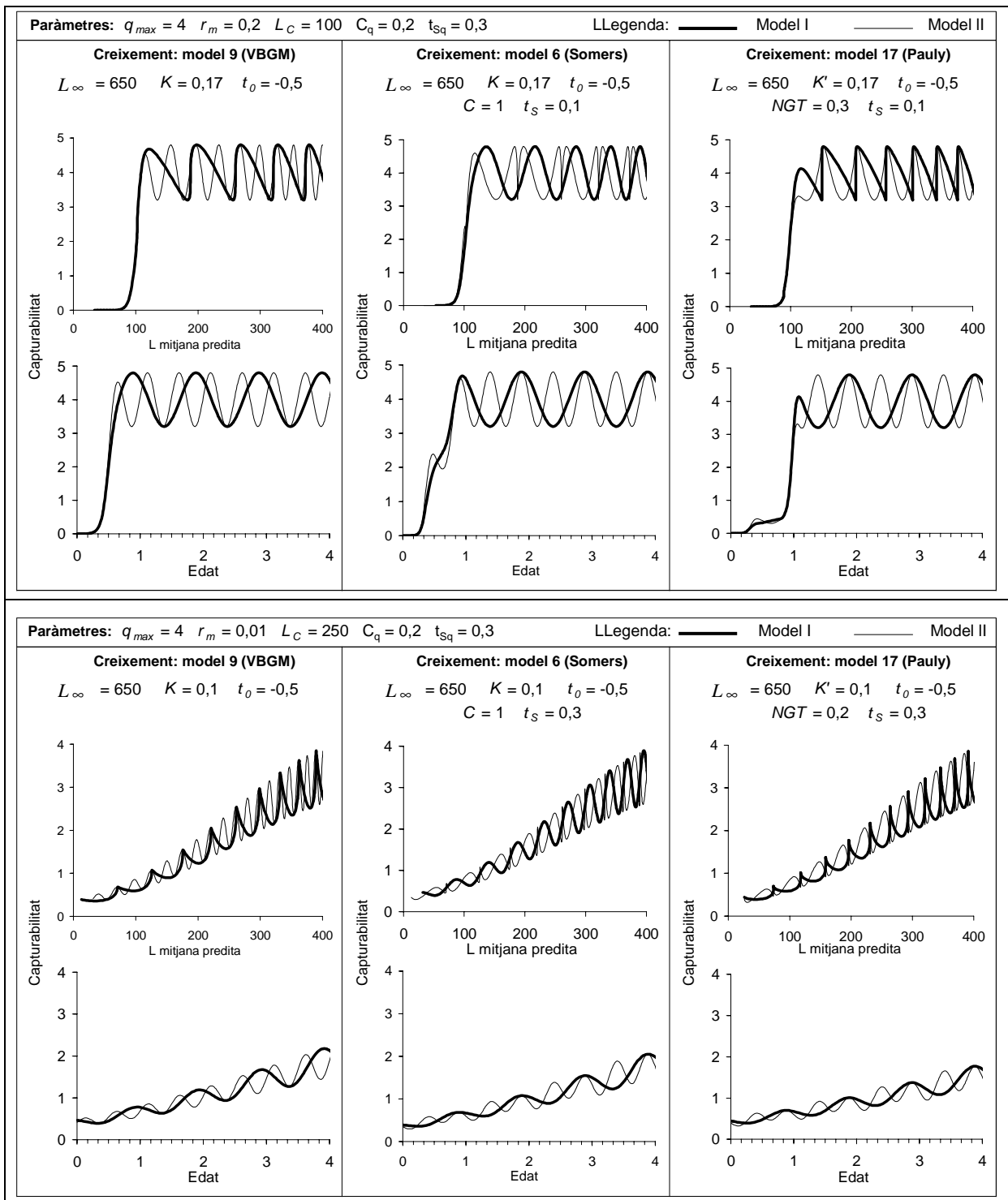


Figura II.5.20 Exemples gràfics 1 i 2 de situacions concretes dels models de capturabilitat proposats. En cada exemple, s'ha modelitzat la longitud mitjana a través de tres models alternatius de creixement (vegeu el capítol III.5.3).

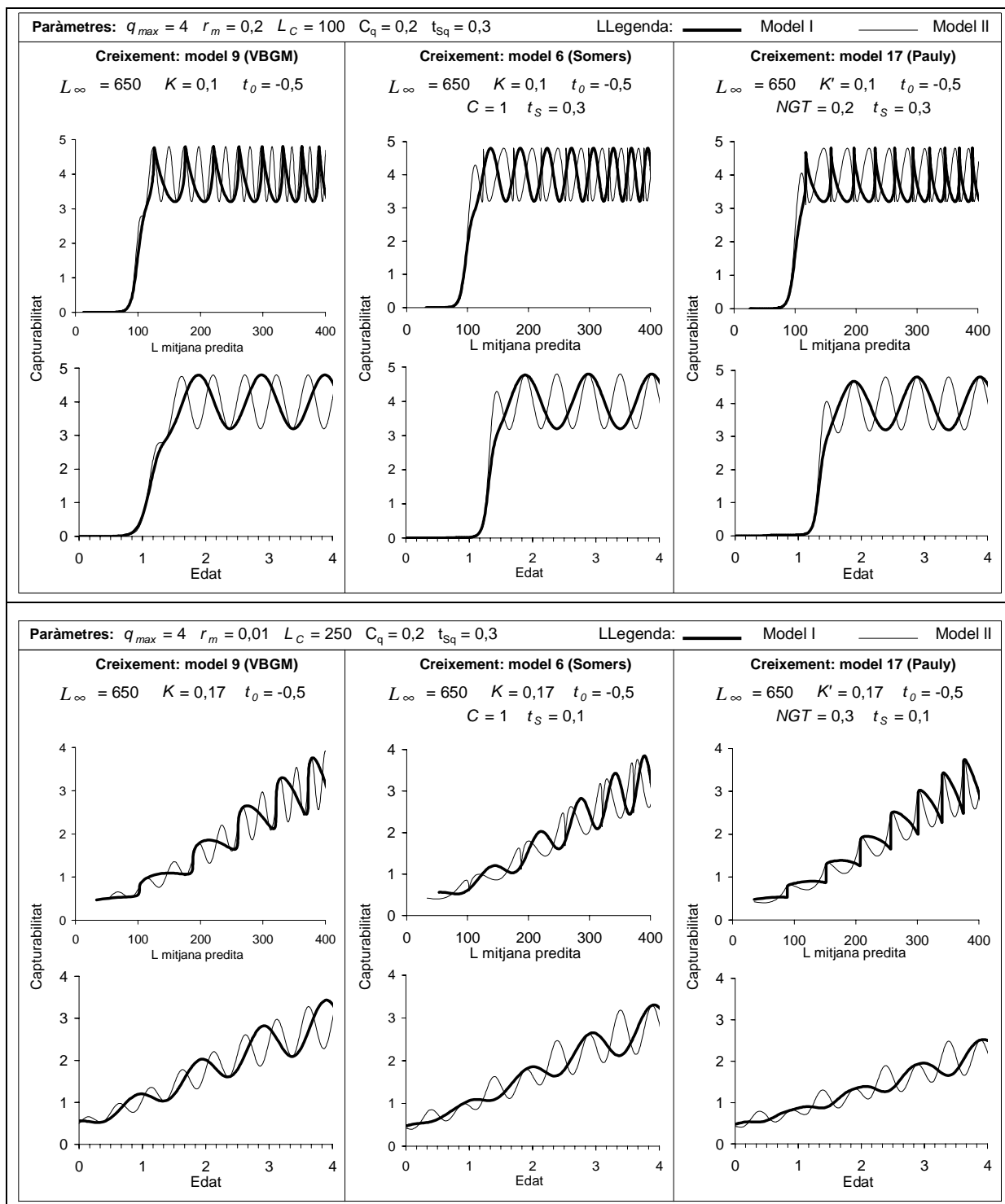


Figura II.5.21 Exemples gràfics 3 i 4 de situacions concretes dels models de capturabilitat proposats. En cada exemple, s'ha modelitzat la longitud mitjana a través de tres models alternatius de creixement (vegeu el capítol III.5.3).

L'ús de les CPUE

Reprement el fil des del principi, l'equació 2 també es pot tornar a escriure com:

$$N_i \cdot q_i = \frac{C_i}{E_i} = U_i$$

on U_i representa les captures per unitat d'esforç (CPUE), sovint utilitzades com un índex relatiu d'abundància. Com s'ha esmentat al principi d'aquest capítol, assumint que q_i és invariable entre grups d'edat, dates o localitats, es pot recórrer a l'ús de les CPUE per a conèixer l'evolució de poblacions en el temps o per a comparar poblacions de diferents localitats. Així, per exemple, si es compleix, o bé només s'assumeix, el supòsit d'igual capturabilitat, aquestes comparacions es poden reflectir en estimacions de la supervivència, a través de l'ajustament de models que més endavant es presentaran, sense haver de disposar d'estimacions de la grandària poblacional. Aquesta assumpció, però, sovint és difícilment sostenible, especialment pel que fa a les comparacions en el temps, i més encara en les comparacions entre CPUE de diferents moments de l'any, així com en les comparacions de les CPUE de diferents grups d'edat amb longituds mitjanes diferenciades. Justament, aquestes comparacions serien les de més interès en aquest treball, de cara a obtenir informació sobre la demografia de la perca americana a l'Estany i també potser de la seva dinàmica poblacional, mentre que les comparacions de les CPUE entre sectors o hàbitats de l'Estany per a una mateixa data, possiblement menys sotmeses al problema de la variació de la capturabilitat, s'escapen dels objectius inicials. En qualsevol cas, s'han realitzat algunes anàlisis amb les CPUE per ocasió o campanya (U_i), els resultats de les quals podran ésser comparats amb els altres mètodes aplicats d'aproximació a la demografia de l'espècie.

Anàlogament a les estimacions dels tres paràmetres proposats anteriorment per a la capturabilitat, es calcularan tres variants de U_i que, inclosa la primera ja presentada més amunt, són :

$$U'i = \frac{C_i}{A_i} = N_i \cdot q'i \quad \text{i} \quad U''i = \frac{C_i}{\sqrt{E_i \cdot A_i}} = N_i \cdot q''i$$

Models continus de supervivència

Supervivència constant

El model continu de supervivència més comunament emprat en l'anàlisi demogràfica de poblacions de peixos és el senzill model exponencial negatiu:

$$N_t = N_0 \cdot e^{-Z \cdot t} \quad (\text{II.5.35})$$

Amb aquest model es pot descriure el decreixement en nombre (N_t) d'una cohort d'individus en relació a l'edat o temps (t) transcorregut des de la seva aparició, o des d'un moment inicial qualsevol, en el qual la població és N_0 . A més a més, s'assumeix que la taxa de mortalitat (taxa de decreixement) és proporcional al conegut paràmetre Z , la taxa instantània de mortalitat, és a dir, que:

$$\frac{dN}{dt} = -Z \cdot N_t \quad , \quad (\text{II.5.36})$$

expressió de la qual prové, de fet, integrant, l'equació 1. I, per tant, també s'està assumint que la proporció de supervivents entre dos instants qualssevol igualment distanciats en el temps és invariable, ja que

$$S = 1 - A = \frac{N_{t_2}}{N_{t_1}} = e^{-Z \cdot (t_2 - t_1)} \quad (\text{II.5.37})$$

D'on,

$$Z = \frac{-\ln(S)}{t_2 - t_1} = \frac{-\ln(1 - A)}{t_2 - t_1} \quad (\text{II.5.38})$$

S representa aquí la proporció de supervivents, o probabilitat de supervivència, representada abans en els mètodes de marcatge-recaptura com a ϕ , mentre que A representa, lògicament, el seu recíproc, és a dir, la proporció de morts. Aquesta constància o regularitat en la supervivència és característica de les corbes de supervivència de tipus II, d'acord amb les tres tipologies bàsiques de referència definides per Deevey (Margalef 1989), ben conegudes per altra banda.

Aquest model presenta diversos avantatges que fan que sigui molt aplicat. D'entrada, la seva senzillesa permet de manera fàcil el seu ajustament mitjançant mètodes també senzills, si es disposa de les dades de base adequades. Per altra banda, la taxa instantània de mortalitat és fàcilment desglossable en múltiples paràmetres sumables que descriuin diferenciadament les diverses causes de mort. Així, per exemple, en el cas de l'estudi de poblacions de peixos

explotades, habitualment es distingeix la mortalitat natural de la mortalitat per pesca, fent simplement:

$$N_t = N_0 \cdot e^{-(M+F)t}$$

on M i F són les taxes instantànies de mortalitat natural i per pesca, respectivament. Per altra banda, sovint es tendeix a buscar estimacions de Z , o de M i F separatament, que defineixin el comportament de cadascuna de les cohorts d'una població al llarg de tota la seva vida, o bé, fins i tot, que defineixin el comportament mig de totes les cohorts d'una població. Aquests valors estimats de les taxes instantànies de mortalitat poden ésser d'utilitat simplement amb finalitats descriptives o de comparació entre poblacions, si bé també poden ésser aplicats en anàlisis posteriors, ja que solen constituir la base, o com a mínim formar part, de molts dels models analítics aplicats en la ciència pesquera.

Ara bé, un altre avantatge del model és que permet fàcilment la descripció per intervals de temps de la supervivència d'una cohort o grup de cohorts, és a dir, sense que necessàriament calgui pressuposar que la taxa instantània de mortalitat és constant al llarg de tota la vida d'una cohort o, en definitiva, igual en qualsevol moment. Això, òbviament, és d'utilitat quan s'observen corbes de supervivència amb perfils clarament diferenciats de la clàssica corba de tipus II de supervivència constant, ja sigui perquè s'observa una tendència general cap a un altre model, ja sigui perquè, a més petita escala, s'observen altres irregularitats com ara oscil·lacions estacionals. Així, mitjançant diversos mètodes, es poden estimar les taxes instantànies de mortalitat per fraccions de temps més o menys petites, per posteriorment analitzar-ne l'evolució durant la vida de la cohort o el període d'estudi, o bé utilitzar-les en posteriors anàlisis. La forma més simple d'obtenir aquestes estimacions, per a períodes de temps coneguts i sovint regulars, és a partir de la conversió directa de les proporcions observades o estimades de supervivents (o de morts) en taxes instantànies per via de les relacions de l'equació II.5.38. En funció dels objectius de l'estudi, els intervals de temps poden anar des de només un o uns pocs dies fins a períodes de diversos anys, en aquest darrer cas fent-ho correspondre, per exemple, amb fases predeterminades i diferenciables ontogenèticament per qualsevol característica autoecològica o pel grau d'explotació de l'espècie en qüestió. Es tractaria, doncs, d'una aproximació, mitjançant un model simple, feta per intervals o de forma discreta, a una realitat presumiblement més complexa. De fet, si els intervals de temps són prou petits l'aproximació pot ésser quasi tan exacta com l'aconseguida amb models alternatius més complexos, i sovint tan o més precisa depenent de la regularitat o predicibilitat de la variància residual respecte del model simple de l'equació 1.

Supervivència variable

A partir del model exponencial (equació II.5.35), es poden descriure altres variants més complexes per a descriure els perfils de supervivència observats, variants a les quals es pot recórrer quan aquests perfils s'allunyen d'una o altra manera de la situació amb supervivència constant. A la taula II.5.9 es presenta una sèrie de models alternatius de supervivència, incloent-hi el model més simple amb supervivència constant, i a la figura II.5.22, exemples gràfics dels mateixos. Tots ells s'han aplicat en major o menor mesura en aquest treball.

Semblantment als models de creixement presentats anteriorment, les diverses alternatives ara presentades per descriure diferents patrons de supervivència s'obtenen a partir de la modelització respecte del temps del paràmetre de corbament del model de partida més senzill, és a dir, de la taxa instantània de mortalitat Z . Així doncs, per a cada un dels models, es parteix d'una funció Z_t , d'on integrant s'obté la funció central del model de supervivència (N_t).

Un dels models alternatius que es proposen (model 8) és, de fet, el model de Gompertz, sovint utilitzat per a descriure els perfils de supervivència en situacions amb supervivència dependent de l'edat (Ebert 1999). Aquest model és anàleg al model 8 de creixement de la taula II.5.3, ja que en ambdós casos allò que s'ha fet és introduir un decreixement exponencial respecte del temps en el respectiu paràmetre de corbament (Z i K , respectivament). Amb això, el senzill model de supervivència constant, anàleg al VBG (model 9 de creixement) – seguint amb les comparacions entre models –, es transforma en el model de Gompertz, capaç de generar corbes tendents cap al tipus III segons la classificació de Deevey, és a dir, cap a perfils de supervivència on aquesta creix amb l'edat. Per altra banda, el model de Gompertz també és capaç de generar, introduint valors negatius al paràmetre λ_Z , corbes de tipus I amb supervivència decreixent amb l'edat, encara que aquesta possibilitat és poc o gens útil en el cas de l'estudi de poblacions de peixos, donat que quasi mai presenten perfils de supervivència convexes. El mateix model també pot generar corbes sigmoïdes, amb màxims o mínims de supervivència en edats centrals, situacions emperò tampoc gaire habituals en poblacions de peixos.

Un altre model utilitzat sovint per a descriure perfils de supervivència quan aquesta no és constant és el model de Weibull. En principi, és un model amb una versatilitat molt similar al model de Gompertz. En qualsevol cas, els intents d'ajustar-lo en aquest treball han estat molt poc reeixits, de manera que finalment no se n'inclouen els resultats.

La resta de models de supervivència que apareixen a la taula II.5.9 també s'han obtingut modelitzant Z_t anàlogament a la modelització de K_t feta per als models de creixement de la taula II.5.2. Amb tot, en aquest treball només se n'han escollit algunes de les possibles alternatives, ja que, a diferència del creixement, es disposa de menys dades i de dades de menor qualitat per a la supervivència, dades que, de fet, no són mai valors directament mesurats sense error sinó estimacions o índexs relatius. Aquest fet dificulta i fa poc aconsellable l'ajustament de models excessivament complicats, com es veurà més endavant

en el capítol de resultats. La major part dels models amb oscil·lacions estacionals de la supervivència que es presenten poden generar situacions clarament inversemblants en les quals es poden arribar a descriure hipotètics períodes de mortalitat negativa en què la cohort modelitzada augmentaria d'efectius. Amb tot, s'han utilitzat en algunes situacions perquè podien ésser d'utilitat per a descriure els perfils observats, constrenyent en alguns casos l'estimació dels paràmetres que podien portar a les situacions inversemblants esmentades, com per exemple utilitzant un sostre màxim de valor 1 per al paràmetre C_Z del model 6. El model 16 és l'únic dels quatre models amb oscil·lacions estacionals que no pot generar tals situacions, ja que està forçat per a què anualment sempre s'aturi la mortalitat en només un moment determinat. Per altra banda, no s'ha emprat cap model de supervivència que preveïés aturades de la mortalitat durant un cert període intranual, com es fa amb el model 17 de creixement, ja que això també semblava d'entrada molt inversemblant.

En els models amb supervivència variable en funció de l'edat, l'estimació directa de la taxa instantània de mortalitat a partir de la relació de l'equació (II.5.38) no és res més que una aproximació a la taxa real per a aquell moment. Aquesta aproximació serà tant més esbiaixada com major sigui el desplaçament del perfil de supervivència respecte d'un perfil sense variació en la supervivència, i, alhora, tant més com més grans siguin els períodes de temps per als quals es calcula o interpola la taxa instantània de mortalitat. Tot això, doncs, convé tenir-ho present a l'hora de recórrer a l'ús de taxes instantànies estimades per aquesta via. A la figura II.5.23 s'han representat diversos exemples hipotètics, per alguns dels models de la taula II.5.9, del càlcul d'aquestes taxes instantànies a partir de les proporcions de supervivents d'interval·ls de temps de diferent amplitud.

A la figura II.5.23, a més, s'observa clarament com, òbviament, les oscil·lacions estacionals de la supervivència només es veuen reflectides en la proporció de supervivents si l'interval de temps pel qual aquesta s'ha calculat és inferior a un any, i, sobretot, que l'amplitud de les oscil·lacions d'aquestes proporcions depèn també dels interval·ls de temps. Això implica que els valors estimats pel paràmetre ϕ_i mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura poden manifestar oscil·lacions estacionals però que cal ésser prudents amb la interpretació de la seva forma, tant més quan en aquest treball els períodes entre campanyes han estat desiguals. Per aquest motiu, l'ajustament de models de supervivència amb estacionalitat s'ha dut a terme sobre les estimacions disponibles de la grandària poblacional.

Model	Z_t i N_t	Quantitat de paràmetres
4	$Z_t = Z_1 \cdot e^{-\lambda_Z \cdot t} + Z_2 \cos(2\pi(t - t_{SZ}))$ $N_t = N_0 \cdot e^{Y_7 + Y_4}$ on $Y_4 = \left(\frac{Z_2}{2\pi} \right) \cdot \begin{pmatrix} \sin(2\pi(t - t_{SZ})) \\ -\sin(-2\pi \cdot t_{SZ}) \end{pmatrix}$	5
6	$Z_t = Z - C_Z \cdot Z \cdot \cos(2\pi(t - t_{SZ}))$ $N_t = N_0 \cdot e^{-Z \cdot t + Y_6}$ on $Y_6 = \left(\frac{C_Z \cdot Z}{2\pi} \right) \cdot \begin{pmatrix} \sin(2\pi(t - t_{SZ})) \\ -\sin(-2\pi \cdot t_{SZ}) \end{pmatrix}$	4
7	$Z_t = Z_0 + Z_1 e^{-\lambda_Z \cdot t}$ $N_t = N_0 \cdot e^{-Z_0 \cdot t + Y_7}$ on $Y_7 = -\left(\frac{Z_1}{\lambda_Z} \right) \cdot (1 - e^{-\lambda_Z \cdot t})$	4
8	$Z_t = Z \cdot e^{-\lambda_Z \cdot t}$ $N_t = N_0 \cdot e^{Y_8}$ on $Y = -\left(\frac{Z}{\lambda_Z} \right) \cdot (1 - e^{-\lambda_Z \cdot t})$	3
9	$Z_t = Z$ $N_t = N_0 \cdot e^{-Zt}$	2
12	$Z_t = e^{-\lambda_Z \cdot t} [Z_1 + Z_2 \cdot \cos(2\pi(t - t_{SZ}))]$ $N_t = N_0 \cdot e^{Y_7 + Y_{12}}$ on $Y_{12} = \left(\frac{Z_2}{\lambda_Z^2 + 4\pi^2} \right) \cdot \begin{pmatrix} \lambda_Z (e^{-\lambda_Z \cdot t} \cdot \cos(2\pi(t_{SZ} - t)) - \cos(2\pi \cdot t_{SZ})) \\ + 2\pi (e^{-\lambda_Z \cdot t} \cdot \cos(2\pi(t_{SZ} - t)) - \cos(2\pi \cdot t_{SZ})) \end{pmatrix}$	5
16	$Z_t = Z \cdot e^{-\lambda_Z \cdot t} [1 - \cos(2\pi(t - t_{SZ}))]$ $N_t = N_0 \cdot e^{Y_8 + Y_{16}}$ on $Y_{16} = \left(\frac{Z}{\lambda_Z^2 + 4\pi^2} \right) \cdot \begin{pmatrix} \lambda_Z (e^{-\lambda_Z \cdot t} \cdot \cos(2\pi(t_{SZ} - t)) - \cos(2\pi \cdot t_{SZ})) \\ + 2\pi (e^{-\lambda_Z \cdot t} \cdot \cos(2\pi(t_{SZ} - t)) - \cos(2\pi \cdot t_{SZ})) \end{pmatrix}$	5

Taula II.5.9 Models de supervivència. Es presenten, per a cada model, la formulació per a la taxa instantània de mortalitat (Z_t) i la formulació per a la població supervivent (N_t), ambdues en funció del temps o l'edat. La numeració dels models s'ha fet de forma paral·lela als models de creixement anàlegs proposats a la taula II.5.3.

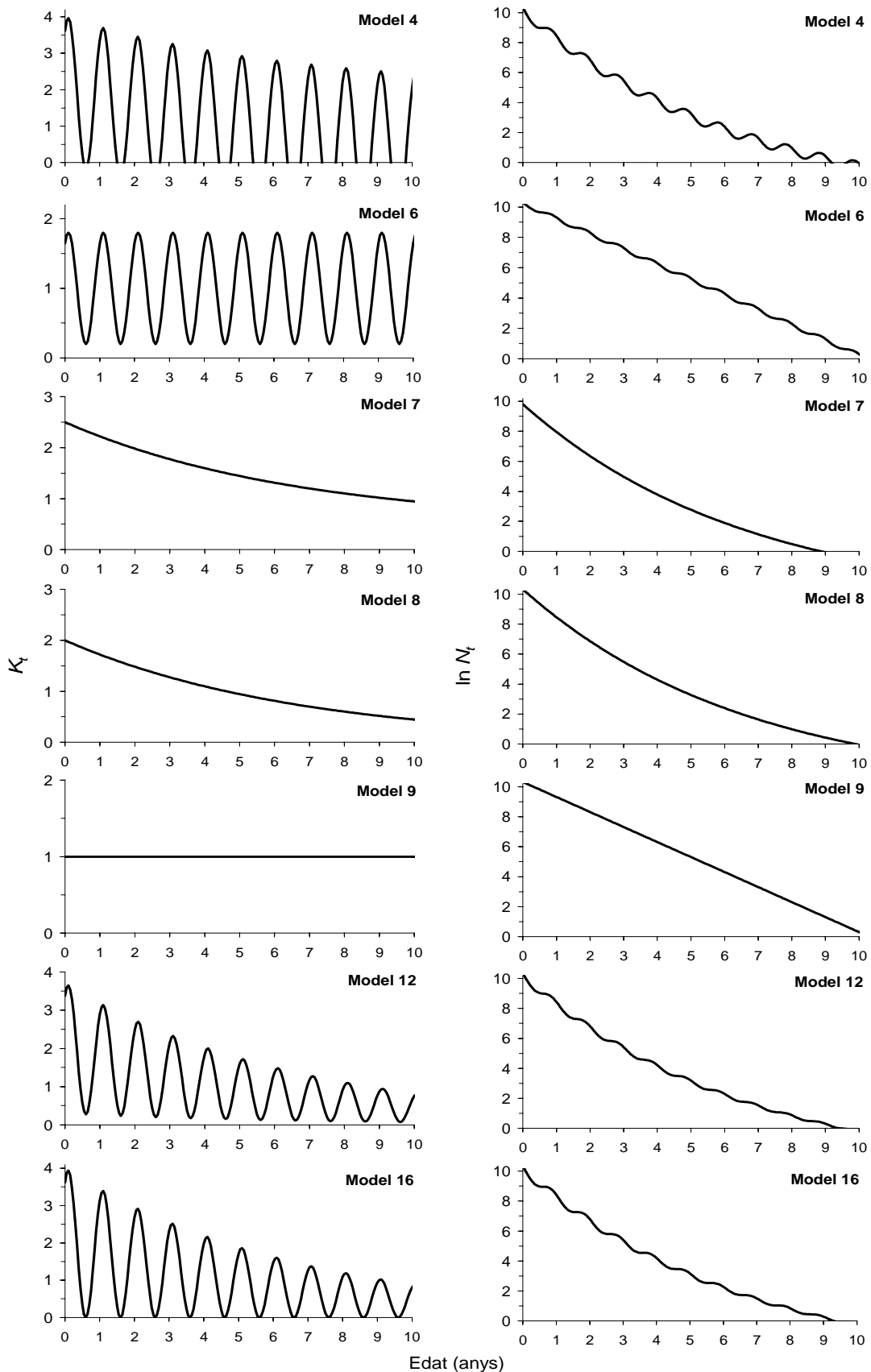


Figura II.5.22 Exemples gràfics dels models de supervivència (vegeu la taula II.5.9). En tots els models: $N_0=30000$. Model 4: $Z_1=2,0$; $Z_2=2,0$; $l_2=0,15$; $t_{sz}=0,6$. Model 6: $Z=1,0$; $C_Z=0,8$; $t_{sz}=0,6$. Model 7: $Z_0=0,5$; $Z_1=2,0$; $l_2=0,15$. Model 8: $Z_0=0,0$; $Z_1=2,0$; $l_2=0,15$. Model 9: $Z=1,0$. Model 12: $Z_1=2,0$; $Z_2=1,7$; $l_2=0,15$; $t_{sz}=0,6$. Model 16: $Z=2,0$; $l_2=0,15$; $t_{sz}=0,6$.

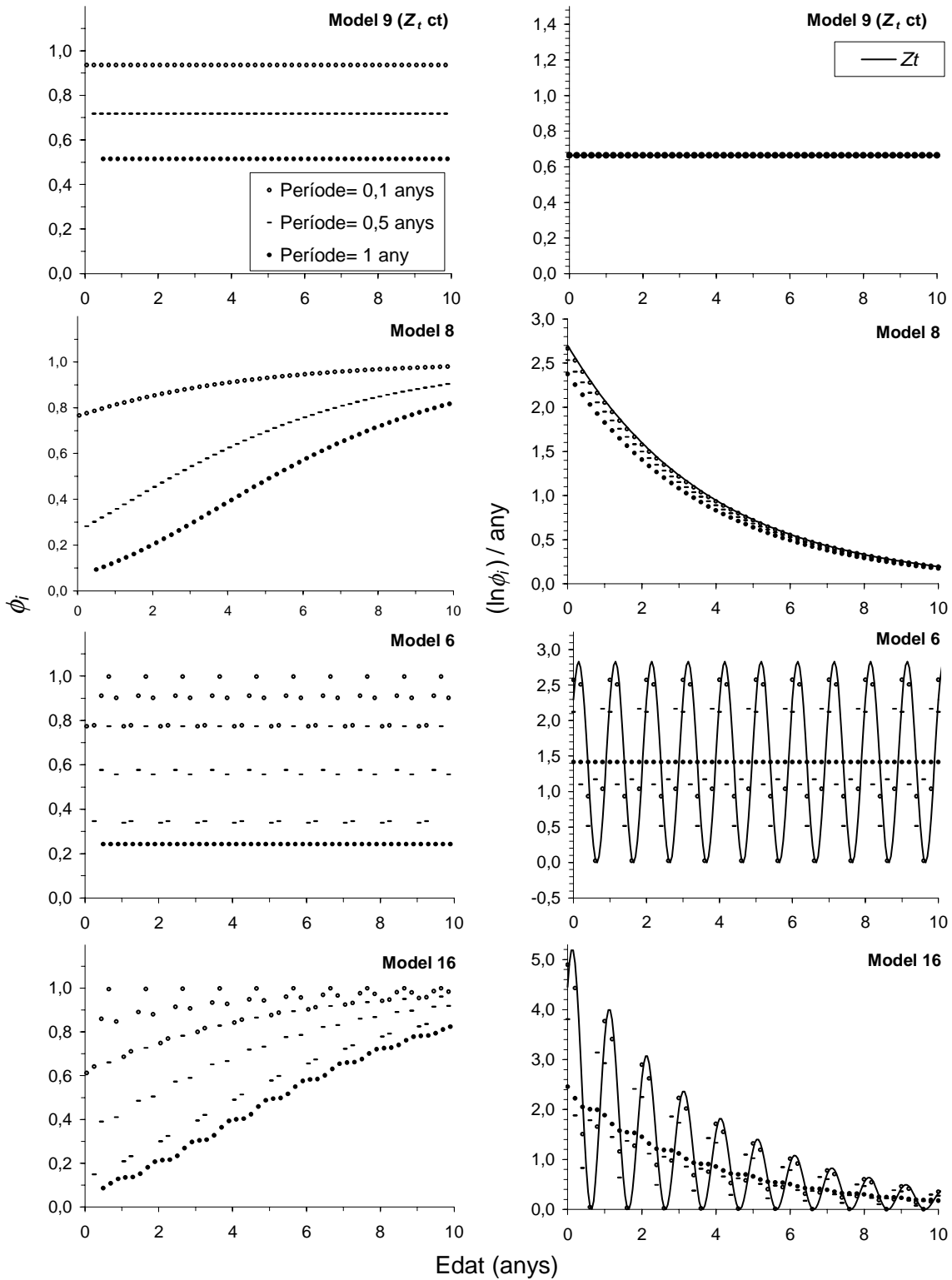


Figura II.5.23 Exemples gràfics de les proporcions de supervivents (ϕ_i) i de les aproximacions corresponents a les taxes instantànies de mortalitat ($-\ln(\phi_i)/any$) que se'n deriven, per alguns dels models de supervivència de la taula II.5.9. Cada valor puntual s'ha representat respecte de l'edat central del període per al qual s'ha calculat.

Estimació dels paràmetres dels models de supervivència

Existeixen nombrosos mètodes per a obtenir estimacions dels paràmetres dels models de supervivència abans exposats, atenent a la multiplicitat de tipus de dades a partir de les quals es pot fer. Així, el mètode més estès, i alhora senzill, per a l'estimació de Z és l'ajustament per regressió lineal del model exponencial, prèvia transformació logarítmica:

$$\ln N_t = \ln N_0 - Z \cdot t \quad (\text{II.5.39})$$

on Z és el pendent de la recta ajustada o coeficient de regressió. L'ordenada a l'origen, $\ln N_0$, esdevé teòricament un estimador del reclutament a l'edat 0, però cal ésser molt prudent amb aquesta dada, atesa l'alta variabilitat en la supervivència durant les primeres fases de la vida d'una cohort i, sobretot, l'allunyament que sovint es dona en la supervivència real del model exponencial en aquestes mateixes fases primerenques. Per a ajustar-lo cal disposar de dades d'abundància total (N_i), gairebé sempre estimacions (\hat{N}_i), o bé, alternativament, d'abundància relativa (C_i o U_i), en diferents moments de la vida (edats) d'una o varies cohorts. Cal també que les dades de base per a cada edat siguin comparables, cosa que no és trivial, doncs altrament l'estimació de Z resultaria errònia o esbiaixada. És a dir, cal que les estimacions de la grandària poblacional per a cada edat no siguin esbiaixades, o, si més no, que, en cas de ser-ho, siguin igualment esbiaixades.

En el cas d'utilitzar com a dades de base per a la regressió lineal amb l'equació II.5.39 les captures per edat (C_i) o les CPUE (U_i), cal que no hi hagi diferències entre edats en la capturabilitat. Si, per exemple, la capturabilitat va augmentant amb l'edat, es produirà un biaix negatiu en l'estimació de la taxa instantània de mortalitat, és a dir, \hat{Z} serà menor que Z . Per a solucionar aquest problema generalment s'opta per ometre en l'anàlisi les dades de les edats més joves per a les quals hi ha clarament una menor capturabilitat. Aquest procediment és sobretot útil quan la corba de selectivitat és fortament sigmoïdal, com en el cas de les captures amb xarxes de ròssec, de manera que tan sols cal eliminar uns pocs casos de les anàlisis, els dels peixos més joves amb longitud mitjana menor. En altres situacions, amb un creixement més gradual de la capturabilitat al llarg de la longitud i de l'edat, com pot ésser el de la pesca elèctrica, la simple eliminació d'unes quantes dades pot no ésser suficient, i cal recórrer a altres procediments per a evitar el biaix en l'estimació de Z , per exemple corregint les captures per edat o les CPUE mitjançant les probabilitats de captura o les capturabilitats, respectivament (aquestes darreres estimades a través d'altres mètodes).

Per aplicar la resta de models de supervivència proposats anteriorment s'ha recorregut a la regressió no lineal i, quan ha convingut, a l'ús de l' AIC_C , introduït ja en l'apartat II.5.3, per a escollir el millor ajustament. Per a ajustar aquests models més complexos, cal, també, evitar biaixos com els comentats suara sobre les dades de base utilitzades. Com es veurà, donada la naturalesa de les dades disponibles, no tots els models de la taula II.5.9 s'han pogut aplicar alhora en cap situació, si bé tots s'han acabat aplicant en una o altra situació, extraient del seu

ajustament una certa informació sobre el perfil de supervivència de la perca americana a l'Estany de Banyoles.

Generalment, doncs, l'ajustament dels models de supervivència, inclòs el senzill model exponencial, es realitza sobre dades de grandària poblacional, captures, o CPUE per edat o grup d'edat, assumint almenys una homogeneïtat interna en la supervivència dels peixos d'una mateixa edat. En aquest treball, l'edat només s'ha pogut determinar directament en una petita fracció de les captures, de manera que les possibilitats d'anàlisi de la supervivència amb dades d'edat assignada al llarg de tot l'espectre de longevitat de l'espècie han quedat molt restringides. Afortunadament, l'assignació d'edat a les primeres modes o cohorts més ben separades de les freqüències de longitud observades (vegeu la figura II.5.1), ha permès obtenir fàcilment un volum molt més considerable de dades per a l'anàlisi de la supervivència, com també s'ha fet en les anàlisis sobre el creixement.

Ara bé, donat que precisament no sempre és possible obtenir directament les edats dels peixos de les mostres que han de constituir la base de les anàlisis de supervivència, s'han descrit diversos mètodes per a estimar la taxa instantània de mortalitat a partir de les freqüències de longitud. Òbviament, tots consisteixen en assignar una edat o edats, a través de diversos mètodes més o menys elaborats, a cadascuna de les classes de longitud, i, a partir d'aquí, ajustar el model o models de supervivència. Així, el MULTIFAN, un cop separades les components modals, atribuïdes cadascuna a una edat en concret, i estimades les proporcions en què es troben dins de cada mostra, genera estimacions de Z , sota el supòsit de supervivència constant entre edats, i, si cal, estimant simultàniament la selectivitat per edat de la tècnica de pesca.

A banda del MULTIFAN, els altres mètodes utilitzats en aquest treball per a obtenir estimacions dels paràmetres dels models de supervivència a partir de les freqüències de longitud han estat els proposats per Pauly (Gayanilo i Pauly 2004). El més senzill d'aquests mètodes es basa en la següent equació, modificada a partir de l'anterior equació II.5.39:

$$\ln(C_i/\Delta t_i) = a - Z \cdot t_i$$

on C_i són les captures de la classe de longitud i , Δt_i l'increment d'edat mitjà requerit per a créixer de la longitud mínima de l'interval (L_i) a la màxima (L_{i+1}), i t_i l'edat mitjana de la longitud central de la classe (L_{ci}). A partir de l'equació II.5.33, s'obté la formulació per al càlcul de Δt_i :

$$\Delta t_i = -\frac{1}{K} \cdot \ln\left(\frac{L_\infty - L_{i+1}}{L_\infty - L_i}\right)$$

I, per altra banda,

$$t_i = t_0 - \frac{1}{K} \cdot \ln\left(1 - \frac{L_{c_i}}{L_\infty}\right)$$

Amb aquesta modificació se soluciona l'efecte de subestimació que té sobre l'estimació de Z l'"apilonament" creixent d'edats que es produeix en les classes de longitud com a conseqüència de la disminució progressiva de la taxa de creixement amb l'edat. Amb tot, es pot continuar donant el problema del biaix en Z com a conseqüència de la variació de la capturabilitat entre grups d'edat o de longitud. Per a solucionar-ho, en aquest treball s'ha aplicat la conversió:

$$N_i = C_i / \hat{p}_i$$

on \hat{p}_i és la probabilitat de captura estimada mitjançant el model de Jolly-Seber del grup d'edat al qual pertany l'interval de longitud i . El subíndex i de la probabilitat de captura fa referència aquí a l'ocasió o moment de pesca. Per tant, N_i és ara una estimació de la grandària poblacional per interval de longitud, sota el supòsit que la probabilitat de captura és homogènia al llarg de l'espectre de longitud del grup d'edat pel qual ha estat estimada. Finalment, s'han utilitzat aquestes N_i en el lloc de les C_i .

Habitualment, aquest mètode s'aplica conjuntant, sumant, totes les mostres disponibles per un període mínim d'un any de cara a obtenir una estimació de Z representativa de la població. En aquest context, l'ordenada a l'origen de la regressió perd qualsevol interès. Per altra banda, sovint pot ésser indicada l'aplicació de ponderacions diverses de les dades, com ara per la mida de la mostra o per la posició relativa en el calendari. Aquesta darrera és la que finalment s'ha aplicat en les anàlisis fetes, ja que les mostres s'han distribuït desigualment sobre el calendari, amb alguns mesos més ben representats i d'altres menys representats. En canvi, la ponderació per la mida de la mostra no s'ha fet necessària en aplicar la correcció justa ara esmentada. La suma de totes les mostres d'un període llarg permet, doncs, obtenir un perfil de supervivència sobre el qual ajustar el model exponencial, però al mateix temps també permet ajustar alguns dels models de la taula II.5.9 de supervivència variable. En queden exclosos els models amb variacions estacionals de la supervivència, ja que la informació sobre aquestes variacions, si es donen, es perd pel procediment de suma de totes les mostres disponibles de diferents moments de l'any. De fet, justament això és el que es pretén amb aquest procediment.

Gayanilo i Pauly (2004) també proposen un altre mètode semblant a l'anterior, però en principi més fi, que té en compte les variacions estacionals en la taxa de creixement a l'hora de sumar les C_i o N_i . Com amb el mètode més simple exposat abans, se sumen totes les mostres d'un any, com a mínim, amb la diferència que aquí se sumen les N_i compreses entre rangs d'edat i no de longitud, rangs definits en funció de l'estacionalitat del creixement. Lògicament, si el creixement varia estacionalment, una determinada longitud pot correspondre a tot un rang de possibles edats mitjanes, en funció de l'època de l'any per la

qual s'ha registrat aquella longitud. Per tant, si aquest fet no es té en compte es pot produir un cert error en el còmput de les edats que finalment es traslladaria a les estimacions de Z . El mètode proposat per Pauly, emperò, es basa en el model de creixement de Somers, que no preveu la possibilitat que es donin períodes hivernals sense creixement. Donat que aquests períodes es donen de forma ben clara en el cas d'estudi, s'ha provat també una modificació d'aquest mètode d'estimació de Z consistent en aplicar el model de creixement del mateix Pauly (model 17; taula II.5.3) que sí preveu aquests períodes sense creixement. Això s'ha dut a terme mitjançant l'EXCEL. Per altra banda, el mètode s'explica un tant més en detall en el capítol de resultats a partir dels resultats obtinguts amb les dades d'aquest estudi.

Ambdues variants metodològiques, doncs, basades en models de creixement amb diferents oscil·lacions estacionals, permeten obtenir perfils de supervivència sobre els quals obtenir novament estimacions dels paràmetres de diversos models de supervivència, excloent, com abans i pel mateix motiu, els models de supervivència amb estacionalitat.

Estimació de la mortalitat per pesca i de la mortalitat natural

La població de perca americana de l'Estany de Banyoles és una població explotada. Com és ben sabut, aquesta espècie és una de les preses preferides dels pescadors esportius del nostre país, si més no en les aigües continentals. De fet, aquest fou el principal motiu pel qual fou introduïda, no sols aquí, sinó arreu. Per tant, com sol passar en molts estudis de poblacions de peïxos, la mortalitat natural no es pot conèixer directament a través de tots els mètodes exposats en l'apartat anterior. Aquest mètodes permeten l'estimació de la taxa instantània de mortalitat natural, sigui constant (Z) o variable amb l'edat (Z_t), que en aquest cas, efectivament, és la suma de les taxes instantànies de mortalitat per pesca (F) i natural (M). Ambdues components tenen interès per si mateixes, i, òbviament, assumint que es disposa de bones estimacions de Z , només caldria estimar-ne una de les dues per a finalment obtenir l'altra indirectament, és a dir, restant.

Ara bé, pel que fa a M , l'única forma directa d'estimar-la és precisament en absència de pesca, situació en la qual equival a Z . Existeixen altres vies per a estimar M , generalment a través de fórmules empíriques més o menys complexes obtingudes a partir de l'anàlisi conjunta de les estimacions disponibles en la literatura per a aquest paràmetre obtingudes en poblacions no explotades. S'han aplicat dues d'aquestes fórmules per a obtenir estimacions de M no dependents d'estimacions prèvies de F , les de Pauly i la de Rickhter i Efanov (Gayanilo i Pauly 2004), i que són, respectivament:

$$M_e = -0,0066 - 0,279 \cdot \log_{10} L_\infty + 0,6543 \cdot \log_{10} K + 0,463 \cdot \log_{10} T^a$$

$$M_e = \left[0,72 \cdot \left(\frac{1,52}{t_{mass}} \right) \right] - 0,16$$

On M_e és la taxa instantània de mortalitat natural obtinguda mitjançant una formulació empírica, T^a representa, lògicament, la temperatura, i L_∞ i K els paràmetres de creixement del model de Von Bertalaffy o de la variant de Somers amb estacionalitat. Per la seva banda, t_{mass} és l'edat en la qual maduren la major part dels peixos de la població analitzada.

Pel que fa a la mortalitat per pesca esportiva es pot estimar per diverses vies. Evidentment, la més fiable és l'obtenció directa del nombre total de peixos pescats, a ser possible per mes i per grup d'edat o de talla. Malauradament, aquesta informació poques vegades és disponible en pesqueries esportives d'aigua dolça al nostre país, amb l'única excepció, potser, d'algunes poblacions de salmònids. Per tant, cal recórrer a mètodes estimatius dels paràmetres vinculats amb la pesca esportiva, mètodes que s'han de basar en un mostreig sobre la població de pescadors i la seva activitat, generalment conduït a través d'enquestes. Els paràmetres a estimar en relació a la pesca esportiva són, bàsicament, l'esforç de pesca esportiva (E_P) i les seves captures (C_P), ambdós referits a un període concret. Pollock i Jones (1994) exposen una ampla varietat de mètodes per a estimar aquests paràmetres, i altres, a partir de dades obtingudes mitjançant diverses formes de mostreig de la població de pescadors, entre les quals es poden trobar enquestes realitzades a través de diferents canals (personalment, telefònicament, per carta, etc.), i en general tècniques de mostreig aplicables amb diferents mitjans humans i tècnics (enquestes passives, entrevistes directes persona a persona, recompte aeri de pescadors, etc.).

L'estimador per a E_P proposat per Pollock i Jones (1994) per al tipus de disseny mostral aplicat en aquest treball (vegeu l'apartat II.2.3), és:

$$\hat{E}_P = \sum_{i=1}^n (\hat{e}_i / \pi_i) ,$$

on e_i és l'esforç per a un període concret (en aquest cas, mig dia), mesurat en hores, i π_i la probabilitat que sigui inclòs en la mostra. El primer s'estima mitjançant:

$$\hat{e}_i = I_i \cdot T ,$$

on I_i és el recompte instantani de pescadors en un moment del període i , i T la durada en hores d'aquest mateix període. Així, \hat{e}_i és el nombre total d'hores de pesca invertides pel conjunt de pescadors durant el període i . I_i pot ésser substituït, preferiblement, per \bar{I}_i , la mitjana de diversos recomptes individuals independents efectuats en el període i .

Per la seva banda, l'estimador per al paràmetre C_P és:

$$\hat{C}_P = \hat{E}_P \cdot \hat{R} ,$$

on R és la taxa de captures per pescador i hora pròpia de l'estrat temporal pel qual s'ha estimat E_P , i que s'estima amb la següent formulació:

$$\hat{R} = \frac{\sum_{i=1}^n (c_i/L_i)}{n} ,$$

on c_i són les captures aconseguides per cada pescador al llarg del període L_i que ha invertit fins al moment que se li ha realitzat l'enquesta. Degut al tipus de disseny mostral i a la voluntarietat de les enquestes, entre altres factors, no tots els pescadors detectats al llarg de un estrat temporal concret, per exemple els dies de cap de setmana del més de juliol, aportaran dades computables per a l'estimació de la taxa de captures (\hat{R}). Així, aquesta taxa s'ha estimat com una mitjana de les taxes individuals de captura observades, al llarg de tot l'estrat temporal de mostreig, pels n pescadors que en el moment d'ésser entrevistats ja portaven un temps mínim de pesca (15 minuts).

Per altra banda, com ja s'ha apuntat més amunt, durant les enquestes també s'inspeccionava la presència de possibles marques, col·locades durant el mostreig amb pesca elèctrica, en els peixos morts que podien ésser examinats. Inicialment es pretenia obtenir, sobretot i per aquesta via, la informació necessària per a poder aplicar el mètode de marcatge-recaptura de Cornmark-Jolly-Seber, comentat mínimament en el seu moment. De seguida es comprovà, però, que s'hauria fet necessari un enorme esforç de mostreig amb enquestes sobre els pescadors, probablement un esforç continu en el temps, per a poder aplicar aquest mètode amb suficients garanties en el cas de l'Estany de Banyoles. Així, si el nombre de peixos inspeccionat fou molt baix, el nombre de marcats entre aquests, donada la proporció de marques existent en la població, fou ínfim.

A partir de \hat{C}_P es pot obtenir per aproximació la F , utilitzant, anàlogament a la relació de l'equació II.5.38, la següent relació:

$$F = \frac{-\ln(1 - C_P)}{t_2 - t_1}$$

II.5.5 Programari utilitzat en el manteniment, la gestió i l'anàlisi de les dades i en les simulacions

A banda dels programes emprats per a l'edició de textos (MS WORD), per a la confecció de taules i figures (MS WORD 2003, MS EXCEL 2003, ADOBE PHOTOSHOP 4.0), o per a la gestió de les referències i la confecció de la bibliografia (REFERENCE MANAGER), en aquesta tesi doctoral s'ha emprat una gamma relativament àmplia d'altres programes per a l'anàlisi i la gestió de les dades, així com per a la realització de diverses simulacions numèriques associades a algunes de les anàlisis fetes. Prèviament, a més, s'havien realitzat diverses provatures amb altres programes específics, que no s'esmenten, a fi d'escollir-ne els més adequats, que són els que finalment s'han emprat (figura II.5.10).

		Funcions				
		Gestió de dades	Anàlisi estadístiques	Anàlisi específiques	Simulacions numèriques	Anàlisi d'imatges
Programes	MS EXCEL 2003	●	•	•	●	
	SPSS 11.5	•	●		•	
	MULTIFAN 3			•		
	MIX 3.1			•		
	SCION IMAGE					●

Taula II.5.10 Principals programes emprats en el manteniment, la gestió i l'anàlisi de les dades i en les simulacions. El diàmetre del punt indica, esquemàticament, el grau d'aplicació.

III. Resultats i discussió

III.1 Relació longitud-pes

III.1.1 Primeres estimacions

Inicialment, s'han estimat els paràmetres a i b del model al·lomètric que relaciona la longitud i el pes mitjançant la regressió lineal. Per a la perca americana, això s'ha fet a partir de totes les parelles de dades disponibles de longitud furcal i pes total (figura III.1.1). També s'han estimat aquests paràmetres separatament pels immadurs i pels adults, utilitzant els 180 mm de longitud furcal com a criteri de separació (figures III.1.4 i III.1.6). Paral·lelament, s'han repetit aquestes estimacions mitjançant la regressió no lineal (figures III.1.2, III.1.5 i III.1.7). A les taules III.1.1 i III.1.2 apareixen els resultats d'aquest procediment, juntament amb els resultats de les regressions a partir de la longitud total.

Els valors obtinguts per a cadascun dels paràmetres del model mitjançant els dos tipus de regressió sobre totes les dades difereixen considerablement. Això és degut a una certa incapacitat del model de descriure la relació entre les variables implicades al llarg del creixement d'aquests peixos. De fet, a la figura III.1.1 s'observa com la trajectòria prevista pel model ajustat per regressió lineal queda clarament per sota de la major part dels casos dels individus situats en els dos extrems del rang de la variable independent, especialment dels més grans. És a dir, les dades observades presenten una tendència arquejada que el model no descriu. Succeeix el mateix amb la regressió no lineal (figura III.1.2), per bé que, degut a que s'efectua sobre les dades no transformades logarítmicament on els casos dels individus majors pesen més, són els més petits els que es distancien més clarament de la trajectòria prevista pel model ajustat.

Per tant, es posa de manifest una manca de linealitat en la relació entre la longitud i el pes transformats logarítmicament, que es pot visualitzar més clarament en la figura III.1.3A, on la dispersió dels residus estandarditzats de la regressió lineal respecte de la variable independent (log longitud) pren una forma còncava. Aquesta manca de linealitat també es posa de manifest amb l'ajustament d'un model curvilini (polinomi de 2n grau) sobre les dades log longitud - log pes (figura III.1.1), amb el qual s'obté un coeficient de determinació ajustat (taula III.1.3) major que en el cas del model lineal més senzill (polinomi 1r grau) (taula III.1.1), per bé que només lleugerament. Els residus estandarditzats de la regressió curvilínia (figura III.1.3B) ja no presenten la forma còncava que presentaven els de la regressió lineal, cosa que també reforça la hipòtesi de manca de linealitat en les dades transformades logarítmicament.

Quan les regressions s'efectuen separatament per als immadurs i per als adults, s'aproximen força els valors estimats dels paràmetres del model al·lomètric mitjançant la regressió lineal i la regressió no lineal (taules III.1.1 i III.1.2). Els ajustaments aparents també milloren clarament, en el sentit que no s'observen grups de casos clarament distanciat de les trajectòries previstes (figures III.1.4 a III.1.7). Tot plegat indica una millor descripció de les tendències observades en aquests dos grups separats. Així, els immadurs presenten una b

inferior i una a superior que els adults. Lògicament, dues rectes sempre descriuen millor un arc que una única recta, però això no implica que dins de cada un d'aquests dos subgrups no hi continuï havent manca de linealitat. Amb tot, l'ajustament d'un model curvilini (polinomi de $2n$ grau) a les dades transformades logarítmicament per a cada un d'aquest subgrups produeix coeficients de determinació ajustats (taula III.1.3) idèntics, o pràcticament idèntics, als de l'ajustament del model lineal habitual (taula III.1.1).

El fet que els immadurs presentin una relació longitud-pes diferent que els adults ja ha estat posat de manifest per diferents autors (Safran 1992). Això ha portat a que s'hagi proposat que en els estudis de condició es comparin separatament els dos grups, o bé, també, que s'eliminin els immadurs de l'anàlisi si es pretén aconseguir un bon ajustament del model al·lomètric per al conjunt de la població.

Ara bé, anant una mica més enllà, la qüestió és si es dóna una separació clara entre les al·lometries d'uns i altres, o més aviat es tracta d'un procés continu en el qual l'al·lometria va variant al llarg de la vida del peix. Si es tractés de la primera situació, l'anàlisi per separat de cada grup seria suficient. En canvi, en la segona situació, el model al·lomètric habitual amb els paràmetres a i b constants perdria bona part del seu sentit. Tot i això, continuaria tenint un gran atractiu, donat que es tracta d'un model relativament simple i que acostuma a produir ajustaments molt bons (vegeu els coeficients de determinació en les taules III.1.1 i III.1.2). De fet, s'han descrit diferents *stanzas* en el creixement dels peixos sovint separades en talles o moments concrets per canvis abruptes en les taxes de creixement, en la forma o en la relació longitud-pes, entre altres aspectes (Ricker 1975). La maduració gonadal podria anar associada a un canvi en la forma del peix, que explicaria el fet que immadurs i madurs presentin al·lometries diferents.

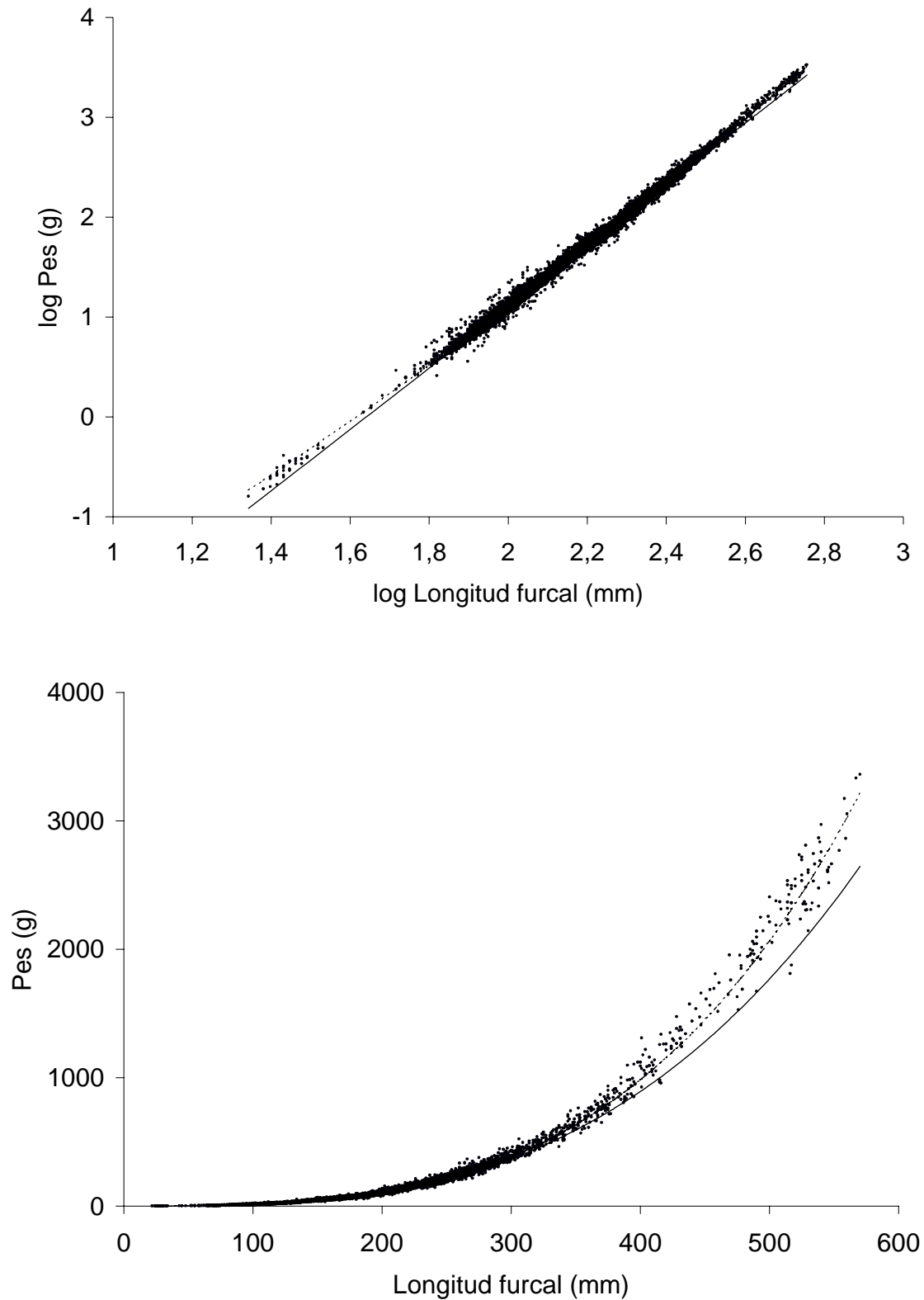


Figura III.1.1. Ajustament del model al·lomètric estàndard per regressió lineal (línies contínues) i d'un model curvilini per regressió multilínia (línies discontinúes). Dalt: representació de la recta i la corba ajustades sobre les dades transformades logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pels dos models sobre les dades sense transformar logarítmicament.

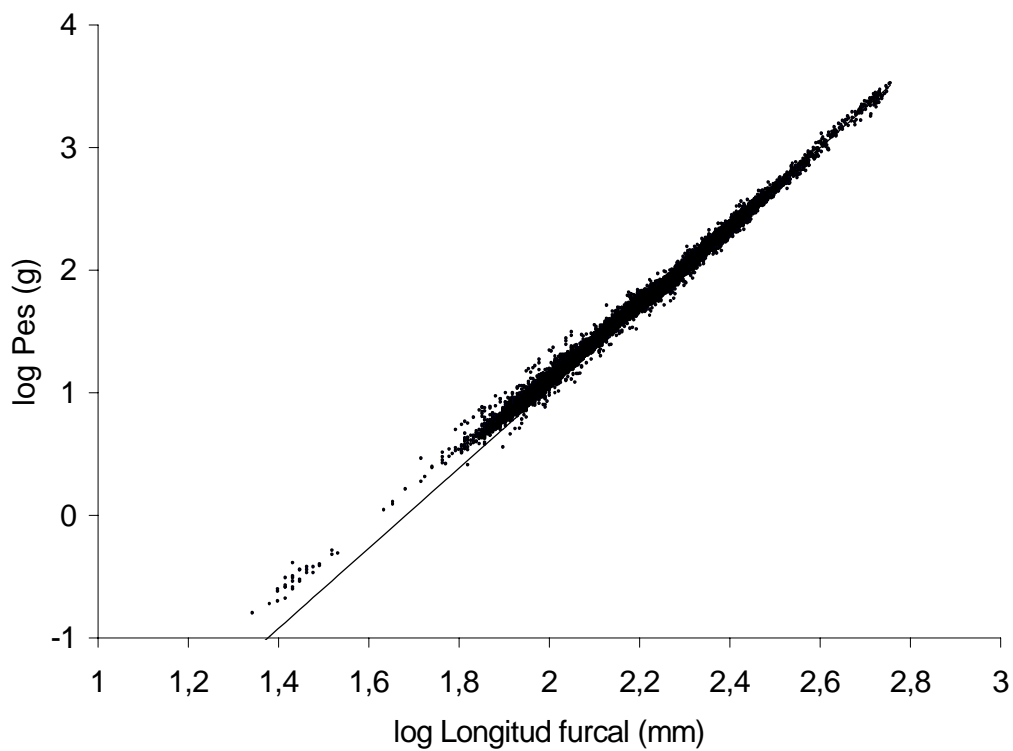
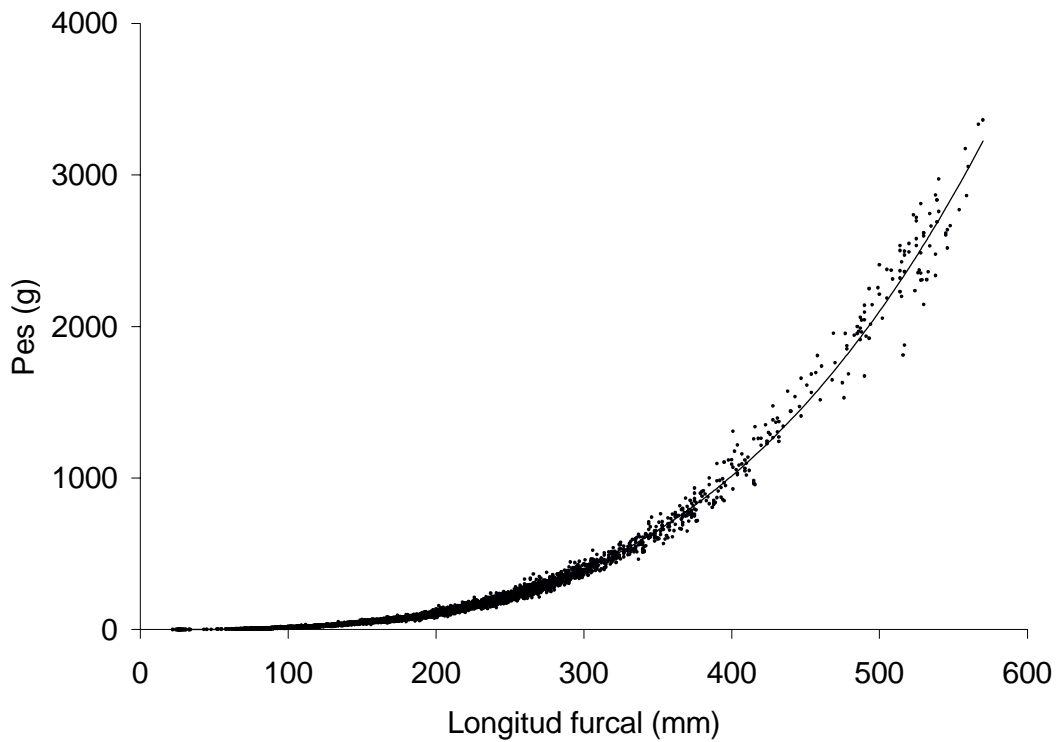


Figura III.1.2. Ajustament del model al·lomètric estàndard per regressió no lineal. Dalt: representació de la corba ajustada sobre les dades sense transformar logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pel model sobre les dades transformades logarítmicament.

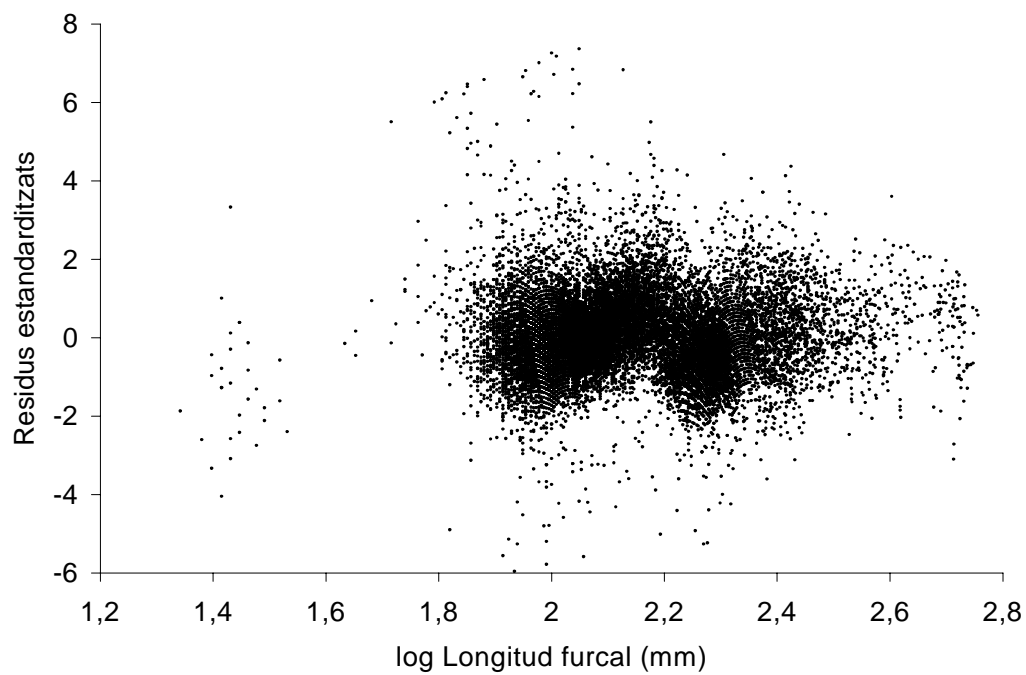
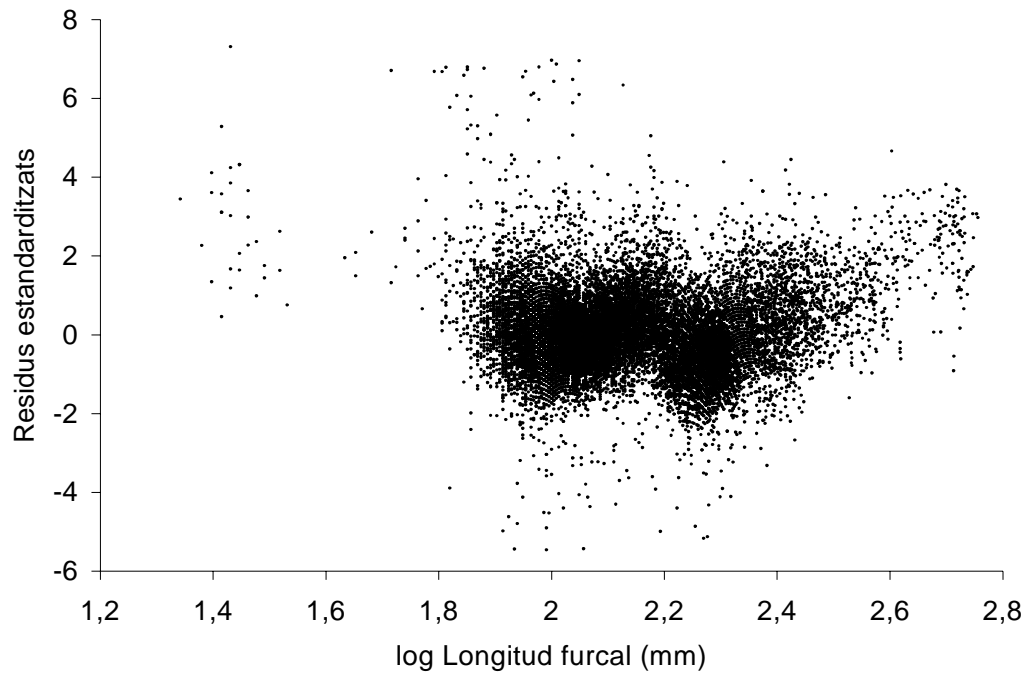


Figura III.1.3. Dalt: residus estandarditzats derivats de l'ajustament per regressió lineal del model al·lomètric estàndard. Dalt: residus estandarditzats derivats de l'ajustament per regressió multilinear del model curvilini (vegeu la figura III.1.1).

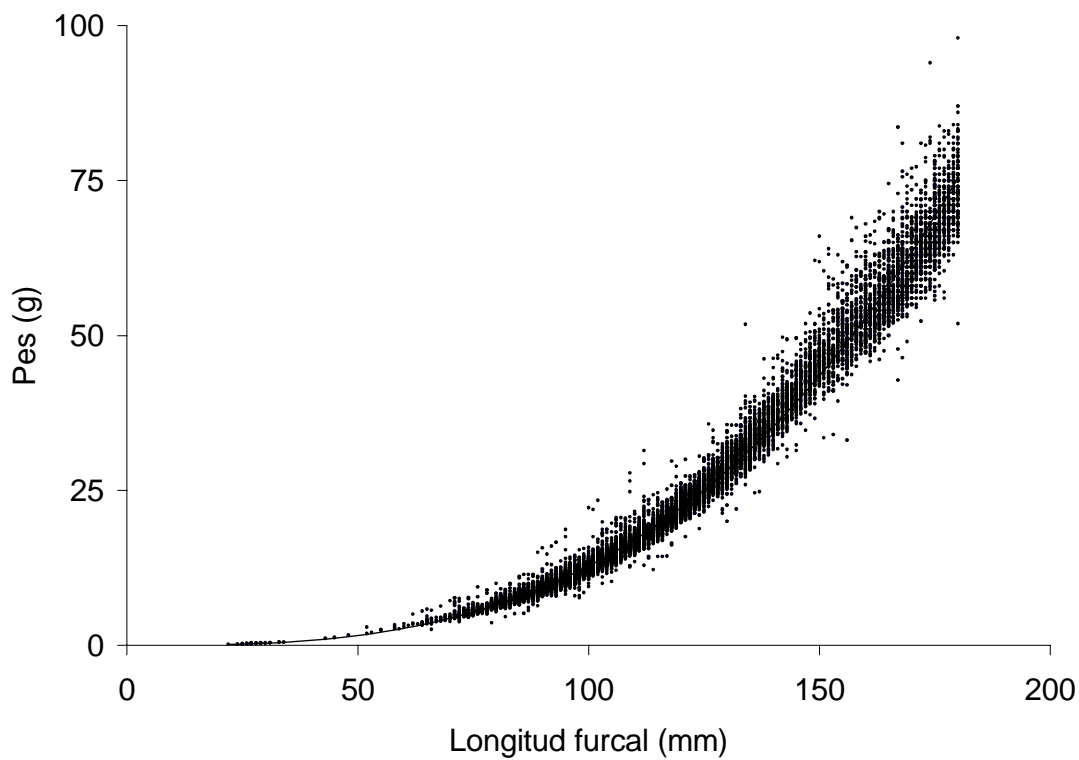
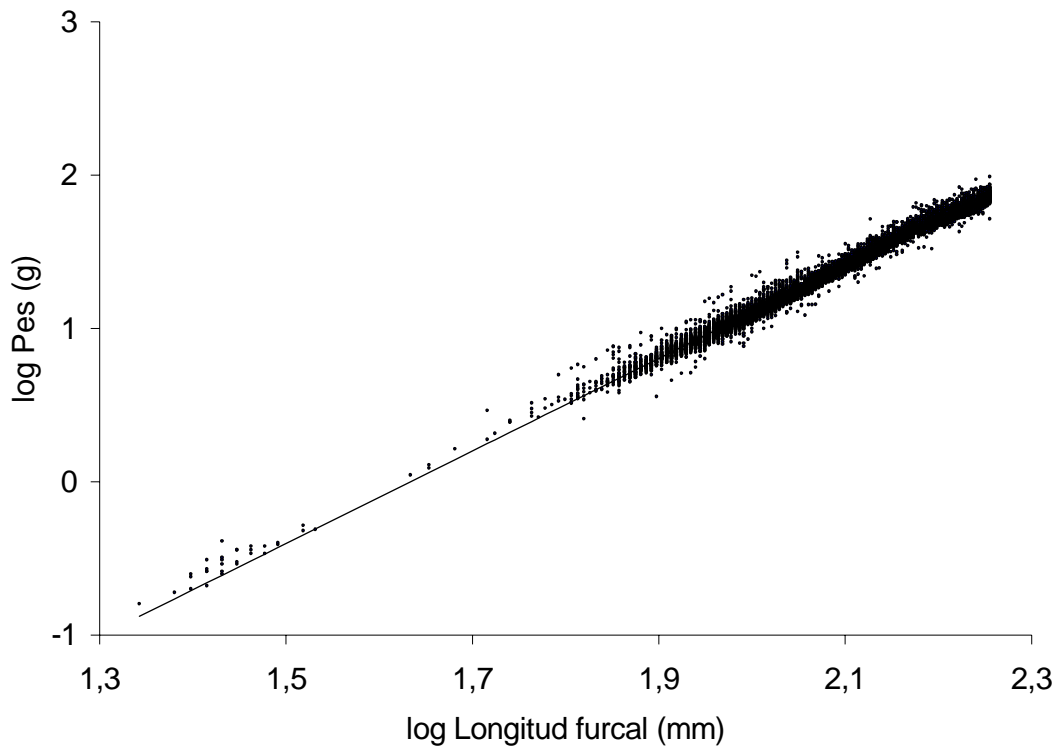


Figura III.1.4. Ajustament per regressió lineal del model al·lomètric estàndard, sobre les dades dels peixos per als quals $LF \leq 180\text{mm}$. Dalt: representació de la recta ajustada sobre les dades transformades logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pel model sobre les dades sense transformar logarítmicament.

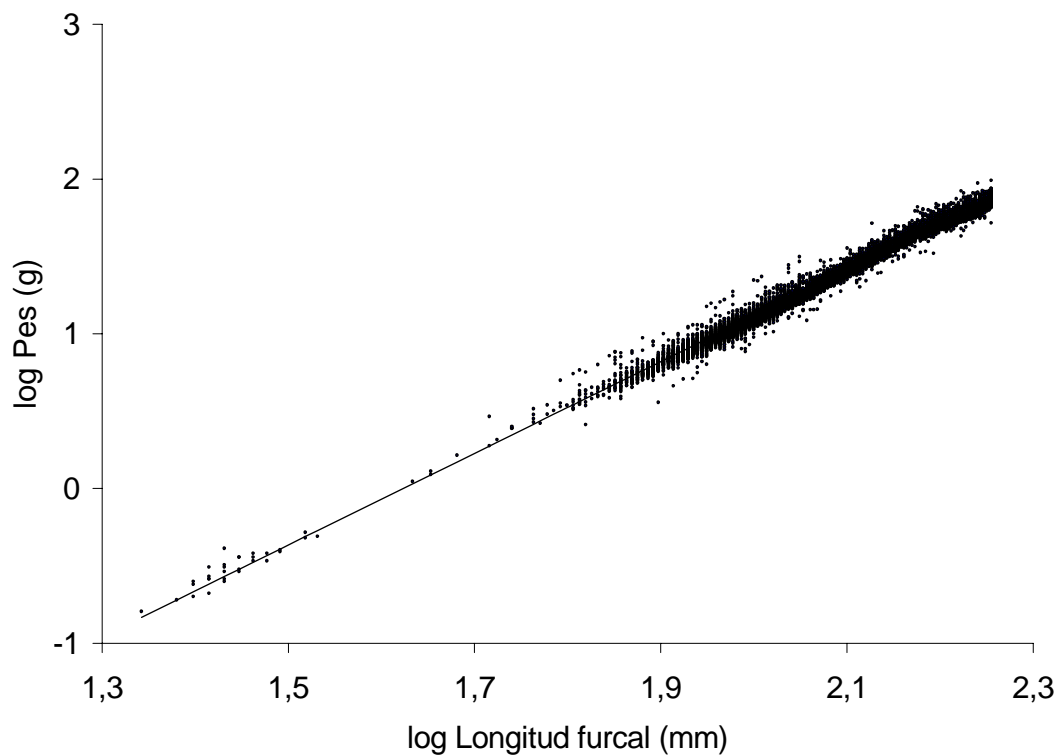
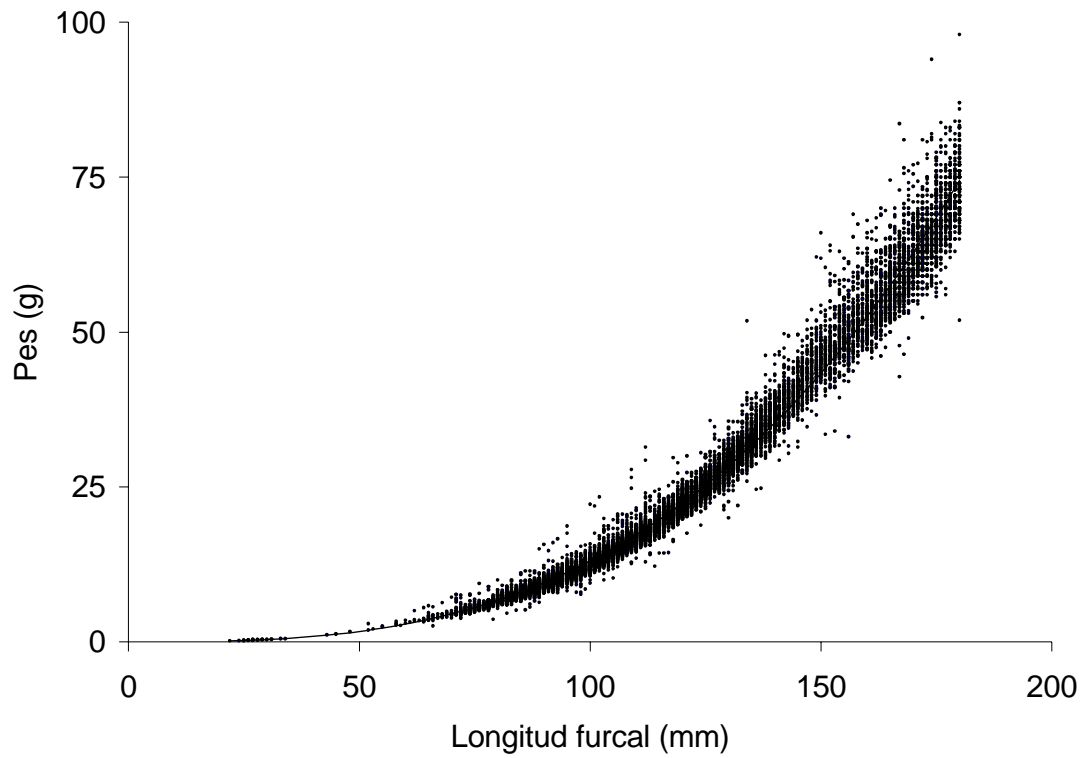


Figura III.1.5. Ajustament per regressió no lineal del model al·lomètric estàndard, sobre les dades dels peixos per als quals $LF \leq 180\text{mm}$. Dalt: representació de la corba ajustada sobre les dades sense transformar logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pel model sobre les dades transformades logarítmicament.

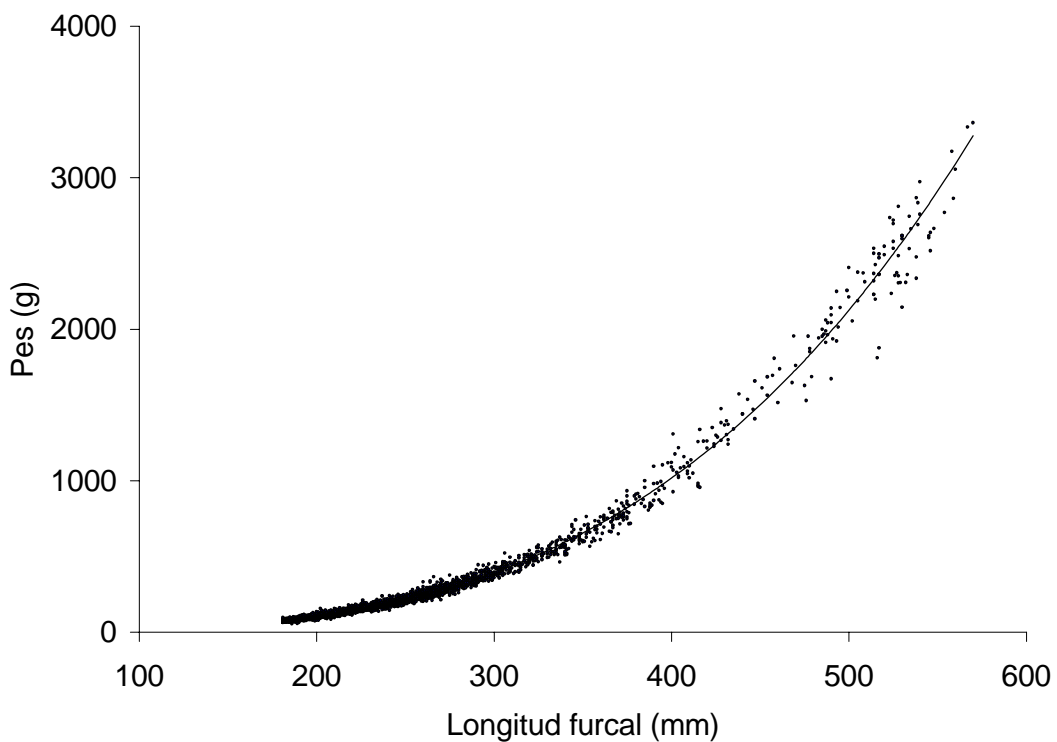
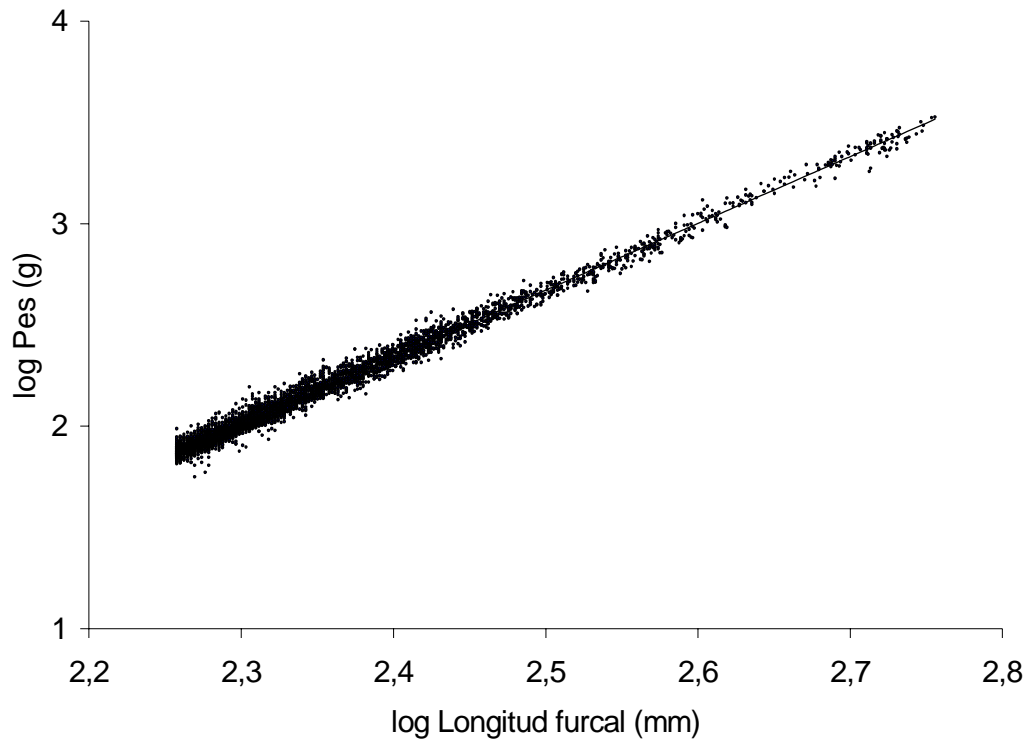


Figura III.1.6. Ajustament per regressió lineal del model al·lomètric estàndard, sobre les dades dels peixos per als quals $LF > 180\text{mm}$. Dalt: representació de la recta ajustada sobre les dades transformades logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pel model sobre les dades sense transformar logarítmicament.

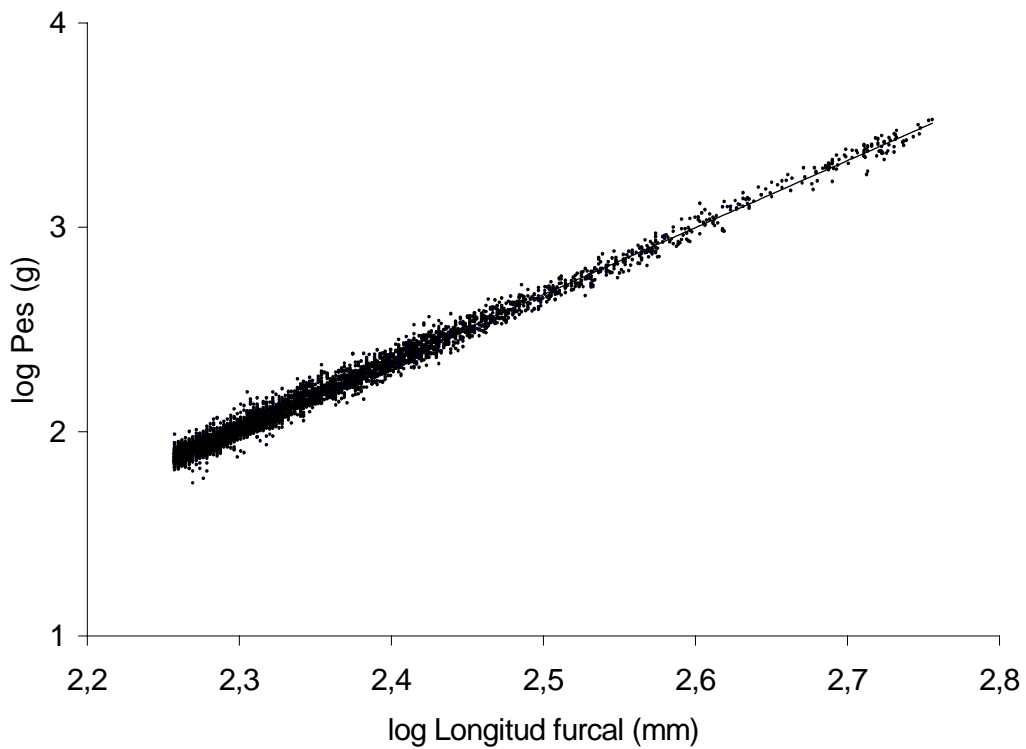
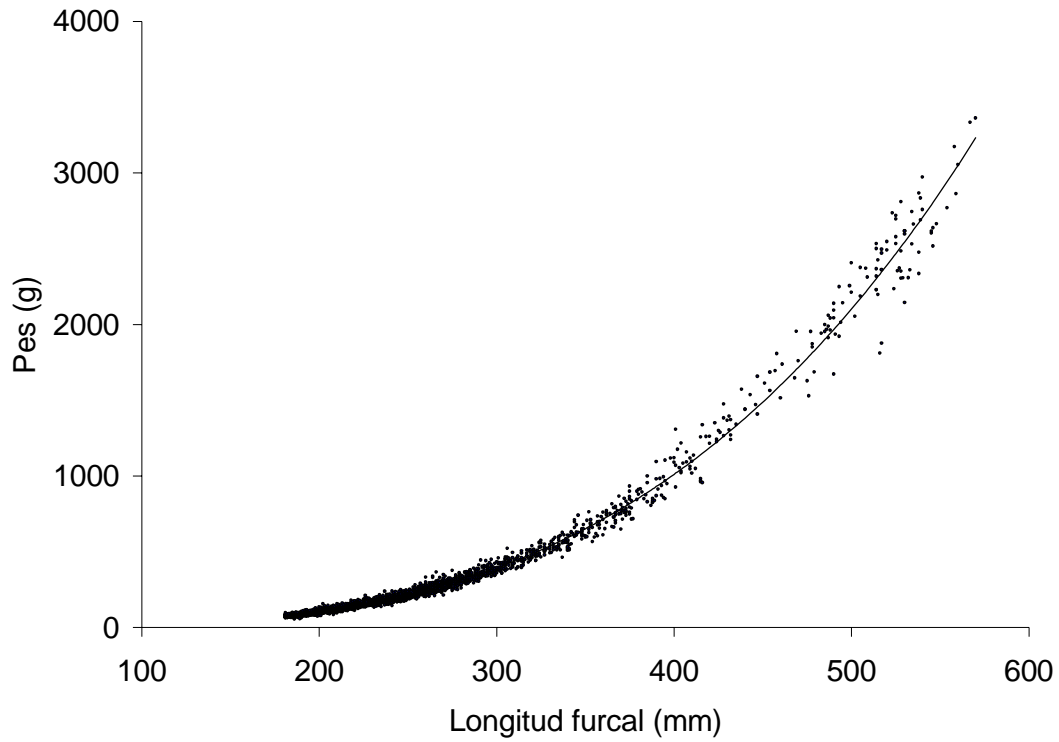


Figura III.1.7. Ajustament per regressió no lineal del model al·lomètric estàndard, sobre les dades dels peixos per als quals $LF > 180\text{mm}$. Dalt: representació de la corba ajustada sobre les dades sense transformar logarítmicament. Baix: representació dels valors predits pel model sobre les dades transformades logarítmicament.

Longitud	Dades	log a (g/mm)	error típic	b	error típic	r ² ajustat	error típic	n	log a (g/cm)
L. furcal (L.F.)	Tot els peixos	-5,038	0,003	3,070	0,002	0,9948	0,0351	20532	-1,968
	<= 180 mm (L.F.)	-4,931	0,005	3,019	0,003	0,9886	0,0332	15551	-1,912
	> 180 mm (L.F.)	-5,579	0,011	3,300	0,005	0,9893	0,0324	4979	-2,279
L. total (L.T.)	Tot els peixos	-5,172	0,003	3,104	0,002	0,9948	0,0347	20532	-2,018
	<= 180 mm (L.F.)	-5,084	0,005	3,062	0,003	0,9886	0,0332	15551	-1,963
	> 180 mm (L.F.)	-5,683	0,012	3,319	0,005	0,9893	0,0324	4979	-2,331

Taula III.1.1. Estimació per regressió lineal dels paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard. Es presenten també els valors de $\log a$ transformats per a unitats diferents (g;cm) de les que tenien les dades originals (g;mm). Aquesta transformació s'obté sumant el valor de b estimat al de $\log a$ corresponent.

Longitud	Dades	a (g/mm)	error stand. assimpt.	b	error stand. assimpt.	R ²	n	log a (g/mm)	log a (g/cm)
L. furcal (L.F.)	Tot els peixos	$3,178 \cdot 10^{-6}$	$3,9 \cdot 10^{-8}$	3,268	0,0018	0,99316	20532	-5,498	-2,230
	<= 180 mm (L.F.)	$1,547 \cdot 10^{-5}$	$2,78 \cdot 10^{-7}$	2,963	0,0036	0,9834	15551	-4,811	-1,847
	> 180 mm (L.F.)	$2,952 \cdot 10^{-6}$	$7,046 \cdot 10^{-8}$	3,280	0,0039	0,99172	4979	-5,530	-2,259
L. total (L.T.)	Tot els peixos	$2,558 \cdot 10^{-6}$	$2,7 \cdot 10^{-8}$	3,284	0,0018	0,99316	20532	-5,550	-2,068
	<= 180 mm (L.F.)	$1,145 \cdot 10^{-5}$	$2,102 \cdot 10^{-7}$	2,997	0,0036	0,9834	15551	-4,862	-2,022
	> 180 mm (L.F.)	$2,392 \cdot 10^{-6}$	$5,767 \cdot 10^{-8}$	3,295	0,0039	0,99172	4979	-5,582	-2,364

Taula III.1.2. Estimació per regressió no lineal dels paràmetres a i b del model al·lomètric estàndard.

Longitud	Dades	error			R ² ajustat	error típic	n			
		a	típic	b				típic	c	
L. furcal (L.F.)	Tot els peixos	-3,7458	0,029	1,8757	0,026	0,2744	0,006	0,9953	0,0335	20532
	<= 180 mm (L.F.)	-4,2582	0,055	2,3616	0,054	0,1599	0,013	0,9888	0,0309	15551
	> 180 mm (L.F.)	-6,1569	0,204	3,7763	0,168	-0,0980	0,034	0,9893	0,0324	4979
L. total (L.T.)	Tot els peixos	-4,0228	0,031	2,0519	0,028	0,2395	0,006	0,9953	0,0335	20532
	<= 180 mm (L.F.)	-4,6712	0,059	2,6638	0,057	0,0959	0,014	0,9888	0,0331	15551
	> 180 mm (L.F.)	-6,3994	0,209	3,9057	0,171	-0,1198	0,035	0,9893	0,0324	4979

Taula III.1.3. Estimació per regressió multilínia dels paràmetres a , b i c d'un model curvilini (polinomi de 2n grau) ajustat a les dades de longitud i pes transformades logarítmicament.

III.1.2 Anàlisi dels residus estandarditzats de les regressions

Donada la gran quantitat de dades disponibles, els gràfics de residus estandarditzats derivats de les regressions lineals, els resultats de les quals apareixen a la taula III.1.1, són confusos i només permeten visualitzar la manca de linealitat general (figura III.1.3). Amb l'objectiu de visualitzar més detalladament les variacions ontogenètiques en la relació longitud-pes, s'han confeccionat diversos gràfics addicionals amb les mitjanes d'aquests residus.

En primer lloc, s'han representat les mitjanes dels residus estandarditzats per interval de longitud (transformada logarítmicament) a partir de totes les dades disponibles de perca americana a l'Estany de Banyoles (figura III.1.8.A). S'ha repetit aquest procediment amb els residus de les dues regressions lineals realitzades separant els casos de menys de 181 mm de longitud furcal dels de més de 180 mm (figura III.1.8.B i figura III.1.8.C). Els residus mitjans de la regressió feta sobre totes les dades mostren una clara forma de V quan es representen al llarg de l'eix de la longitud, és a dir, hi ha un mínim en una longitud central d'uns 180 mm. Això justificaria la realització de dues regressions separant els joves dels adults, com s'ha fet anteriorment (taula III.1.1), i, evidentment, explica que s'obtingui una estimació del paràmetre b del model inferior en el grup dels més petits. Tot i això, tampoc dins d'aquests dos subgrups es pot considerar que hi hagi homogeneïtat de pendents (b constant), tal com es pot veure en els gràfics de residus mitjans derivats de les regressions fetes en cada un d'aquests subgrups.

En els immadurs s'observa novament una certa forma de V (figura III.1.8.B). Es pot considerar que cada interval de longitud correspon a una edat concreta dels peixos, almenys pel que fa a les longituds inferiors. Això és degut a que el creixement en aquesta espècie és prou ràpid com per a que les dades disponibles per a cada interval de longitud corresponguin principalment a peixos de la mateixa edat. Lògicament, aquest efecte es va perdent al llarg del creixement en longitud, i va tendint cada cop més cap al fet que en un mateix interval de longitud hi hagin peixos d'edats diverses. Així doncs, aquest fenomen permet considerar que el mínim que apareix en el perfil dels residus estandarditzats cap a la longitud de 100 mm correspon al primer hivern de vida dels peixos. El següent mínim, als 180 mm aproximadament, correspon al següent hivern. Per tant, es visualitzen ja unes variacions estacionals clares, a més d'una variació al llarg de tota la vida dels peixos.

En els majors de 180 mm, adults en la seva majoria, tampoc s'hi veu una homogeneïtat de pendents clara, a jutjar per les mitjanes dels residus de la regressió (figura III.1.8.C). Tot i això, el rang en què varien els valors d'aquestes mitjanes ha disminuït considerablement, fet que estaria en relació amb el millor ajustament assolit per la regressió lineal en relació al grup de casos amb una longitud furcal menor de 180 mm (taula III.1.1). Entre els 200 mm i els 320 mm, aproximadament, s'insinua una possible oscil·lació dels residus també deguda, probablement, a variacions estacionals del pes total. Però el més remarcable és la irregular dispersió que presenten aquests residus a partir d'una certa longitud (400 mm,

aproximadament). Aquesta dispersió ve originada en part per les escasses dades de què es disposa de peixos d'aquestes mides, cosa que fa augmentar la variabilitat en les mitjanes de pes per interval de longitud. També cal tenir present el fet que a partir d'aquesta longitud l'estructura d'edats és dominada àmpliament per les femelles i que aquestes presentaran una gran variació estacional en el seu pes total en funció de l'estat de desenvolupament gonadal. Aquestes variacions estacionals, però, no es veurien reflectides en el gràfic de residus perquè, com ja s'ha dit prèviament, a longituds majors en un mateix interval de longitud es barregen peixos capturats en diferents edats i també en diferents moments de l'any.

Paral·lelament, s'han realitzat els gràfics de mitjanes de residus estandarditzats per campanya (data de pesca) i cohort. Novament, s'han realitzat mitjanes a partir dels residus de la regressió amb tots els casos (figura III.1.9), per un costat, i, a partir dels residus de cada una de les regressions fetes sobre els grups de casos amb un longitud furcal menor de 181 mm (figura III.1.10) i major de 180 mm (figura III.1.11), per un altre costat. Les mitjanes dels residus estandarditzats s'han representat tant al llarg de l'eix de la longitud com al llarg de l'eix de l'edat. L'edat s'ha assignat a cada data mitjana a partir de l'edat mitjana de captura dels individus de cada grup, fixant sempre la data d'aniversari en el primer dia de juny. Es dona el cas que no tots els casos corresponen a cohorts úniques, ja que en les longituds majors de 300 mm les cohorts són en realitat la suma de varies cohorts degut a l'impossibilitat de separar-les efectivament a partir de les freqüències de longitud. Així, l'edat en què es representen els residus d'aquests grups de cohorts és en realitat l'edat de la cohort més petita que integren, entre els tres i els quatre anys.

En la figura III.1.9.A s'observa una altra vegada una clara forma central de V, amb un residu mínim situat cap als 180 mm de longitud mitjana. En canvi, en la figura III.1.9.B, aquesta forma de V es transforma més aviat en una U. Això implica, per tant, l'existència d'una continuïtat en la variació de la condició al llarg de la vida d'aquests peixos, més que no pas dues fases (immadurs *vs* adults) netament diferenciades per una al·lometria característica i constant. A més, en totes dues figures es distingeix una forma secundària constituïda per arcs o ones ben definits que es van repetint al llarg del creixement en longitud. Així, en la figura III.1.9.A, les campanyes hivernals se situen agrupades a les bases d'aquests arcs, marcant diferents mínims aparents consecutius. Aquests se situen aproximadament en longituds mitjanes de 100 mm, 180 mm i 250 mm, que corresponen al primer, segon i tercer hivern de vida, respectivament. Més enllà encara s'insinuen alguns mínims hivernals addicionals, per bé que resultaria bastant imprecís determinar en quina longitud es donen a partir del gràfic. Aquestes tendències encara es fan més evidents en la figura III.1.9.B, on els residus es distribueixen més homogèniament en l'eix horitzontal (edat), dibuixant unes ones amb els màxims situats als volts de cada aniversari (mes de juny) i els mínims en el període hivernal. Per tant, d'acord amb aquests perfils que mostren els residus, la condició de la perca americana augmenta a l'estiu, època de màxim creixement, i disminueix a l'hivern, època de mínim creixement. Lògicament, s'observen certes diferències en les tendències de cada cohort, però és remarcable el fet que són relativament petites, cosa que posa de manifest una

reduïda variació interanual pel que fa a la condició de les perques americanes de la mateixa edat a l'Estany de Banyoles.

Les figures III.1.10 i III.1.11 simplement permeten visualitzar separatament per als peixos immadurs i per als adults el que de fet ja s'ha observat en la figura III.1.9. Deixant de banda les variacions estacionals, s'hi pot destacar, però, el fet que pràcticament deixa d'observar-se una tendència central corbada, especialment en el cas dels adults. Es fa palès també que són els mínims hivernals els que es mantenen al mateix nivell d'una edat a l'altra, mentre que els màxims estivals van disminuint amb l'edat. En conjunt, per tant, es pot dir que l'amplitud de les variacions estacionals de la condició, a partir del pes total, va disminuint al llarg del creixement.

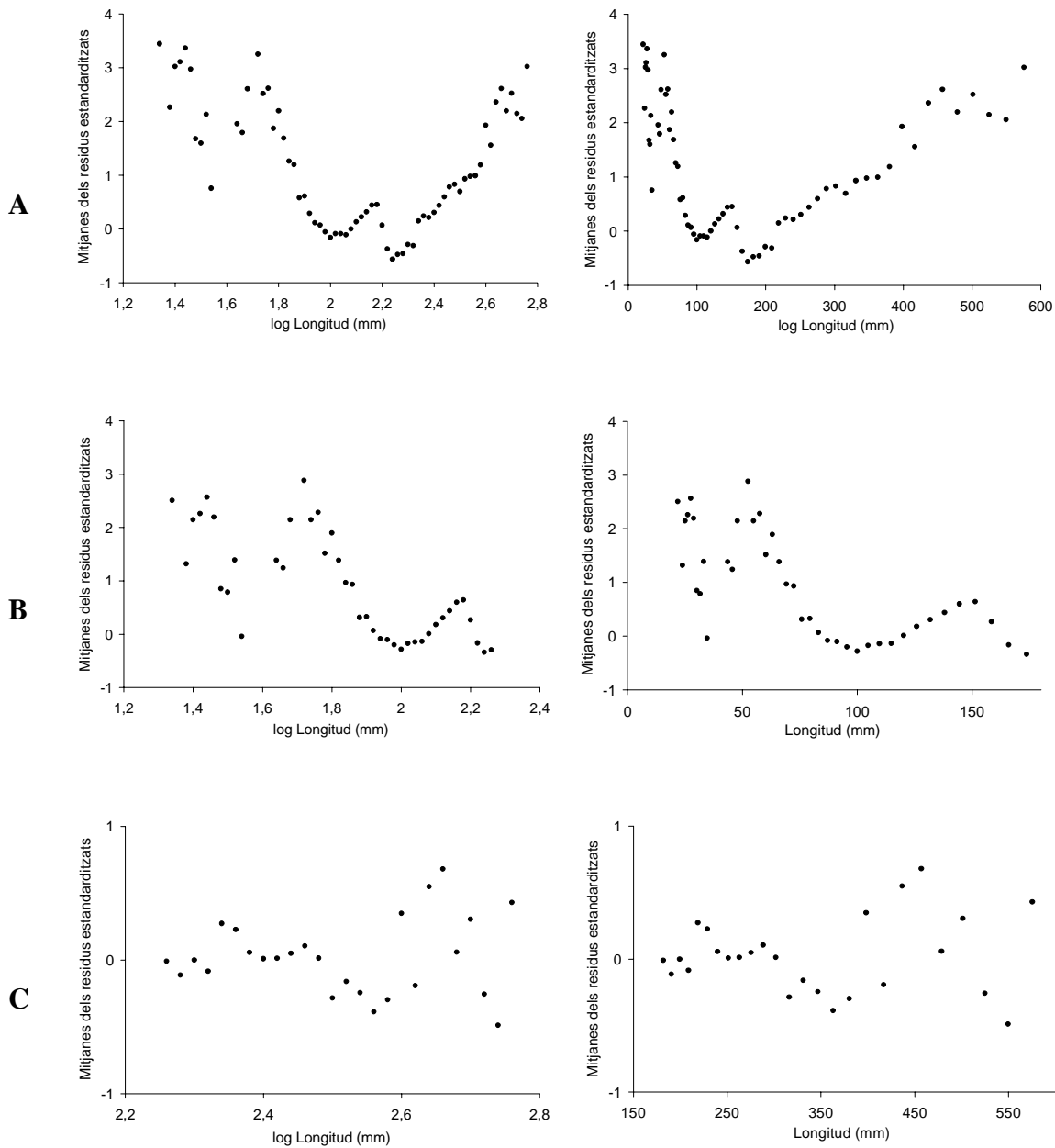


Figura III.1.8. Mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats de les regressions lineals entre $\log L$ i $\log W$ (taula III.1.1). A: regressió amb totes les dades. B: regressió amb els casos per als que $LF \leq 180\text{mm}$. C: regressió amb els casos per als que $LF > 180\text{mm}$.

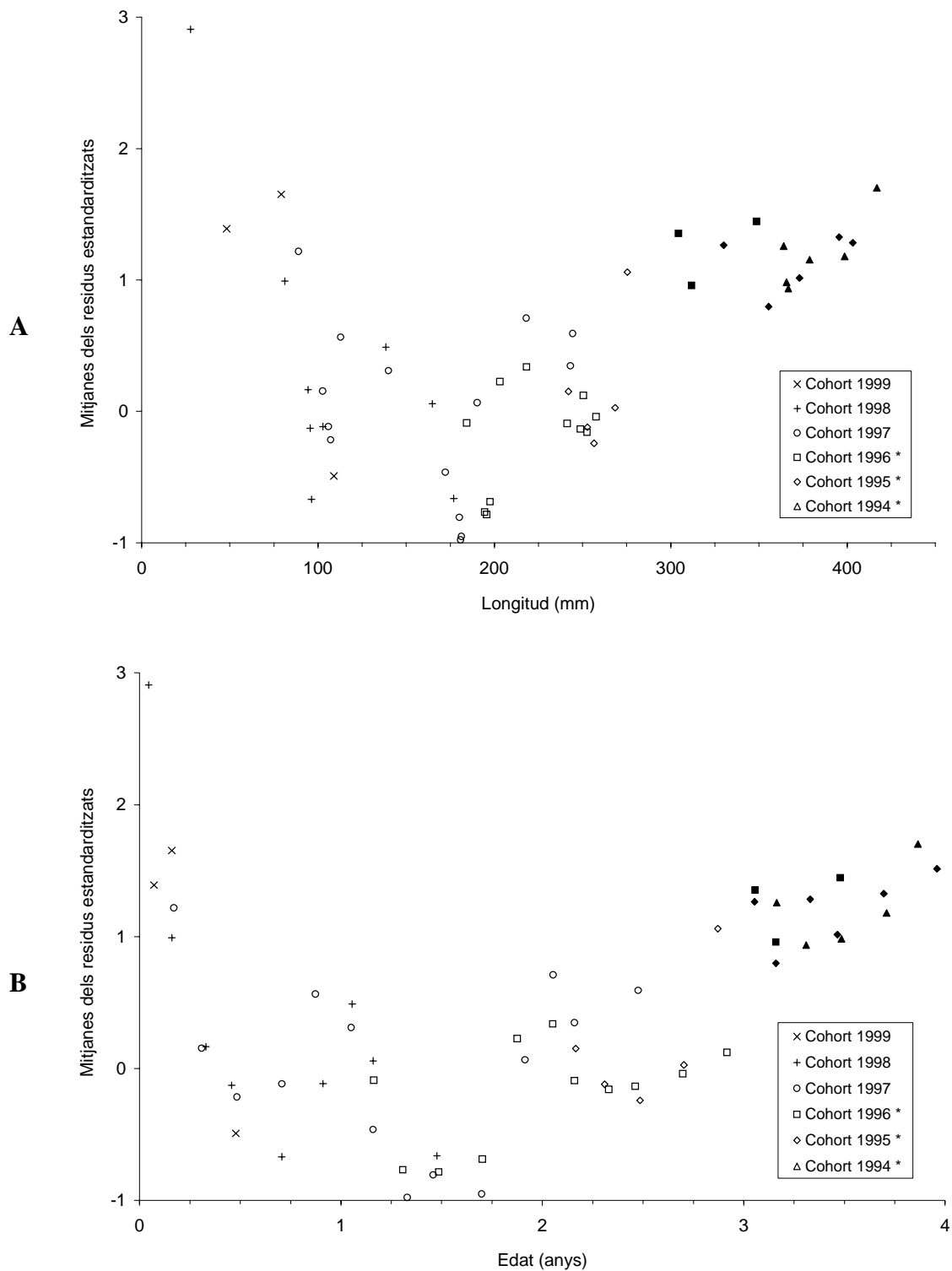


Figura III.1.9. Mitjanes per campanya (data de pesca) i cohort dels residus estandaritzats de les regressions lineals entre $\log L$ i $\log W$ (taula III.1.1) realitzades amb totes les dades. * Les dades de les cohorts de 1996, 1995 i 1994 corresponen, en realitat, en algunes o totes les campanyes, en què apareixen, a agrupacions de totes les cohorts aparegudes des de l'any en qüestió cap enrera, que són presents a les mostres, però no se'n poden separar clarament a partir de la longitud. Quan això passa, s'han representat les mitjanes corresponents dels residus estandaritzats amb marques en negre. En aquests casos, a més, l'edat representada correspon a la de la cohort més jove de l'agrupació.

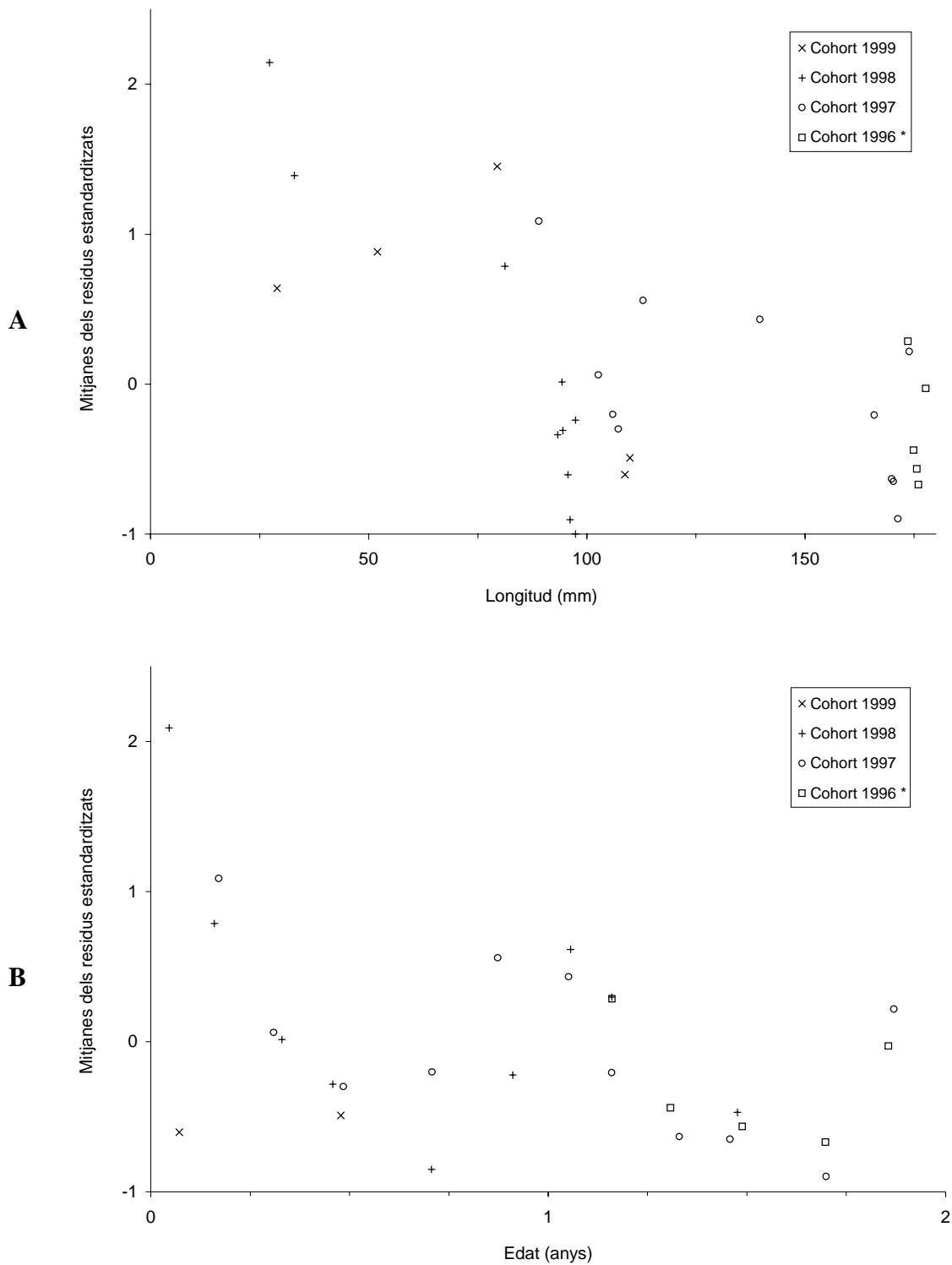


Figura III.1.10. Mitjanes per campanya (data de pesca) i cohort dels residus estandaritzats de les regressions lineals entre $\log L$ i $\log W$ (taula III.1.1) realitzades amb els casos per als que $LF \leq 180$ mm. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

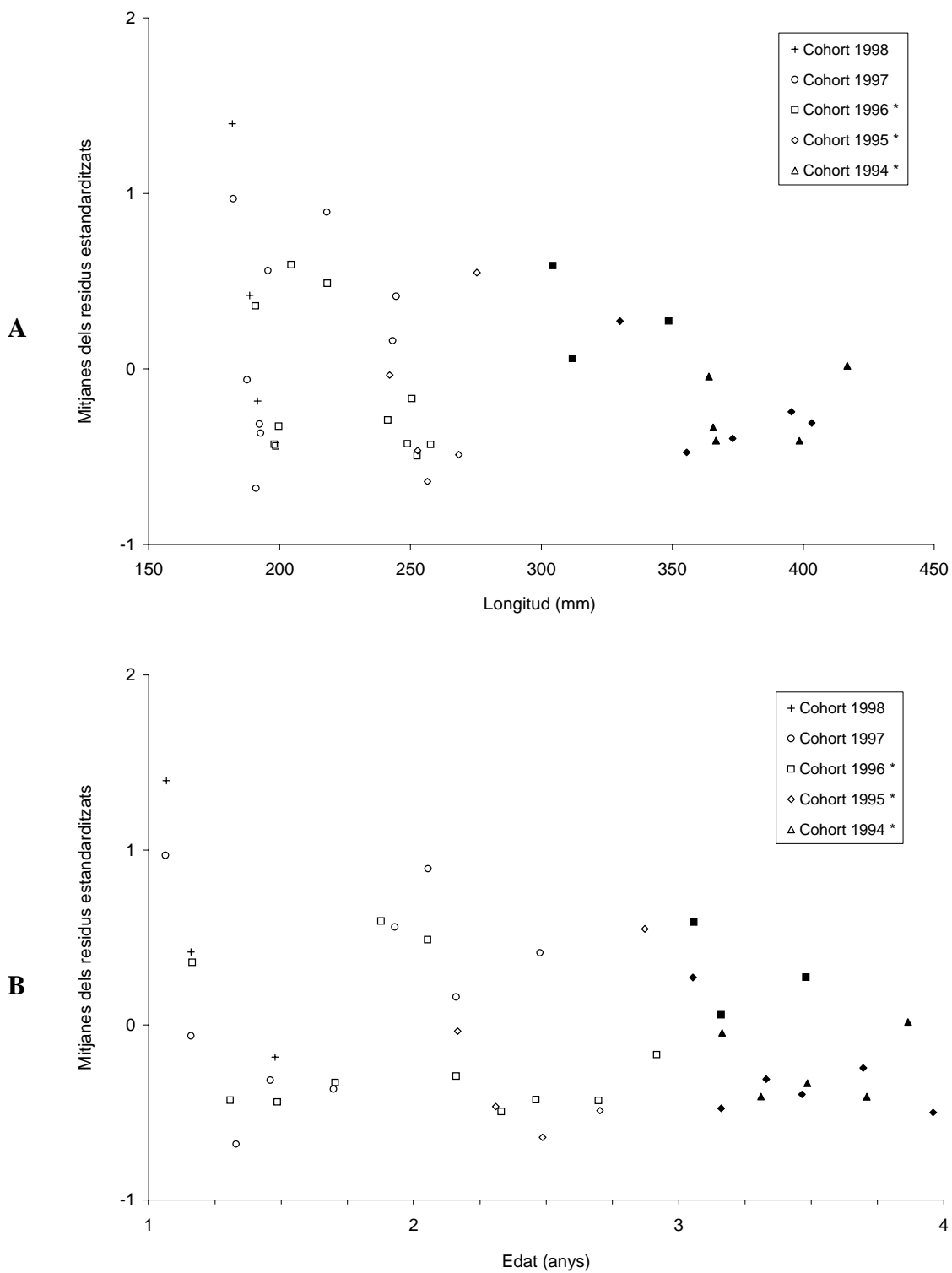


Figura III.1.11. Mitjanes per campanya (data de pesca) i cohort dels residus estandaritzats de les regressions lineals entre $\log L$ i $\log W$ (taula III.1.1) realitzades amb els casos per als que $LF > 180\text{mm}$. *Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

III.1.3 Ajustament del model al·lomètric per grups parcials

Ajustament per una única data i anàlisi de residus estandarditzats

Fins ara, totes les estimacions dels paràmetres del model al·lomètric s'han obtingut a partir de l'ajustament del model sobre totes les dades disponibles, integrant diferents dates de mostreig al llarg de tot el període anual, i al llarg de més de dos anys. De fet, això és el que s'acostuma a fer quan el que es pretén és utilitzar el model com a predictor del pes a partir de la variable longitud, donat que així es contraresta l'efecte de les variacions intranuals i interanuals de la condició de manera que els pesos predits a partir del model es puguin obtenir per a qualsevol moment. Ara bé, donat que es disposa d'una data de pesca, la darrera campanya (novembre del 1999), en la qual la major part dels individus tenen una edat assignada a partir d'otòlits, s'ha procedit a ajustar el model només per aquesta data, cosa que permetrà comprovar l'evolució de la condició en funció de l'edat.

A les taules III.1.4 i III.1.5 apareixen els resultats de l'ajustament del model per regressió lineal i no lineal, respectivament. A la figura III.1.12.A s'ha representat només la recta predita per regressió lineal, i a la figura III.1.12.B els seus residus estandarditzats respecte de la longitud transformada logarítmicament. En aquesta segona figura s'hi ha afegit també les mitjanes d'aquests residus per a cada grup resultant de cada combinació d'edat i sexe, així com les mitjanes per a cada interval de longitud. Els residus i les seves mitjanes s'han representat també en dos gràfics addicionals respecte de la longitud i l'edat assignada, respectivament (figura III.1.13). En tots aquests gràfics s'observa novament una manca de linealitat que es manifesta en el fet que les mitjanes presenten un perfil còncav. Cal tenir en compte, a més, que aquesta manca de linealitat s'observa malgrat que la major part de dades es concentren en les edats entre 1 i 3 anys, i que hi queden poc representats els marges inferior i superior de l'espectre de longituds i edats. Per tant, és probable que en cas de tenir més dades per a aquests grups d'edat tan poc representats, la forma còncava dels residus no sols no desaparegués sinó que encara es fes més palesa.

A partir de la inspecció dels residus i de les seves mitjanes es fa evident que la realització de vàries regressions separant els joves de menys d'un any de la resta donarà millors resultats que si es fa conjuntament. Els resultats d'aquestes regressions apareixen també en les taules III.1.4 i III.1.5, on, com era d'esperar, es pot veure com els joves presenten un pendent b clarament menor, i una a major, respecte dels grups de mascles o de femelles. Pel que fa a les diferències entre sexes, si existeixen són molt reduïdes, jutjant-ho tant pel que s'observa a les figures, com per les diferències en les estimacions dels paràmetres a i b . Comparant els resultats obtinguts per regressió lineal i no lineal, s'observa com els valors de b estimats a partir de les dades conjuntes i de les femelles són majors amb regressió lineal, i viceversa per als immadurs i mascles. El motiu rau, novament, en el major pes que dona la regressió no lineal a les dades del individu més grans respecte de les dades dels més petits. El fet que això es manifesti en una major b en les femelles però no en els mascles es deu a que aquestes

semblen ésser més longeves, i per tant dominen completament la banda alta de l'espectre de longituds, almenys en les captures d'aquesta campanya de novembre. En qualsevol cas, aquesta divergència en les estimacions per regressió lineal i no lineal són, com ja s'ha dit abans, una altra conseqüència de la manca de linealitat de les dades.

Longitud	Dades	log a (g/mm)	error típic	b	error típic	r ² ajustat	error típic	n	log a (g/cm)
L. furcal (L.F.)	Tot els peixos	-5,349	0,024	3,211	0,010	0,9949	0,0285	522	-2,138
	< 2 anys	-4,162	0,290	2,643	0,142	0,9477	0,0311	20	-1,519
	> 2 anys, mascles	-5,456	0,044	3,256	0,019	0,9928	0,0272	217	-2,200
	> 2 anys, femelles	-5,405	0,034	3,234	0,015	0,9948	0,0266	259	-2,171
L. total (L.T.)	Tot els peixos	-5,402	0,024	3,213	0,010	0,9949	0,0285	522	-2,189
	< 2 anys	-4,209	0,293	2,647	0,142	0,9477	0,0311	20	-1,563
	> 2 anys, mascles	-5,510	0,044	3,258	0,019	0,9928	0,0272	217	-2,251
	> 2 anys, femelles	-5,458	0,034	3,237	0,015	0,9948	0,0266	259	-2,222

Taula III.1.4. Estimació per regressió lineal dels paràmetres *a* i *b* del model al·lomètric estàndard a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

Longitud	Dades	a (g/mm)	error stand. assimpt.	b	error stand. assimpt.	R ²	n	log a (g/mm)	log a (g/cm)
L. furcal (L.F.)	Tot els peixos	2,450·10 ⁻⁶	1,15·10 ⁻⁷	3,318	0,0079	0,9960	522	-5,611	-2,293
	< 2 anys	2,506·10 ⁻⁴	1,75·10 ⁻⁴	2,371	0,1458	0,9233	20	-3,601	-1,230
	> 2 anys, mascles	4,633·10 ⁻⁶	4,94·10 ⁻⁷	3,206	0,0187	0,9917	217	-5,334	-2,128
	> 2 anys, femelles	2,163·10 ⁻⁶	1,47·10 ⁻⁷	3,340	0,0113	0,9965	259	-5,665	-2,325
L. total (L.T.)	Tot els peixos	2,170·10 ⁻⁶	1,03·10 ⁻⁷	3,320	0,0080	0,9960	522	-5,664	-2,344
	< 2 anys	2,275·10 ⁻⁴	1,60·10 ⁻⁴	2,374	0,1460	0,9233	20	-3,643	-1,269
	> 2 anys, mascles	4,114·10 ⁻⁶	4,42·10 ⁻⁷	3,208	0,0187	0,9917	217	-5,386	-2,178
	> 2 anys, femelles	1,915·10 ⁻⁶	1,309·10 ⁻⁷	3,341	0,0113	0,9965	259	-5,718	-2,377

Taula III.1.5. Estimació per regressió no lineal dels paràmetres *a* i *b* del model al·lomètric estàndard a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

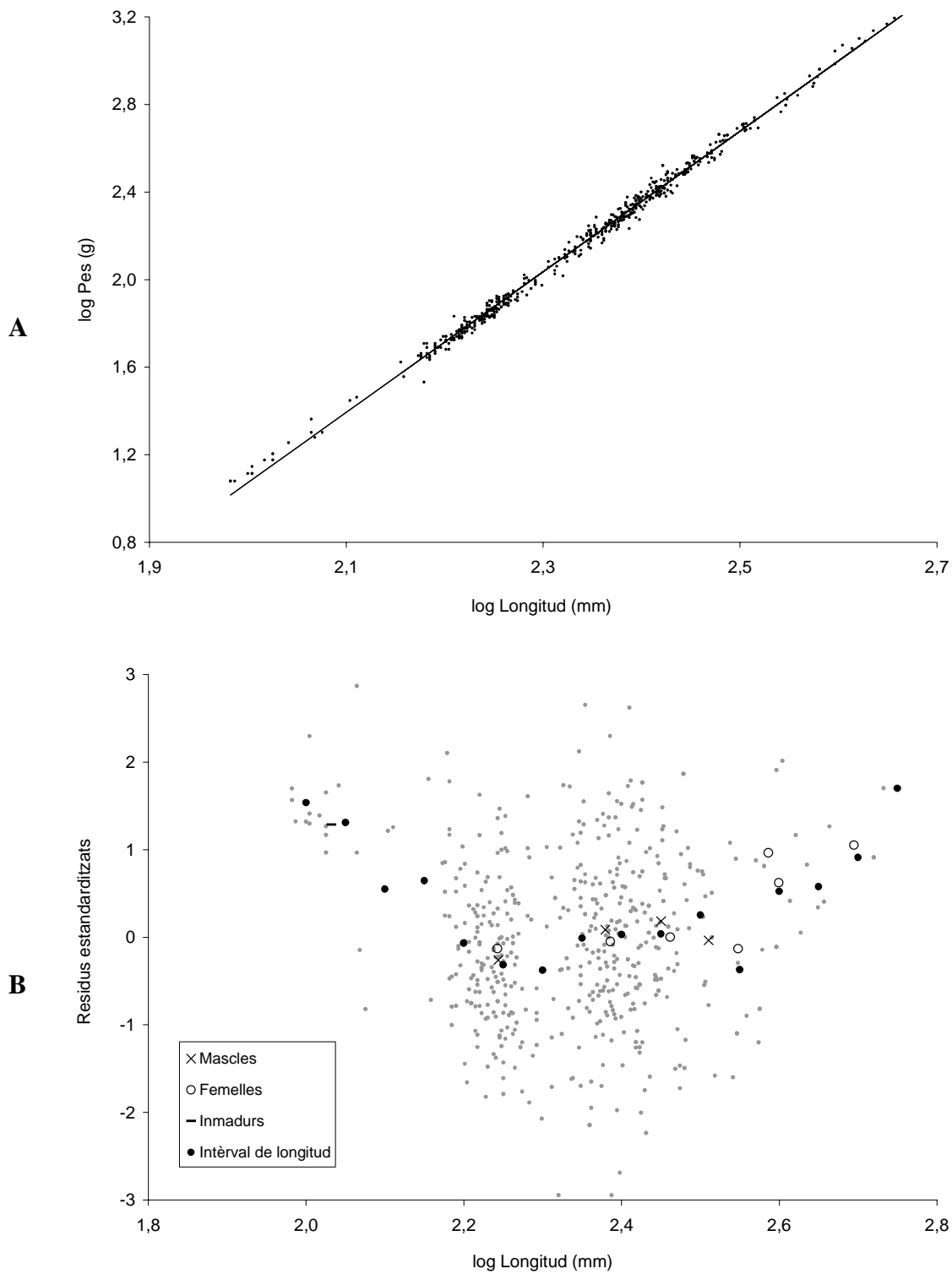


Figura III.1.12. A: ajustament del model al·lomètric estàndard per regressió lineal, a partir de totes les dades disponibles de novembre de 1999, i representació de la recta ajustada sobre les dades sense transformar logarítmicament. B: residus estandaritzats d'aquesta regressió, i mitjanes dels mateixos per a cada grup separable per edat i sexe, així com per a cada interval de longitud (interval regular: $\log L=0,04\text{mm}$).

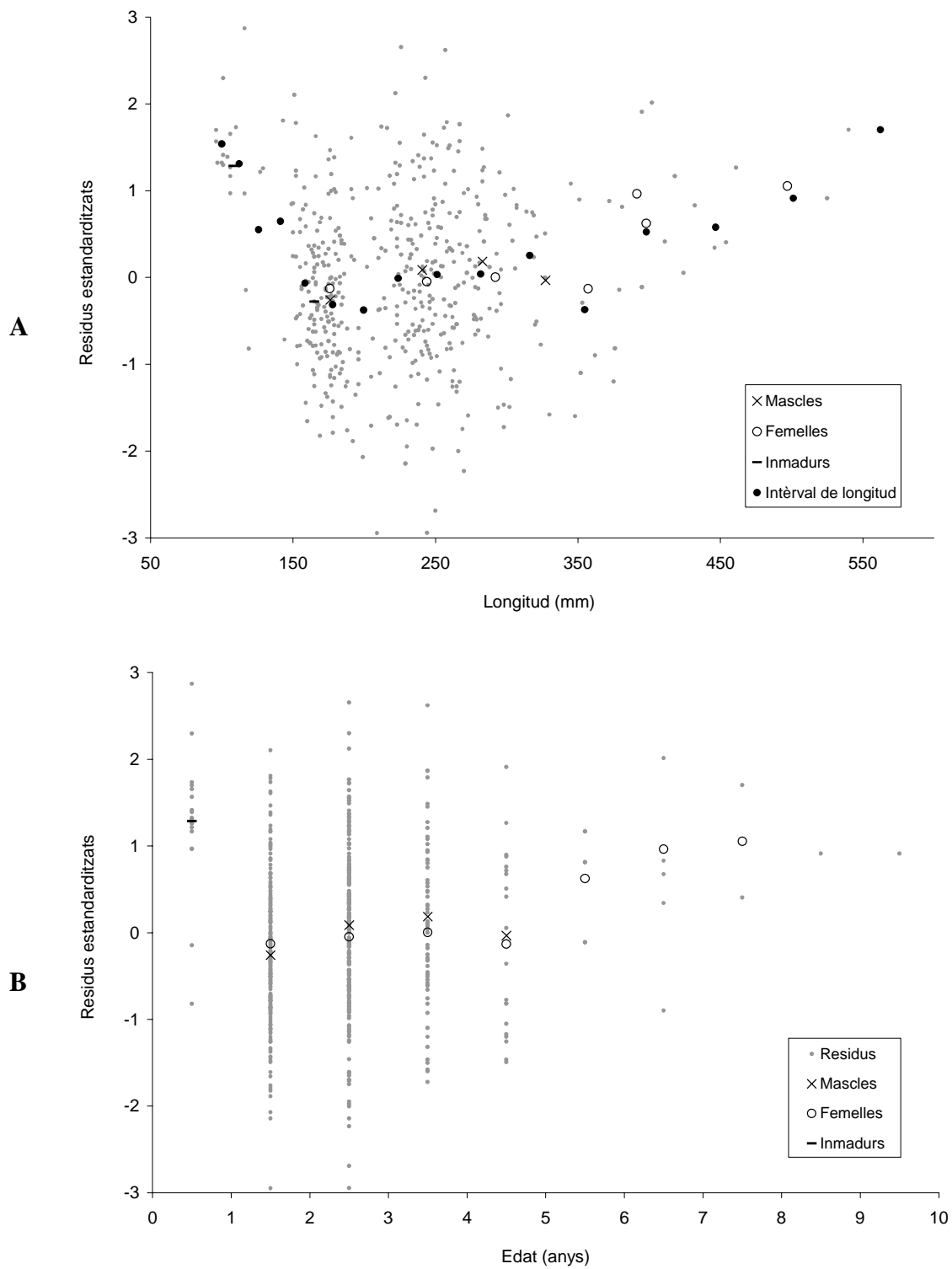


Figura III.1.13. A: residus estandarditzats de la regressió mostrada a la figura III.1.12.A, i mitjanes dels mateixos per a cada grup separable per edat i sexe, així com per a cada interval de longitud (interval regular: $\log L=0,04\text{mm}$). B: residus estandarditzats d'aquesta regressió, i mitjanes dels mateixos per a cada grup separable per edat i sexe.

Ajustament per grups d'edat i anàlisi de residus estandarditzats

Un altre cop a partir dels peixos amb edat assignada capturats el novembre de 1999, s'ha ajustat el model al·lomètric mitjançant regressions separades per a cada edat present en la mostra. A més, també s'han realitzat regressions separant per sexes aquestes mateixes dades. Els resultats apareixen a les taules III.1.6 i III.1.7 i a les figures III.1.14 i III.1.15. Sense separar els sexes, s'observa una augment del paràmetre b i una disminució d' a al llarg de l'edat, tot i que, a partir dels dos anys (edat de maduració), els valors dels paràmetres semblen estabilitzar-se. Aquestes tendències apareixen tant en els resultats generats mitjançant regressió lineal com en els de la regressió no lineal. Cal tenir en compte, però, que l'atenuació del creixement dels peixos al llarg de l'edat pot anar associada a una atenuació paral·lela en l'augment de b i en la disminució de a , més que no pas la seva estabilització a partir de certa edat. Per altra banda, és probable un cert biaix en els valors d' a i b corresponents a les edats més grans, ja que per a aquestes es disposava de pocs casos per a fer les regressions.

Separant els sexes es dona una tendència equiparable en la variació d'aquests paràmetres al llarg de les edats, però amb més irregularitats en les tendències abans descrites i amb errors típics més grans per a cada valor estimat. A partir de les dades analitzades no hi ha indicis clars de diferències entre sexes pel que fa a l'al·lometria en el creixement.

S'observa també una forta correlació negativa ($r=-0.9890$) entre el paràmetre b i el logaritme d' a , sigui quin sigui el mètode de regressió aplicat per a estimar-los (figura III.1.16). Cada augment de b porta aparellada una disminució en el valor de $\log a$. Aquest fet pot considerar-se una propietat del propi model quan s'ajusta a una casuística concreta, és a dir, a una espècie en concret amb una forma característica i poc variable al llarg del creixement. De tota manera, si s'introduïssin en l'anàlisi dades d'altres poblacions de la mateixa espècie probablement disminuiria la correlació entre aquests dos paràmetres com a conseqüència de possibles diferències en la condició i, per tant, en la forma.

Dades	Edat	log a (g/mm)	error típic	b	error típic	r ²	error típic	n	log a (g/cm)
Tots	0+	-4,162	0,290	2,643	0,142	0,9477	0,0311	19	-1,519
Tots	1+	-5,123	0,091	3,108	0,041	0,9669	0,0245	199	-2,015
Tots	2+	-5,471	0,114	3,262	0,048	0,9591	0,0273	199	-2,209
Tots	3+	-5,116	0,196	3,118	0,080	0,9585	0,0314	66	-1,998
Tots	4+	-5,882	0,237	3,420	0,093	0,9860	0,0269	19	-2,462
Tots	5+ i resta	-5,592	0,200	3,311	0,076	0,9927	0,0201	14	-2,281
Femelles	1+	-5,007	0,118	3,057	0,053	0,9698	0,0235	105	-1,950
Femelles	2+	-5,463	0,177	3,258	0,074	0,9489	0,0276	104	-2,205
Femelles	3+	-4,982	0,227	3,062	0,092	0,9753	0,0276	28	-1,920
Femelles	4+	-6,363	0,326	3,608	0,128	0,9900	0,0249	8	-2,756
Femelles	5+ i resta	-5,467	0,210	3,266	0,080	0,9946	0,0185	9	-2,202
Mascles	1+	-5,266	0,143	3,171	0,064	0,9642	0,0256	92	-2,095
Mascles	2+	-5,473	0,158	3,264	0,066	0,9663	0,0271	84	-2,209
Mascles	3+	-5,632	0,382	3,329	0,156	0,9420	0,0328	28	-2,303
Mascles	4+	-5,606	0,345	3,313	0,138	0,9847	0,0261	9	-2,293

Taula III.1.6. Estimació per regressió lineal dels paràmetres log *a* i *b* del model al·lomètric estàndard, separant per edat i sexe, a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

Dades	Edat	a (g/mm)	error stand. assimpt.	b	error stand. assimpt.	R ²	N	log a (g/mm)	log a (g/cm)
Tots	0+	2,510·10 ⁻⁴	1,750·10 ⁻⁴	2,371	0,1457	0,9234	19	-3,600	-1,229
Tots	1+	4,814·10 ⁻⁶	7,717·10 ⁻⁷	3,194	0,0305	0,9737	199	-5,318	-2,124
Tots	2+	3,229·10 ⁻⁶	9,541·10 ⁻⁷	3,271	0,0533	0,9536	199	-5,491	-2,220
Tots	3+	1,177·10 ⁻⁵	4,457·10 ⁻⁶	3,043	0,0704	0,9646	66	-4,929	-1,887
Tots	4+	1,065·10 ⁻⁶	6,123·10 ⁻⁷	3,456	0,0961	0,9872	19	-5,973	-2,517
Tots	5+ i resta	1,928·10 ⁻⁶	8,429·10 ⁻⁷	3,358	0,0708	0,9950	14	-5,715	-2,357
Femelles	1+	5,743·10 ⁻⁶	1,388·10 ⁻⁶	3,161	0,038	0,9779	105	-5,241	-2,080
Femelles	2+	2,416·10 ⁻⁶	9,950·10 ⁻⁷	3,323	0,074	0,9497	104	-5,617	-2,294
Femelles	3+	9,575·10 ⁻⁶	5,126·10 ⁻⁶	3,077	0,093	0,9765	28	-5,019	-1,942
Femelles	4+	6,147·10 ⁻⁷	5,496·10 ⁻⁷	3,549	0,149	0,9898	8	-6,211	-2,662
Femelles	5+ i resta	1,944·10 ⁻⁶	1,154·10 ⁻⁶	3,357	0,096	0,9947	9	-5,711	-2,354
Mascles	1+	3,849·10 ⁻⁶	1,014·10 ⁻⁶	3,237	0,050	0,9692	92	-5,415	-2,178
Mascles	2+	5,100·10 ⁻⁶	2,317·10 ⁻⁶	3,189	0,082	0,9662	84	-5,292	-2,104
Mascles	3+	3,195·10 ⁻⁶	3,018·10 ⁻⁶	3,274	0,166	0,9453	28	-5,496	-2,222
Mascles	4+	4,458·10 ⁻⁶	2,996·10 ⁻⁶	3,213	0,114	0,9904	9	-5,351	-2,138

Taula III.1.7. Estimació per regressió no lineal dels paràmetres *a* i *b* del model al·lomètric estàndard, separant per edat i sexe, a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

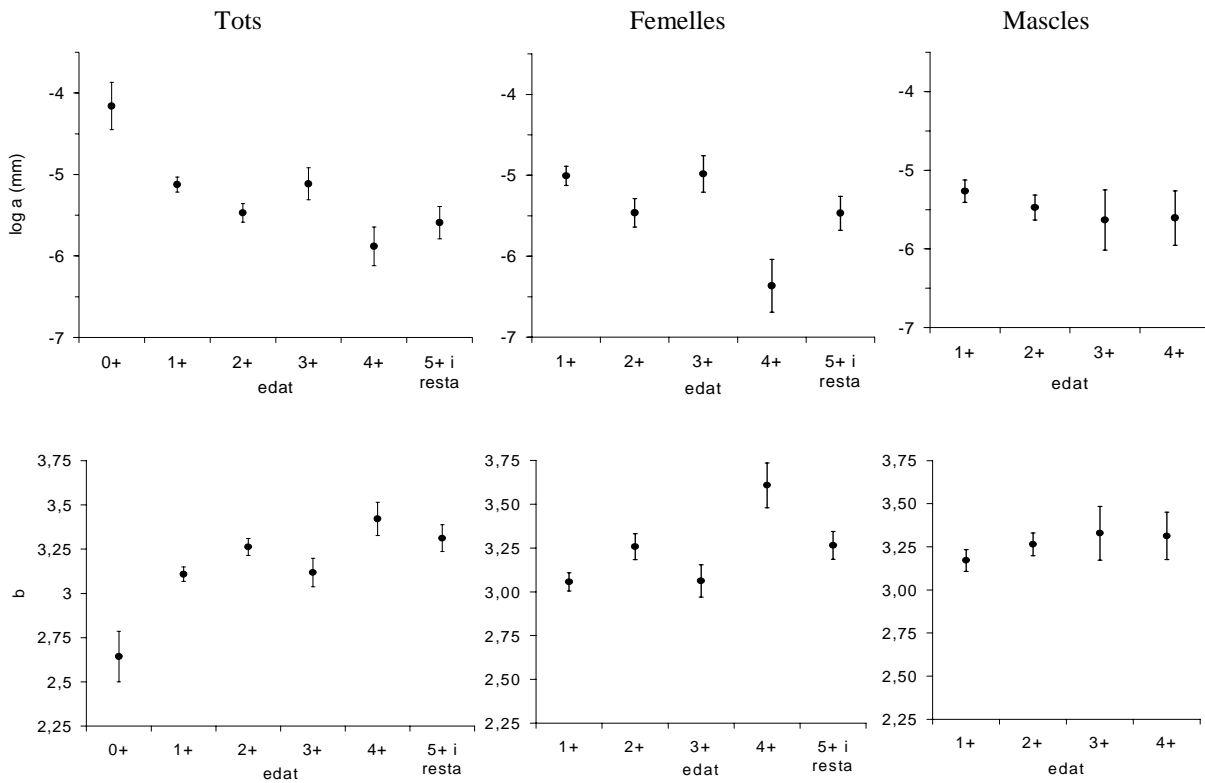


Figura III.1.14. Representació respecte de l'edat dels valors estimats per regressió lineal pels paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu la taula III.1.6), a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

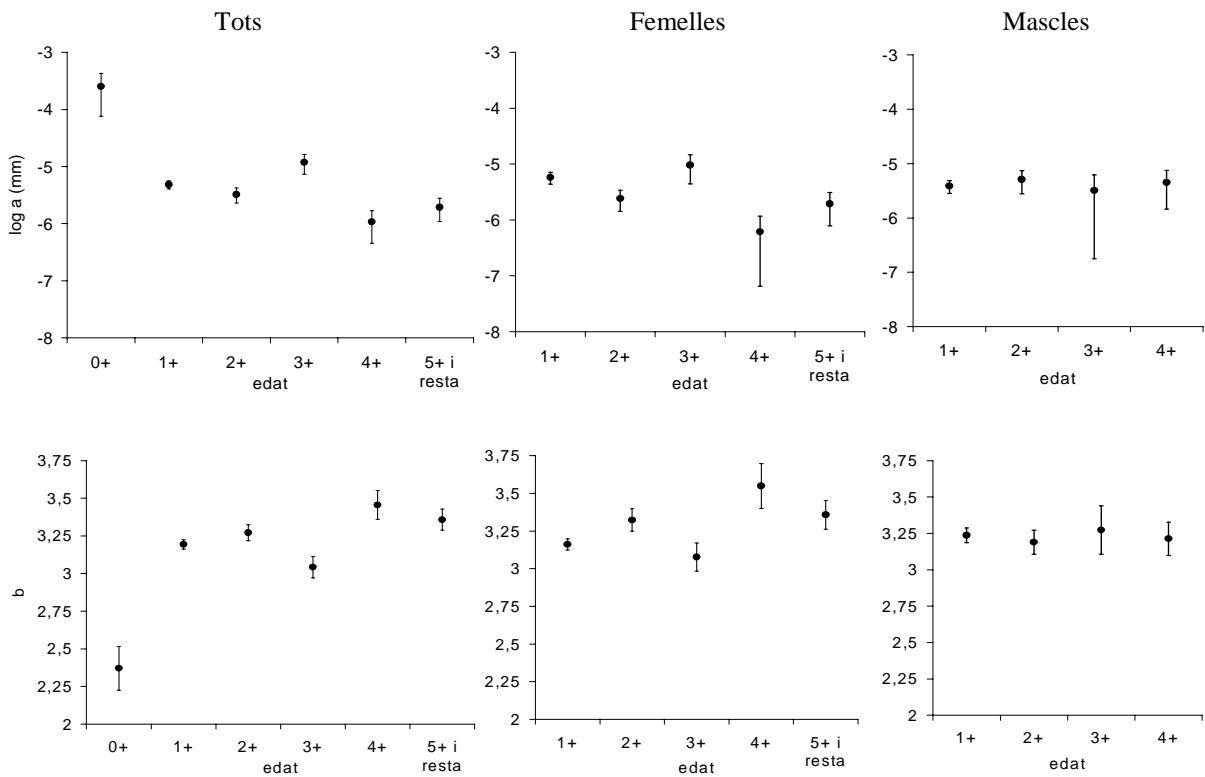


Figura III.1.15. Representació respecte de l'edat dels valors estimats per regressió no lineal pels paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu la taula III.1.7), a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

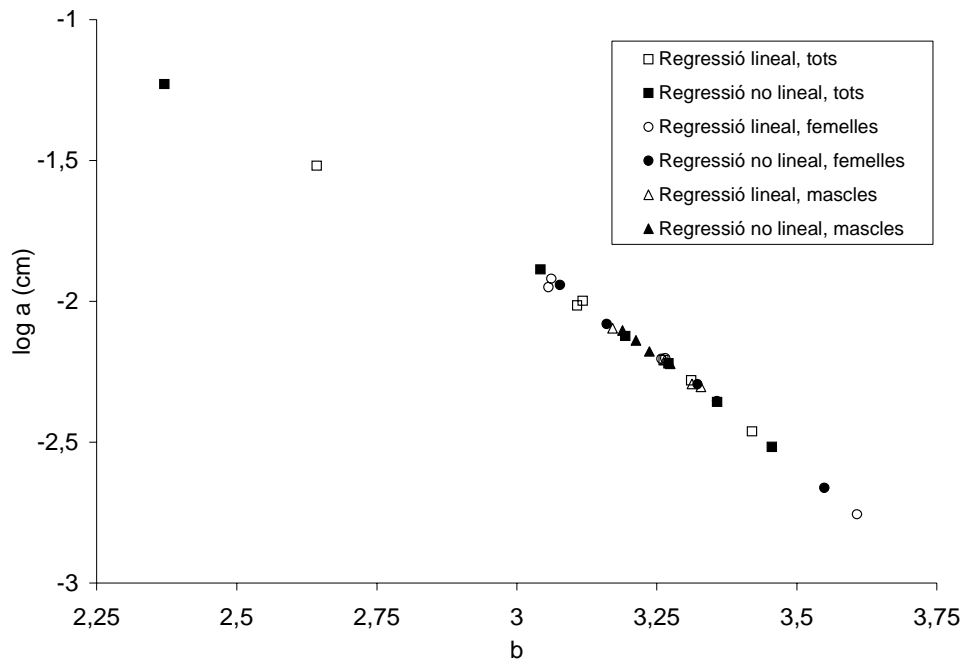


Figura III.1.16. Relació entre els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard estimats mitjançant diferents mètodes i sobre diferents grups de dades ($r = -0.98899$), a partir de les dades disponibles de novembre de 1999.

Ajustament per dates de mostratge i cohort

Amb la intenció d'aproximar-se més clarament a la variació dels paràmetres a i b al llarg de l'edat s'han realitzat múltiples regressions sobre els grups de dades obtinguts per a cada data (campanya de mostratge) i per a cada cohort identificada a partir de les freqüències de longitud (taules III.1.8 i III.1.9). Els valors estimats per a cada paràmetre s'han representat respecte de la mitjana del logaritme de les longituds obtinguda per a cada grup (figures III.1.17 i III.1.18), i també respecte de l'edat assignada a cada grup a partir de la cohort a la qual pertanyien i la data central de la campanya en què es pescaren (figures III.1.19 i III.1.20).

Tant els resultats de les regressions lineals com els de les no lineals, força coincidents, mostren una clara tendència central a l'augment de b a mesura que els peixos creixen en longitud, així com una clara tendència central en sentit invers per a la a . L'evolució de b al llarg dels dos primers anys de vida de les cohorts també mostra un clar augment, mentre que la de a presenta una progressiva disminució al llarg del mateix període. Passats aquests dos primers anys s'observa una certa estabilització, però cal dir que tampoc es pot excloure una continuïtat en l'augment de b , donat que a partir d'aquesta edat les regressions no s'han fet sobre dades d'una única cohort sinó de tots els peixos més vells que aquesta mateixa edat. A part, també cal tenir present que la quantitat de dades disponibles (n) disminueix a mesura que augmenta l'edat, cosa que comporta un augment en els errors típics dels paràmetres estimats per regressió lineal i dels errors estàndards asimptòtics dels paràmetres estimats per regressió no lineal (taules III.1.8 i III.1.9) (figura III.1.21). Aquesta disminució general en la precisió de les estimacions dóna més marge a la possible evolució dels paràmetres a mesura que avança l'edat, i, a més, pot anar lligada a un biaix que, en qualsevol cas, no és detectable.

La figura III.1.21 mostra l'elevada correlació negativa entre la quantitat de dades (n) i els errors de les estimacions, totes dues variables transformades logarítmicament. A més a més, hi destaca el fet que les estimacions dels paràmetres a i b dels grups de més de tres anys tenen errors inferiors d'allò que seria d'esperar a partir de les poques dades que els representen (baixa n). Això possiblement estaria relacionat amb el fet d'agrupar diferents edats en un mateix grup, en comparació amb les estimacions fins als tres anys, efectuades separatament per a cada cohort.

Com passa en altres espècies, les diferències entre sexes creixen amb l'edat, contribuint encara més a afegir variabilitat a les dades conjuntes i a fer disminuir la precisió de les estimacions dels paràmetres del model d'al·lometria a partir de la maduració (als dos anys, aproximadament), especialment tenint en compte que només es disposa del pes total. Així, en les regressions fetes sobre les dades combinades de tots els individus de més de tres anys pescats en cada campanya, s'hi ha integrat tot un seguit de situacions ben contrastades. Les femelles probablement ocuparan tot l'espectre de longituds dins aquests grups, donat que són més longeves i creixen més, però els mascles només es trobaran en la banda baixa de la longitud. Per altra banda, el pes total de les femelles gràvides d'edat avançada difereix

considerablement dels mascles de la mateixa edat, o com a mínim, aquesta variable no seguirà la mateixa evolució interanual en un i altre sexe degut a la reproducció. Tot plegat encara contribueix més a no donar la mateixa validesa als paràmetres estimats a partir dels tres anys que en els estimats per als grups de peixos més joves, de cara a la identificació de les possibles tendències en la variació de b i a .

En relació a l'estacionalitat, es poden observar unes oscil·lacions que apareixen nítidament en les tendències de b i a al llarg de l'edat (figures III.1.19 i III.1.20), i que també es reflecteixen, encara que menys clarament, en l'evolució d'aquests paràmetres respecte de la longitud (figures III.1.17 i III.1.18). S'observa un màxim en b poc abans de fer l'any, és a dir, cap a la primavera (s'ha fixat la data d'aniversari a principis de juny), que culmina una ascendent des de l'aparició de la cohort. Tot seguit, hi ha un breu període en què b disminueix, coincident en part però no plenament amb l'època estival, i per tant de major creixement, fins que cap a mitjans d'estiu la tendència torna a ésser ascendent. Malgrat no ésser molt clar, s'insinua un possible segon pic poc abans d'assolir els dos anys, almenys en el cas de les estimacions obtingudes per regressió no lineal. En qualsevol cas, el següent pic remarcable es desplaça, en canvi, una mica més enllà del segon any de vida, seguit d'un període coincident amb el tercer hivern, en què disminueix de nou. Més enllà no és possible entreveure més oscil·lacions, ja que les estimacions del paràmetre s'han obtingut a partir de dades en què es combinen totes les captures de més de tres anys. Pel que fa al paràmetre a , presenta unes oscil·lacions gairebé plenament acoblades, però inverses, cosa que no ha d'estranyar tenint en compte l'alta correlació que, com es veurà més endavant, existeix entre les estimacions dels dos paràmetres.

Així doncs, la primera oscil·lació estacional, la més evident, produeix una disminució en b associada al període estival, moment en què els peixos fan la màxima estirada en el creixement en pocs mesos. Contràriament, la segona disminució (la tercera, si es considerés que realment se'n dóna una altra just abans dels dos anys), està lligada a un període de mínim creixement en longitud. Sembla que aquest desajustament aniria lligat a l'efecte de la maduració de les gònades sobre el pes total. Així, la separació per sexes i la utilització addicional del pes eviscerat possiblement permetria clarificar més el procés. Malauradament, en aquest treball no es disposava d'aquesta informació suplementària.

Novament, apareix una forta correlació negativa entre b i $\log a$ (estimacions per regressió lineal: $r=-0.9880$; estimacions per regressió no lineal: $r=-0.9637$) (figures III.1.19.C i III.1.20.C), per bé que lleugerament menor que l'obtinguda a partir només de les dades del mostratge de novembre de 1999 (figura III.1.16).

Cohort	Campanya	edat (setmanes)	Regressió							
			log a (g/mm)	error típic	b	error típic	r ²	error típic	n	log a (g/cm)
1999	9	3	-4,677	0,258	2,883	0,154	0,9692	0,0602	11	-1,794
1999	104	8	-4,925	0,137	3,041	0,072	0,9677	0,0317	59	-1,884
1999	10	23	-4,897	0,034	2,992	0,017	0,9716	0,0239	918	-1,905
1998	6	3	-4,357	0,364	2,668	0,252	0,8039	0,0508	27	-1,689
1998	101	8	-4,440	0,139	2,775	0,073	0,9020	0,0507	158	-1,666
1998	102	14	-4,739	0,086	2,921	0,043	0,9636	0,0338	171	-1,818
1998	7	22	-4,701	0,030	2,897	0,015	0,9700	0,0269	1112	-1,804
1998	8	32	-5,011	0,028	3,045	0,014	0,9781	0,0236	1015	-1,967
1998	103	45	-5,062	0,060	3,080	0,030	0,9778	0,0248	239	-1,982
1998	9	51	-5,246	0,032	3,175	0,015	0,9566	0,0307	2086	-2,071
1998	104	56	-4,845	0,128	2,984	0,058	0,9382	0,0267	175	-1,861
1998	10	71	-5,084	0,045	3,080	0,020	0,9518	0,0232	1193	-2,004
1997	1	8	-4,672	0,063	2,904	0,033	0,9416	0,0387	495	-1,768
1997	2	16	-4,721	0,030	2,915	0,015	0,9572	0,0323	1735	-1,806
1997	3	24	-4,972	0,025	3,034	0,012	0,9744	0,0239	1554	-1,938
1997	4	35	-4,940	0,028	3,019	0,014	0,9698	0,0255	1523	-1,920
1997	5	42	-5,230	0,038	3,173	0,018	0,9669	0,0295	1025	-2,057
1997	6	51	-5,016	0,029	3,065	0,014	0,9750	0,0227	1305	-1,951
1997	101	56	-4,588	0,143	2,861	0,064	0,8903	0,0323	248	-1,727
1997	102	62	-4,630	0,220	2,874	0,097	0,8657	0,0366	135	-1,756
1997	7	70	-5,186	0,058	3,123	0,026	0,9488	0,0238	789	-2,063
1997	8	80	-5,409	0,120	3,219	0,053	0,9343	0,0263	258	-2,189
1997	103	93	-5,053	0,398	3,078	0,175	0,8635	0,0348	49	-1,975
1997	9	99	-5,782	0,122	3,399	0,052	0,9245	0,0349	346	-2,383
1997	104	104	-5,632	0,510	3,324	0,214	0,9094	0,0269	24	-2,308
1997	10	119	-5,788	0,125	3,393	0,052	0,9408	0,0301	263	-2,395
1996	1	56	-4,813	0,084	2,969	0,037	0,9141	0,0231	604	-1,844
1996	2	64	-5,087	0,090	3,080	0,039	0,9310	0,0250	455	-2,007
1996	3	72	-5,154	0,101	3,109	0,044	0,9271	0,0252	394	-2,045
1996	4	83	-5,435	0,130	3,232	0,057	0,9286	0,0286	249	-2,203
1996	5	90	-5,500	0,148	3,274	0,064	0,8981	0,0377	294	-2,226
1996	6	99	-5,687	0,139	3,353	0,059	0,9273	0,0302	251	-2,334
1996	101	104	-5,404	0,481	3,222	0,202	0,8697	0,0292	38	-2,182
1996	7	118	-5,537	0,143	3,276	0,060	0,9502	0,0259	158	-2,260
1996	8	128	-5,600	0,245	3,303	0,102	0,9401	0,0309	67	-2,298
1996	103	141	-4,506	0,520	2,850	0,217	0,9296	0,0288	13	-1,656
1996 *	9	147	-5,227	0,160	3,165	0,065	0,9674	0,0370	81	-2,062
1996 *	10	167	-5,702	0,135	3,352	0,053	0,9868	0,0267	53	-2,351
1995	1	104	-5,565	0,269	3,293	0,113	0,8854	0,0322	110	-2,272
1995	2	112	-6,422	0,452	3,644	0,188	0,8348	0,0315	74	-2,777
1995	3	120	-6,118	0,349	3,515	0,145	0,8739	0,0280	85	-2,603
1995	4	131	-5,571	0,342	3,290	0,141	0,8748	0,0320	78	-2,281
1995	5	138	-5,731	0,380	3,369	0,156	0,8428	0,0382	87	-2,362
1995 *	6	147	-5,370	0,117	3,220	0,047	0,9818	0,0380	88	-2,150
1995 *	101	152	-5,630	0,325	3,314	0,128	0,9781	0,0393	15	-2,316
1995 *	7	166	-5,630	0,178	3,315	0,070	0,9844	0,0299	36	-2,316
1995 *	8	176	-5,619	0,175	3,312	0,067	0,9770	0,0351	57	-2,307
1994 *	1	152	-5,909	0,109	3,429	0,043	0,9927	0,0246	47	-2,481
1994 *	2	160	-6,065	0,087	3,485	0,034	0,9957	0,0203	46	-2,581
1994 *	3	168	-5,761	0,077	3,367	0,030	0,9935	0,0263	80	-2,394
1994 *	4	179	-5,606	0,136	3,305	0,052	0,9869	0,0314	53	-2,301
1994 *	5	186	-5,627	0,199	3,318	0,076	0,9834	0,0361	32	-2,309

Taula III.1.8. Estimació per regressió lineal dels paràmetres log *a* i *b* del model al·lomètric estàndard, separant per edat i data, a partir de totes les dades disponibles. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Cohort	Campanya	edat (setmanes)	Regressió							
			a (g/mm)	error stand. assimpt.	b	error stand. assimpt.	R ²	n	log a (g/mm)	log a (g/cm)
1999	9	3	4,652·10 ⁻⁴	5,564·10 ⁻⁴	2,102	0,298	0,895	11	-3,332	-1,230
1999	104	8	3,645·10 ⁻⁴	2,156·10 ⁻⁶	3,310	0,133	0,930	59	-5,438	-2,129
1999	10	23	1,187·10 ⁻⁴	1,009·10 ⁻⁶	3,006	0,018	0,969	918	-4,926	-1,919
1998	6	3	6,528·10 ⁻⁵	5,230·10 ⁻⁵	2,551	0,239	0,812	27	-4,185	-1,634
1998	101	8	2,153·10 ⁻⁵	7,077·10 ⁻⁶	2,894	0,073	0,910	158	-4,667	-1,773
1998	102	14	1,610·10 ⁻⁵	3,091·10 ⁻⁶	2,949	0,041	0,963	171	-4,793	-1,844
1998	7	22	1,666·10 ⁻⁵	1,102·10 ⁻⁶	2,936	0,014	0,973	1112	-4,778	-1,842
1998	8	32	8,154·10 ⁻⁵	5,424·10 ⁻⁷	3,084	0,014	0,975	1015	-5,089	-2,005
1998	103	45	5,304·10 ⁻⁵	6,612·10 ⁻⁷	3,185	0,026	0,981	239	-5,275	-2,090
1998	9	51	6,627·10 ⁻⁵	5,045·10 ⁻⁷	3,145	0,015	0,951	2086	-5,179	-2,034
1998	104	56	1,650·10 ⁻⁵	4,175·10 ⁻⁶	2,956	0,049	0,949	175	-4,783	-1,827
1998	10	71	6,634·10 ⁻⁶	6,900·10 ⁻⁷	3,122	0,020	0,953	1193	-5,178	-2,056
1997	1	8	1,251·10 ⁻⁵	8,415·10 ⁻⁷	3,005	0,014	0,960	495	-4,903	-1,898
1997	2	16	1,251·10 ⁻⁵	8,415·10 ⁻⁷	3,005	0,014	0,960	1735	-4,903	-1,898
1997	3	24	1,124·10 ⁻⁵	6,278·10 ⁻⁷	3,023	0,012	0,976	1554	-4,949	-1,926
1997	4	35	8,930·10 ⁻⁶	5,214·10 ⁻⁷	3,073	0,012	0,972	1523	-5,049	-1,976
1997	5	42	4,349·10 ⁻⁶	3,731·10 ⁻⁷	3,237	0,018	0,964	1025	-5,362	-2,124
1997	6	51	8,850·10 ⁻⁶	6,184·10 ⁻⁷	3,082	0,014	0,973	1305	-5,053	-1,971
1997	101	56	1,753·10 ⁻⁵	5,586·10 ⁻⁶	2,937	0,062	0,900	248	-4,756	-1,819
1997	102	62	1,406·10 ⁻⁵	6,935·10 ⁻⁶	2,973	0,094	0,884	135	-4,852	-1,879
1997	7	70	5,024·10 ⁻⁶	6,781·10 ⁻⁷	3,173	0,026	0,948	789	-5,299	-2,126
1997	8	80	3,180·10 ⁻⁶	9,000·10 ⁻⁷	3,259	0,054	0,931	258	-5,498	-2,239
1997	103	93	1,280·10 ⁻⁵	1,247·10 ⁻⁵	3,008	0,185	0,860	49	-4,893	-1,885
1997	9	99	2,063·10 ⁻⁶	5,966·10 ⁻⁷	3,358	0,053	0,919	346	-5,686	-2,327
1997	104	104	5,124·10 ⁻⁶	5,852·10 ⁻⁶	3,181	0,207	0,910	24	-5,290	-2,109
1997	10	119	1,781·10 ⁻⁶	5,075·10 ⁻⁷	3,377	0,051	0,943	263	-5,749	-2,372
1996	1	56	1,371·10 ⁻⁵	2,665·10 ⁻⁶	2,992	0,037	0,916	604	-4,863	-1,872
1996	2	64	5,711·10 ⁻⁶	1,126·10 ⁻⁶	3,148	0,037	0,937	455	-5,243	-2,095
1996	3	72	5,205·10 ⁻⁶	1,198·10 ⁻⁶	3,165	0,043	0,929	394	-5,284	-2,118
1996	4	83	3,621·10 ⁻⁶	1,004·10 ⁻⁶	3,236	0,052	0,935	249	-5,441	-2,206
1996	5	90	4,864·10 ⁻⁶	1,641·10 ⁻⁶	3,194	0,063	0,892	294	-5,313	-2,119
1996	6	99	1,682·10 ⁻⁶	5,021·10 ⁻⁷	3,390	0,055	0,933	251	-5,774	-2,384
1996	101	104	5,158·10 ⁻⁶	5,571·10 ⁻⁶	3,174	0,196	0,874	38	-5,288	-2,114
1996	7	118	2,243·10 ⁻⁶	7,091·10 ⁻⁷	3,323	0,057	0,954	158	-5,649	-2,326
1996	8	128	1,935·10 ⁻⁶	1,024·10 ⁻⁶	3,350	0,095	0,951	67	-5,713	-2,363
1996	103	141	1,545·10 ⁻⁵	2,056·10 ⁻⁵	2,977	0,239	0,932	13	-4,811	-1,834
1996 *	9	147	6,827·10 ⁻⁶	1,444·10 ⁻⁶	3,142	0,035	0,983	81	-5,166	-2,024
1996 *	10	167	1,548·10 ⁻⁶	3,147·10 ⁻⁷	3,394	0,033	0,994	53	-5,810	-2,416
1995	1	104	3,188·10 ⁻⁶	2,020·10 ⁻⁶	3,265	0,115	0,886	110	-5,497	-2,231
1995	2	112	6,280·10 ⁻⁷	6,914·10 ⁻⁷	3,553	0,199	0,813	74	-6,202	-2,649
1995	3	120	1,072·10 ⁻⁶	8,753·10 ⁻⁷	3,454	0,147	0,872	85	-5,970	-2,516
1995	4	131	3,842·10 ⁻⁶	3,164·10 ⁻⁶	3,226	0,147	0,868	78	-5,415	-2,189
1995	5	138	2,279·10 ⁻⁶	1,829·10 ⁻⁶	3,334	0,142	0,860	87	-5,642	-2,309
1995 *	6	147	9,855·10 ⁻⁶	2,553·10 ⁻⁶	3,080	0,042	0,984	88	-5,006	-1,926
1995 *	101	152	6,074·10 ⁻⁶	4,742·10 ⁻⁶	3,155	0,128	0,976	15	-5,217	-2,061
1995 *	7	166	2,892·10 ⁻⁶	1,203·10 ⁻⁶	3,280	0,068	0,985	36	-5,539	-2,259
1995 *	8	176	3,952·10 ⁻⁶	1,614·10 ⁻⁶	3,231	0,067	0,978	57	-5,403	-2,173
1994 *	1	152	1,490·10 ⁻⁶	4,943·10 ⁻⁷	3,398	0,054	0,991	47	-5,827	-2,429
1994 *	2	160	6,501·10 ⁻⁷	1,531·10 ⁻⁷	3,532	0,038	0,997	46	-6,187	-2,655
1994 *	3	168	2,182·10 ⁻⁶	6,678·10 ⁻⁷	3,329	0,049	0,989	80	-5,661	-2,332
1994 *	4	179	2,736·10 ⁻⁶	1,256·10 ⁻⁶	3,289	0,074	0,981	53	-5,563	-2,274
1994 *	5	186	2,119·10 ⁻⁶	1,318·10 ⁻⁶	3,337	0,100	0,983	32	-5,674	-2,337

Taula III.1.9. Estimació per regressió no lineal dels paràmetres *a* i *b* del model al·lomètric estàndard, separant per edat i data, a partir de totes les dades disponibles. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

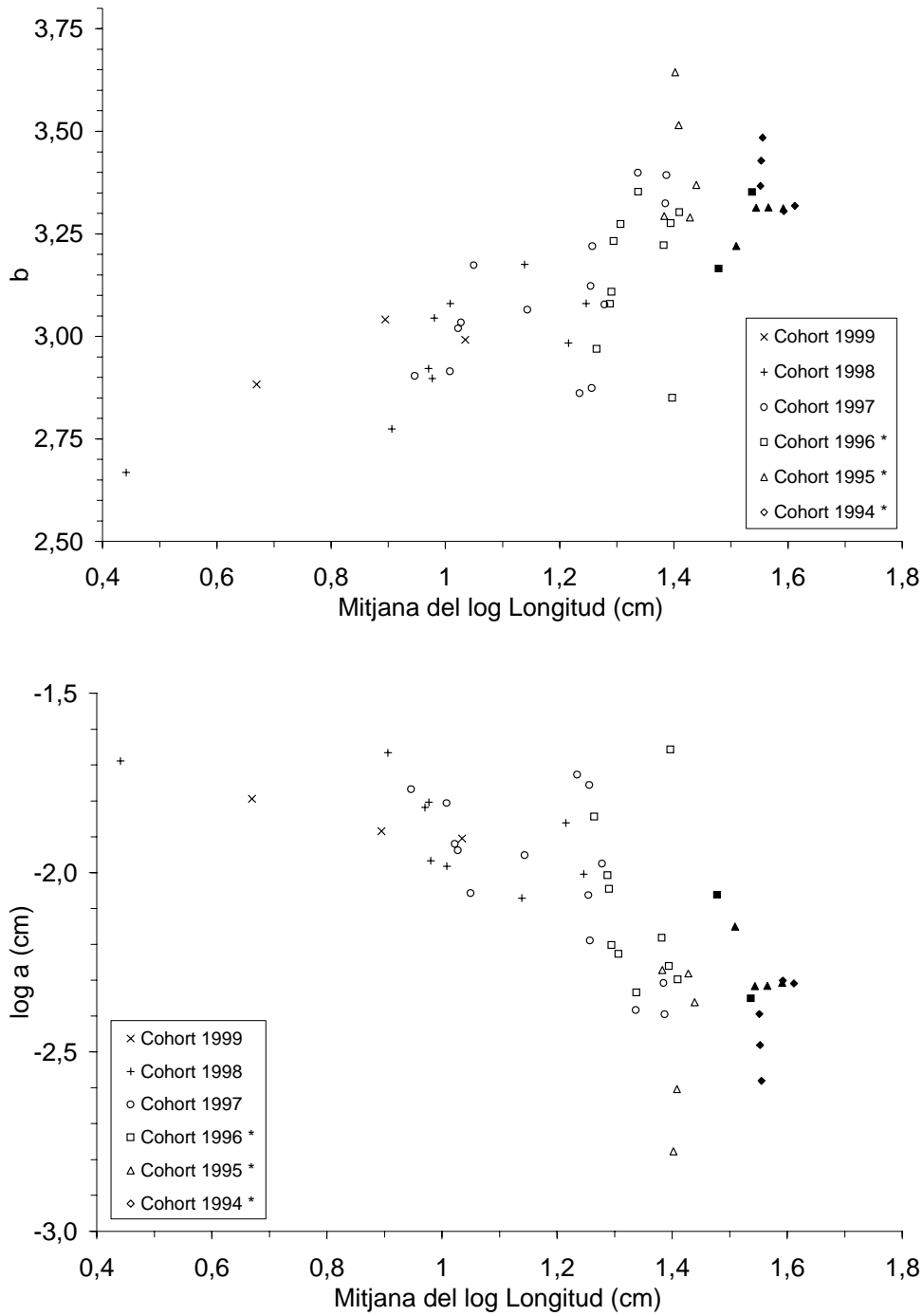


Figura III.1.17. Representació respecte de la mitjana per grup de la longitud furcal dels valors estimats per regressió lineal per als paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu la taula III.1.8). *Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

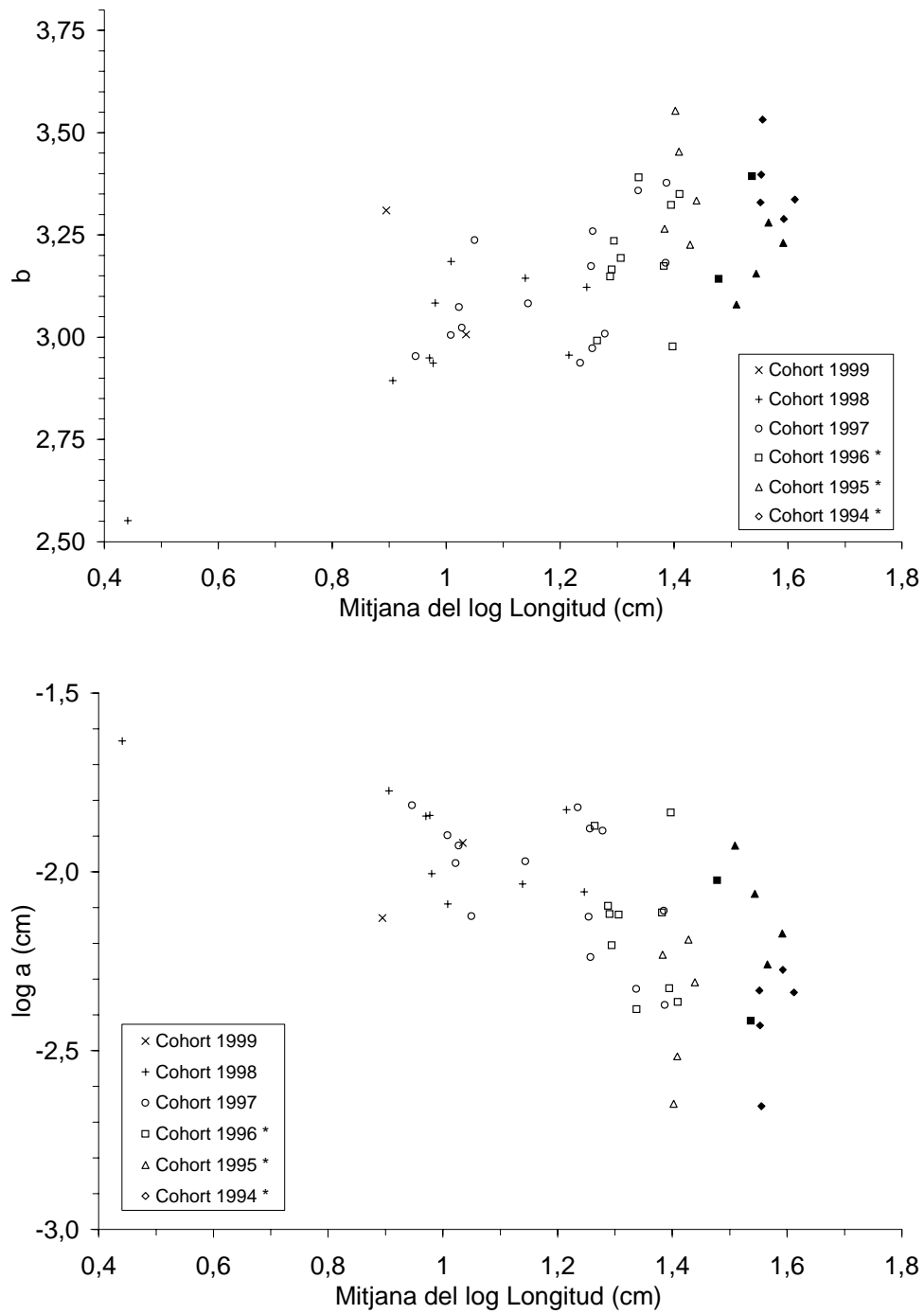


Figura III.1.18. Representació respecte de la mitjana per grup de la longitud furcal dels valors estimats per regressió no lineal per als paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu la taula III.1.9). *Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

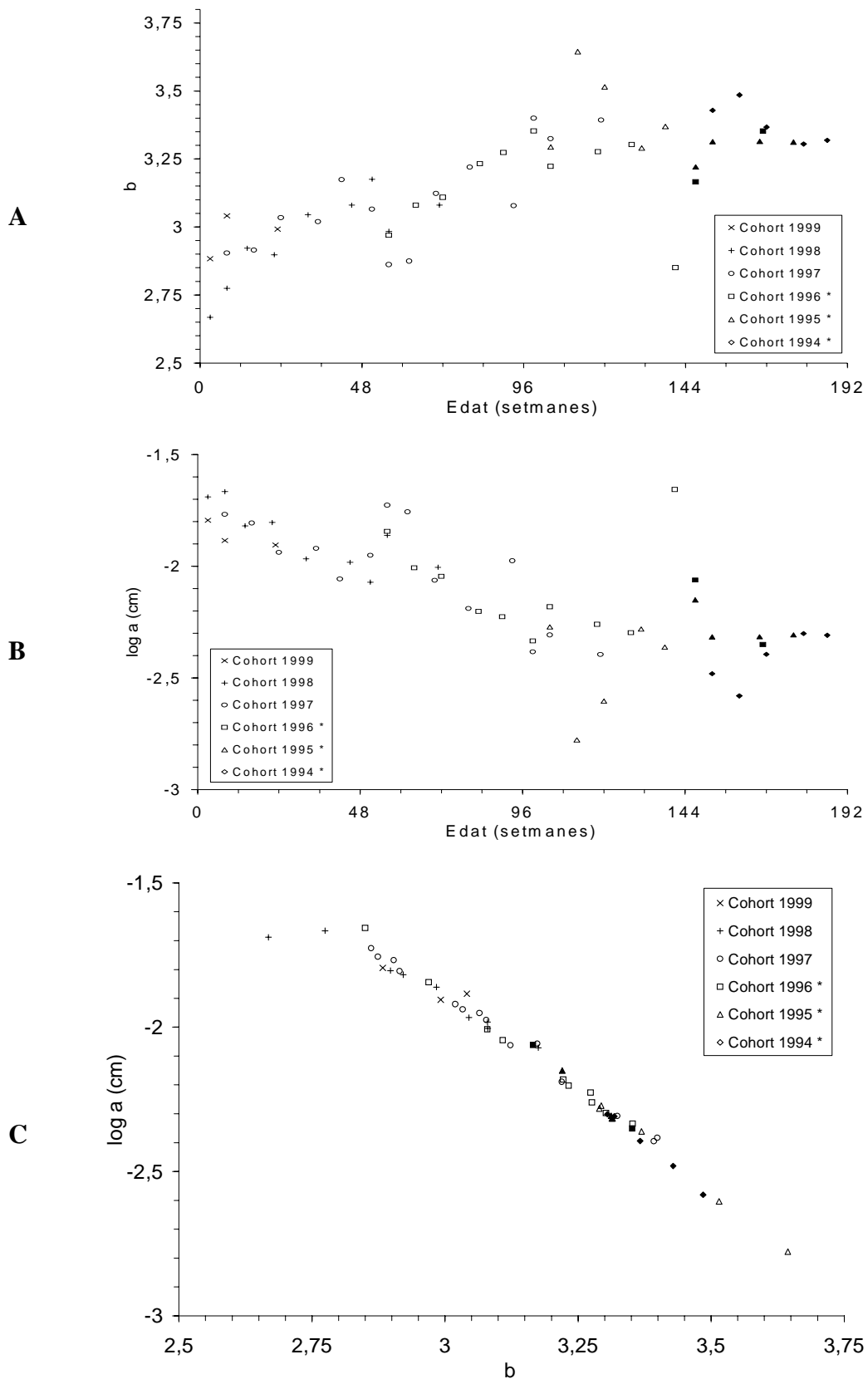


Figura III.1.19. A i B: representació respecte de l'edat dels valors estimats per regressió lineal per als paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu taula III.1.8). C: relació entre els paràmetres $\log a$ i b ($r = -0.98803$). * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

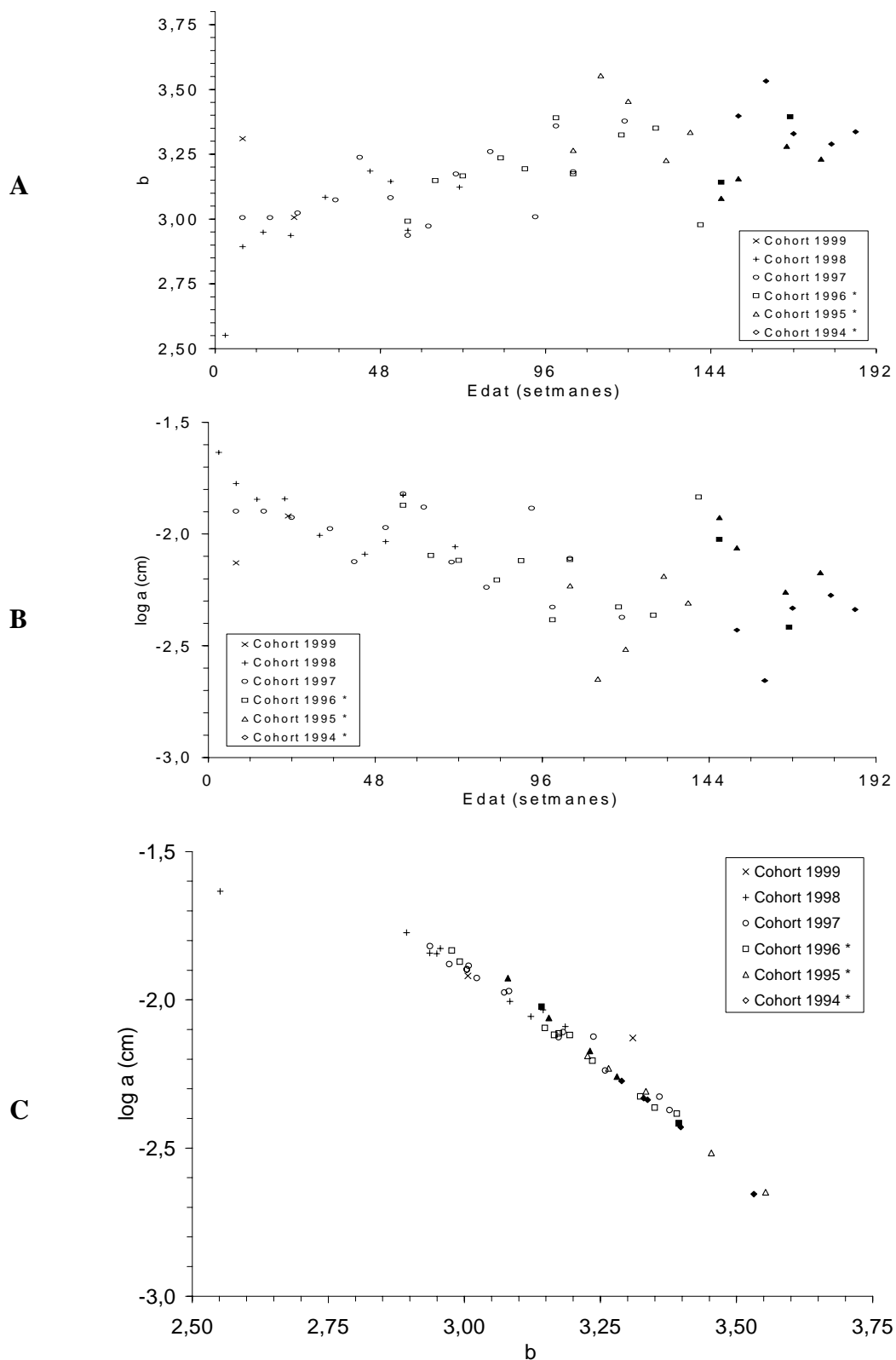


Figura III.1.20. A i B: representació respecte de l'edat dels valors estimats per regressió no lineal per als paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard (vegeu la taula III.1.9). C: relació entre els paràmetres $\log a$ i b ($r = -0.98803$). No s'han representat els casos per als quals $b < 2.5$. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

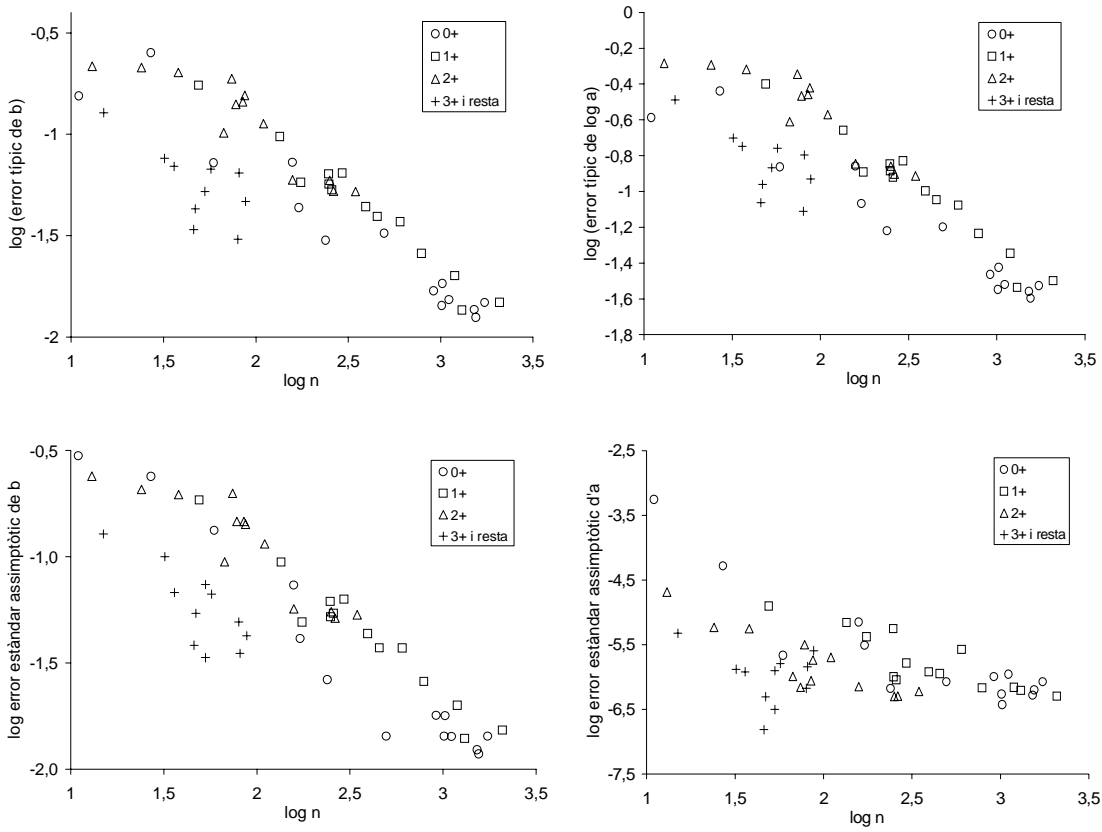


Figura III.1.21. Relació entre la precisió de les estimacions per regressió del paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndar i la quantitat de casos disponibles per a cada regressió (n). Dalt: paràmetres estimats per regressió lineal. Baix: paràmetres estimats per regressió no lineal.

Interpretació de la relació entre els paràmetres al·lomètrics

Tornant a la relació existent entre les estimacions de b i $\log a$, i d'acord amb l'equació (8) (vegeu el capítol II.6.1), el pendent (B , a partir d'ara) de la recta de regressió lineal de $\log a$ vs b es pot interpretar, després de canviar-li el signe, com el punt d'encreuament mitjà ($\log L_e$) de les diferents rectes associades a cada parell de valors b i $\log a$. Així, en el cas teòric que existís una correlació total ($r=1$) entre les estimacions dels dos paràmetres, aquestes es disposarien de manera perfecta sobre una recta el pendent B de la qual seria exactament igual a $-\log L_e$. És a dir, totes les rectes de regressió entre $\log W$ i $\log L$ s'encreuarien en el mateix punt. Això s'il·lustra en els exemples hipotètics de la figura III.1.22. Com es pot veure en aquests exemples, el fet que existeixi un únic punt de tall no condiciona el pendent de cada recta. És a dir, que pot donar-se, per exemple, un augment progressiu del b al llarg del creixement, però sempre encreuant les seves rectes, o les seves projeccions, en el mateix punt ($\log L_e$). En aquest cas s'observa com el conjunt de les rectes, sense les projeccions, ja presenten una forma general còncaua. Un altre possible origen d'aquestes diferències en els pendents b poden ésser les variacions estacionals, tal com es mostra en el segon d'aquests exemples esmentats.

Abans de continuar en aquest sentit, però, cal evidenciar que les estimacions dels paràmetres a i b no són independents entre si. La seva estimació per regressió lineal implica que presenten sempre una certa covariància negativa, de manera que desviacions per excés en l'estimació de b produeixen desviacions per defecte en l'estimació de $\log a$. Això, com ja s'apuntava més amunt, és una característica intrínseca de la regressió lineal. Per tant, per a una mateixa població amb una al·lometria invariable en el temps, diferents estimacions dels paràmetres del model al·lomètric, fetes a partir de diferents mostres globals de característiques semblants o idèntiques pel que fa a com han estat obtingudes, donaran lloc a rectes de regressió que tendiran a creuar-se en un mateix punt ($\log L_e$) respecte de la variable independent i a generar correlacions negatives entre $\log a$ i b . En aquesta situació, aquest punt coincidirà amb la mitjana de la variable independent (\bar{L}). Per aquest motiu, els límits de confiança i de predicció de la regressió formen les conegudes bandes al voltant de la recta de regressió que s'estrenyen cap al centre (cap a la mitjana de les dues variables) i s'eixamplen cap als extrems.

S'han realitzat diverses simulacions destinades a mostrar aquesta situació descrita en el context d'un hipotètic mostreig repetit sobre una població de peixos amb uns paràmetres de creixement, supervivència, capturabilitat i al·lometria predeterminats (figures III.1.23, III.1.24 i III.1.25). Com es pot veure, el rang de variació dels valors obtinguts per a ambdós paràmetres augmenta amb l'augment de la desviació típica del pes al voltant de cada valor de longitud (predeterminada en un valor fix per a cada simulació), i, al mateix temps, disminueix amb el volum de dades utilitzat (n). El mateix passa amb la covariància entre els dos paràmetres. De fet, tot això ja era d'esperar pel fet que la covariància entre les estimacions dels dos paràmetres de la regressió lineal rectilínia és directament proporcional a la variància

de la variable dependent i inversament proporcional a la mida de la mostra. Per altra banda, la correlació entre els paràmetres estimats és sempre molt elevada i similar en totes les simulacions, sense que es vegi afectada pel canvi de la covariància entre elles. El valor absolut del pendent B de la relació entre $\log a$ i b coincideix en bona mesura amb \bar{L} , la mitjana del logaritme de la longitud, tot i que el primer tendeix a sobreestimar el segon.

De tota manera, aquestes simulacions presentades fins ara tan sols permeten mostrar el fet que sempre existeix una certa covariació entre els paràmetres al·lomètrics estimats per regressió lineal a partir de mostres d'una població a la qual se li suposa una al·lometria constant i de la qual, en conseqüència, només s'estima un únic parell de valors globals per als paràmetres en qüestió. Aquest supòsit, però, ja s'ha demostrat anteriorment que no es dona per a la perca americana a Banyoles, donat que el paràmetre b presenta tant un augment al llarg del creixement com oscil·lacions estacionals.

És remarcable el fet que l'augment de b no es pot interpretar sempre com un augment de la condició, sinó que l'evolució de la condició al llarg d'un gradient de creixement de b dependrà de la posició del punt $\log L_e$. Això es descriu encara més simplificadament en els tres exemples hipotètics de la figura III.1.26. En tots tres exemples, b augmenta d'un grup a l'altre de forma que la trajectòria de les mitjanes del logaritme de la longitud presentarà una forma còncaua. Quan el punt $\log L_e$, on es creuen totes les rectes, es troba per sota de totes les mitjanes, es pot veure com la condició millora d'un grup a l'altre al llarg del creixement en longitud, perquè cada recta està per sobre de l'anterior. En canvi, quan el punt $\log L_e$ es troba per sobre de totes les mitjanes, la condició més aviat té tendència a empitjorar al llarg del creixement, sempre entenent la condició com el pes característic d'una determinada longitud. Per tant, mantenint sempre una tendència creixent en el valor de b , si el punt $\log L_e$ se situa en una posició central respecte del rang de longituds possibles d'assolir al llarg del creixement, la condició anirà disminuint en una primera fase, mentre que anirà augmentant en una segona. Per altra banda, en l'exemple hipotètic de la figura III.1.26 també s'ha il·lustrat com opera una possible variació estacional de la condició en un dels grups. Així, si suposadament a l'estiu s'ha de produir una millora de la condició respecte de l'hivern, això es reflecteix en una disminució del pendent b , i el corresponent augment d' a , quan el grup presenta un rang de longituds per sota del valor $\log L_e$. Per contra, quan el grup en qüestió es troba per sobre d'aquest punt, cal un augment de b , amb el corresponent augment d' a , per a que la condició millori, és a dir per a que la recta estival es trobi per sobre de la hivernal. Naturalment, donat que b varia contínuament al llarg del creixement, un eventual augment de la condició estival respecte de l'hivern anterior no implica necessàriament que en qualsevol estiu la condició sigui major que en tots els hiverns següents.

A la pràctica, és clar, la correlació entre b i $\log a$ no és total. Però en el cas de la perca americana de l'Estany de Banyoles és molt elevada, cosa que indica que hi ha un rang de longituds relativament estret on es produeixen la major part d'encreuaments. A les figures III.1.27.A i III.1.28.A es mostren les rectes ajustades per regressió lineal de $\log a$ vs b a partir

de les estimacions prèvies obtingudes mitjançant regressió lineal i regressió no lineal, respectivament. A les taules III.1.10 i III.1.11 apareixen els resultats numèrics d'aquestes regressions. Com es pot veure, els valors de B obtinguts per regressió lineal es situen, quan s'eliminen el casos en què b és menor que 2,75 (peixos molt petits), sobre el valor -1,3 (amb un error típic de l'estimació petit), que correspon a un L_e igual a 20 cm, aproximadament. Aquesta longitud és, també aproximadament, la longitud de maduració de la perca americana a l'Estany de Banyoles (Vila 1996). La coincidència es pot explicar per dues vies, segurament complementàries i no necessàriament excloents.

En primer lloc, l'existència d'un canvi en l'al·lometria associat a la maduració sexual, canvi que es produiria en un vèrtex situat en la longitud de maduració. En el cas de la perca americana a Banyoles, ja s'ha mostrat com dues regressions lineals independents efectuades sobre dos subgrups de dades separats per una longitud propera a la de maduració descriuen millor l'al·lometria de la població que no pas si es fa conjuntament. D'aquesta manera, la maduració gonadal comportaria un augment del pendent b de l'al·lometria dels adults respecte dels immadurs. Per descomptat, això es donarà pràcticament sempre que s'utilitzi el pes total, si és certa la hipòtesi que la maduració de les gònades, i per tant el seu increment en pes i el del peix sencer, es realitza a costa del creixement en longitud. De fet, però, en moltes espècies s'ha descrit una major condició dels grups de talla més gran respecte dels altres o dels adults respecte dels immadurs, tant utilitzant el pes total com l'eviscerat (Cone 1989). Aquest augment de la condició pot anar lligat tant a un canvi del paràmetre a , que habitualment es considera com indicatiu de la condició, com de b , encara que en la major part d'estudis de condició aquest darrer es considera homogeni o invariable.

En segon lloc, la coincidència de $-B$ amb la longitud aproximada de maduració, també es pot explicar per les variacions estacionals de b i a , ja exposades, i, en definitiva, de la condició. Aquestes variacions, en forma d'oscil·lació, disminuirien al llarg de la longitud fins a un cert punt, mentre que a partir d'aquest punt augmentarien progressivament. El fet que aquest punt coincideixi o sigui proper a la longitud de maduració fa més explicables aquestes oscil·lacions esmorteïdes en una longitud central. L'explicació estaria en la combinació de dos processos, la disminució de l'afectació de l'estacionalitat sobre la condició a mesura que el peix creix en longitud, per una banda, i per l'altra, l'augment de la variació estacional del pes total al llarg del creixement com a conseqüència de l'augment progressiu de la fecunditat, a partir de la maduració.

Aquests dos processos no necessàriament han d'ésser sincrònics, de manera que la variació cíclica de la condició tendeix a produir mínims hivernals, mentre que la variació cíclica en el pes gonadal, i per tant en el pes dels adults, produeix mínims just després de la reproducció. En el cas de la perca americana, aquest mínim se situaria entre els mesos d'agost i octubre (Vila 1996). La manca de sincronisme entre els dos tipus d'oscil·lacions estacionals explicaria el desfasament detectat entre els mínims valors de b que es donen en la seva trajectòria ascendent al llarg de l'edat (figura III.1.19). Aquest desfasament, ja posat de manifest

anteriorment, es reflectia en el fet que el primer mínim clar es produïa el segon estiu de vida, mentre que el següent mínim clar en b es produïa el tercer hivern. Entremig hi havia un possible mínim no molt clar, que se situa en el tercer estiu, justament quan la major part de peixos maduren sexualment, i per tant quan la majoria assoleixen la longitud de 20 cm. El fet que els paràmetres estimats en els grups de peixos de dos anys presentin els errors típics o asimptòtics majors, fins i tot més grans que els de les estimacions dels més vells (figura III.1.21), segurament també estaria en relació amb aquesta barreja de processos que afecten la variació del pes total. Els majors errors s'expliquen si es té en compte que no tots els peixos són madurs el tercer estiu de vida, de manera que en aquesta edat es combinen diferents comportaments en l'evolució interanual de la condició en funció de l'estat del procés de maduració de cada individu.

Així doncs, semblen donar-se alhora les dues vies argumentals exposades per explicar la coincidència del valor absolut del pendent B de la relació entre b i $\log a$ amb el logaritme de la longitud de maduració, almenys en el cas de la perca americana a l'Estany de Banyoles. Totes dues vies s'han intentat reflectir en l'exemple hipotètic de la figura III.1.26, en el qual s'ha introduït tant un pendent mitjà superior per a les rectes dels grups de longitud major a L_e com variacions cícliques d'aquest mateix pendent en tots els grups.

Ara bé, cal ésser prudent amb tota aquesta interpretació del valor de B , donat que els encreuaments es donen realment en molts punts diferents al llarg de la variable longitud, malgrat que la majoria ho facin prop de la longitud de maduració. De fet, també s'ha efectuat una regressió curvilínia (polinomi de $2n$ grau) sobre els valors de b i $\log a$ (figures III.1.27.A i III.1.28.A), amb la qual s'ha obtingut un millor ajustament en tots els casos, tal com es desprèn de la comparació dels coeficients de determinació ajustats (taules III.1.10 i III.1.11), i també dels respectius gràfics de residus estandarditzats respecte de b (figures III.1.27.B, III.1.27.D, III.1.28.B i III.1.28.D). Els residus dels models rectilinis mostren una clara forma arquejada que desapareix en el cas dels residus dels models curvilinis. D'entrada es podria pensar que aquesta manca de linealitat està vinculada a la manca de linealitat que també es presenta entre les variables pes i longitud transformades logarítmicament. Però això no ha d'ésser necessàriament així, com ja s'ha il·lustrat en l'exemple de la figura III.1.22, en el qual, sense introduir cap grau de curvatura entre $\log a$ i b , s'observa una forma general còncaua en la relació \log longitud - \log pes, degut simplement a l'augment progressiu de b . En la figura III.1.29 es mostra un nou exemple hipotètic en què la relació entre b i $\log a$ és curvilínia. El més remarcable és la pèrdua d'utilitat del pendent B com a estimador d'un hipotètic punt $\log L_e$ on es donen tots els encreuaments, donat que, de fet, aquest punt deixa d'existir en aquesta situació.

Per intentar comprendre millor la forma observada de la dispersió tant dels valors de b i $\log a$ estimats com dels residus de llur regressió (figures III.1.27 a III.1.28), s'han realitzat tres noves sèries de simulacions amb un cert grau d'estocasticitat (figures III.1.30, III.1.31 i III.1.32). A diferència de les simulacions explicades una mica més amunt, en aquest cas s'han

separat les mostres extretes de les dades simulades en grups d'edat per a cada data, i s'han estimat per regressió lineal els paràmetres del model al·lomètric per a cadascun de forma semblant a com s'ha fet amb les dades observades de Banyoles.

En la primera sèrie d'aquestes simulacions (figura III.1.30) s'ha predeterminat una al·lometria de partida constant per a tots els grups (a i b constants), és a dir, invariable entre les dates de captura (malgrat que també s'ha predeterminat un creixement individual marcadament estacional), així com entre els grups d'edat en cada data. Per tant, la relació de partida entre la longitud i el pes (transformats logarítmicament) és completament rectilínia. Però, donat que en cada simulació tant el nombre de casos (n) com l'amplitud pel que fa a la variable independent (logaritme de la longitud), varien notablement entre els grups per als quals s'estimen separatament els paràmetres al·lomètrics, també varia clarament l'amplitud del rang de dispersió d'aquestes mateixes estimacions d'un grup a l'altre. Així, centrant-nos en les estimacions de b , a mesura que augmenta la longitud mitjana, i també l'edat, hi ha primer una disminució de l'amplitud del rang de dispersió de les seves estimacions fins arribar a un mínim, seguit després d'un augment. Com ja s'ha mostrat en les anteriors simulacions, i també com ja és ben sabut, com més petit és el nombre de dades disponibles per a una regressió en concret, menor és la precisió de les estimacions del coeficient de regressió lineal. A més, per a una mateixa quantitat de dades, a menor amplitud de la variable independent, també s'obté una menor precisió en l'estimació de b . Generalment, a mesura que augmenta l'edat d'una cohort de peixos disminueix l'amplitud del seu rang de dispersió pel que fa a la longitud transformada logarítmicament. També sol disminuir el nombre de captures, i per tant de dades disponibles per grup, encara que poden tenir un pic màxim cap a una posició intermèdia en l'espectre total de longituds, en funció tot plegat de la combinació de les corbes de capturabilitat i supervivència. Dins de cada sèrie de simulacions fetes, s'ha escollit una única combinació de paràmetres fixos per a aquestes corbes, definint una situació considerada *a priori* com a realista o propera a la població d'estudi i el mostreig aplicat, i malgrat que, per descomptat, podria haver-se'n triat una altra que hauria generat resultats diferents però probablement igualment il·lustradors dels aspectes que aquí es volen ressaltar.

Els gràfics de residus de la regressió de $\log a$ vs b d'aquesta primera sèrie de regressions (figura III.1.30) mostren unes curioses formes de creu que són producte també de les diferències entre grups pel que fa a la forma i quantitat de les dades. El centre d'aquesta creu tendeix a situar-se en les coordenades definides pels valors dels paràmetres al·lomètrics prefixats prèviament (3 i -5, respectivament) pel que fa al gràfic $\log a$ vs b , o en les coordenades 3 i 0 pel que fa als gràfics de residus de la regressió entre si. Així doncs, quan l'estimació de b és propera a 3, el valor poblacional prefixat, l'estimació aparellada de $\log a$ tendeix a concentrar-se també al voltant del valor poblacional prefixat (-5), sigui quin sigui el grup en qüestió i la forma i quantitat de les seves dades. En canvi, per als grups de menor longitud mitjana, les estimacions a la baixa del paràmetre b tendeixen a anar aparellades amb estimacions de $\log a$ amb residus negatius, mentre que les estimacions a l'alça de b van aparellades amb residus positius. Aquesta situació es va modificant a mesura que creix la

longitud mitjana dels grups de peixos, fins que, a l'altre extrem, els grups de major longitud mitjana presenten una situació capgirada respecte dels més petits, en la qual les estimacions a la baixa de b es corresponen amb residus positius, i viceversa. Aquest fenomen, que acaba produint les formes en creu que s'observen en els gràfics de residus, és degut precisament al mateix augment de la longitud mitjana de cada grup. Així, per a un mateix valor estimat pel pendent b , ja sigui una sobreestimació o una subestimació del valor poblacional, en grups amb diferent longitud mitjana, com més gran sigui aquesta menor serà el valor estimat per a l'ordenada a l'origen ($\log a$), degut al corriment cap a la dreta (en l'eix de les abscisses) de la recta. Pel que fa al pendent B de la regressió de $\log a$ vs b , no sembla possible a partir d'aquesta sèrie de simulacions, donar-li cap significat d'utilitat. De fet, tan sols marca aquella longitud en què els residus de la regressió esmentada tendeixen a ésser zero sigui quina sigui l'estimació de b . Lògicament, i d'acord amb el fenomen que ara s'ha explicat, aquesta longitud es troba en una posició intermèdia en el rang de longituds observades. El seu valor exacte depèn alhora de diversos factors com la quantitat de grups, la quantitat de dades dins de cada grup i, sobretot, l'amplitud i la posició del rang de longituds que presenta cadascun. Per tant, tal com ja s'advertia anteriorment, la utilitat de B és molt o completament discutible, fins i tot quan existeix una regressió esperada rectilínia, com és el cas d'aquestes simulacions.

De les simulacions de la figura III.1.30, també se n'extreu l'evidència que la covariància entre b i $\log a$, i en definitiva també la precisió d'ambdues estimacions, depenen fortament de la desviació típica de la variable dependent (logaritme del pes) al voltant de cada valor de la independent. Però, a més, degut al repartiment de les dades disponibles entre els diferents grups realitzats, que fa disminuir (i desigualar) la quantitat de dades disponibles per a cada regressió, augmenta la covariància entre els paràmetres estimats i alhora disminueix la precisió de les seves estimacions, respecte d'estimacions amb totes les dades conjuntament, com les realitzades en les simulacions de les figures III.1.23, III.1.24 i III.1.25.

En qualsevol cas, però, aquestes primera sèrie de simulacions no mostren una forma únicament convexa en la dispersió dels residus de la regressió lineal entre els paràmetres al·lomètrics, tal i com s'observa en els residus obtinguts per a la població d'estudi (figures III.1.27 i III.1.28). Les formes convexes apareixen en les altres dues sèries de simulacions quan els valors poblacionals o de partida per als paràmetres del model al·lomètric estàndard deixen d'ésser fixes en el temps (figures III.1.31 i III.1.32).

A la figura III.1.31 es mostren tres simulacions en les quals l'al·lometria de base es defineix per a un model curvilini còncav (polinomi de $2n$ grau), en el qual el pendent va augmentant a mesura que els peixos creixen en longitud. De fet, l'augment d'aquest pendent (homologable a la b del model al·lomètric estàndard) es descriu mitjançant un polinomi de $1r$ grau que no és altre que la primera derivada del polinomi anterior. En canvi, l'evolució d'una hipotètica ordenada a l'origen (homologable a $\log a$ del model al·lomètric estàndard) corresponent a cada pendent, si bé és a la baixa com era d'esperar, no segueix una trajectòria rectilínia sinó una de corbada, per bé que no s'ha il·lustrat a la figura III.1.31. Per altra banda, a la figura

III.1.32 es mostren dues simulacions en què l'al·lometria suposada per a la població es modelitza separatament per a cada paràmetre del model estàndard mitjançant dos polinomis de 1r grau independents, que donen lloc a una trajectòria esperada de $\log a$ vs b rectilínia.

Com era d'esperar, la relació entre els parells $\log a$ i b de les simulacions de la figura III.1.31 es descriuen millor mitjançant un model de regressió curvilini, cosa que es manifesta clarament en la forma convexa que presenten els residus de la regressió lineal entre si. Però també en les altres simulacions (figura III.1.32), malgrat que la modelització de partida no ho faria preveure, apareix una certa convexitat en els residus. La forma convexa es fa més evident quan el punt únic esperat d'encreuament de totes les rectes al·lométriques ajustades ($\log L_c$) es troba en una posició central respecte del rang de valors observats per a la variable dependent ($\log L$), com sembla donar-se en la població real en estudi. Per tant, sembla que qualsevol d'aquestes dues formes alternatives de modelització d'un al·lometria que varia al llarg del creixement seria d'utilitat a l'hora de descriure l'al·lometria de la perca americana a Banyoles. Malgrat tot, una comparació superficial dels residus de les simulacions que ara es comenten amb els obtinguts de les dades observades per a Banyoles indicaria que la modelització per via d'un únic model curvilini seria més apropiada. A tot això cal afegir que aquestes simulacions indiquen que la covariància entre b i $\log a$, estimats sobre diferents grups amb longitud mitjana creixent d'una mateixa població, augmenta clarament quan la modelització de base preveu una evolució o un canvi en el temps d'aquests paràmetres, en relació a les situacions en què l'al·lometria és fixa. Per tant, s'evidencia que una part d'aquesta covariància s'explica per la quantitat de dades (n) i la desviació típica (σ) de la distribució normal del pes al voltant de l'espectre observat de longituds, i l'altra part, per la variació en el temps de l'al·lometria, quan es dona.

Finalment, tornant a les estimacions obtingudes a partir de les dades reals, tot es complica encara una mica més quan s'observa que part de la dispersió no explicada en la relació entre b i $\log a$, tant en l'ajustament del model rectilini com del curvilini (figures III.1.27.A i III.1.28.A), presenta una clara variació estacional. Això es pot veure en tots els gràfics de residus estandarditzats de les figures III.1.27 i III.1.28, en els quals s'observa com els residus corresponents als grups de peixos pescats d'abril a juliol se situen a la banda alta. Quan es representen aquests residus respecte de l'edat, apareixen unes oscil·lacions estacionals ben evidents. Per tant, $\log a$ no només varia en relació a b sinó també al moment de l'any. Així doncs, la correlació entre b i $\log a$ augmentaria si només es prenguessin els grups de peixos pescats a la mateixa època de l'any, com de fet ja s'ha observat anteriorment (figura III.1.16).

De tota manera, les oscil·lacions que es donen en els paràmetres b i a no han d'explicar necessàriament les oscil·lacions que apareixen en la seva relació. És a dir, es podrien donar les primeres sense que es produïssin les segones, com ja s'ha il·lustrat en els exemples hipotètics de les figures III.1.22 i III.1.29. Però, si fos així en el cas de la perca americana a l'Estany de Banyoles, no apareixerien les oscil·lacions estacionals detectades en els residus, sinó que el valor d'aquests seria independent de l'època de l'any. Un motiu més per pensar que ambdós

tipus d'oscil·lació no van completament, o gens, lligats és el fet que el desfasament que aparentment es dona en les primeres, i que ja s'ha comentat més amunt, no sembla presentar-se en les segones, les quals presenten un màxim clar al voltant de cada aniversari (juny). Cal admetre, però, que la comparació a aquest nivell dels dos tipus d'oscil·lacions requeriria més dades, o bé dades amb encara menys dispersió al voltant d'aquestes trajectòries ondulades. Les segones oscil·lacions sense les primeres també són possibles teòricament, encara que no sigui la situació que es dona en la perca americana a partir de les dades disponibles. De fet, allò que s'hi dona és la combinació de les dues.

Mitjançant dos nous exemples hipotètics (figures III.1.33 i III.1.34), s'intenta il·lustrar simplificadorament aquestes dues formes d'oscil·lacions estacionals. En cada figura hi ha una primera situació amb oscil·lacions només en la relació entre b i $\log a$, de manera que només $\log a$ varia cíclicament, i una segona situació on s'afegeixen oscil·lacions estacionals en els valors mateixos de b , que es transmeten també a $\log a$ i s'afegeixen a les anteriors. Com en tots els anteriors exemples hipotètics, s'ha escollit una tendència central ascendent en b i, en conseqüència, descendent en $\log a$. En aquests exemples, s'ha reduït l'oscil·lació estacional en la relació entre b i $\log a$ a dues situacions contraposades que podrien correspondre, per exemple, a un màxim estival i un mínim hivernal. Això s'aconsegueix atribuint una ordenada a l'origen estival A_s major que l'hivernal A_h en la relació entre els paràmetres al·lomètrics (A'_s i A'_h , si aquesta relació és curvilínia i descrita amb un polinomi de $2n$ grau). A més, en l'exemple, tot i que no ha d'ésser necessàriament d'aquesta manera, el pendent de cada estació (B_s i B_h) s'ha mantingut igual i, per tant, el punt d'encreuament ($\log L_e$) de totes les projeccions de les rectes per a cada estació es dona al mateix punt pel que fa a la variable dependent (\log Longitud). Però, com es pot veure gràficament, el valor $\log L_e$ estimat com el valor absolut del pendent d'una única recta ajustada a tots els casos conjuntament no concorda amb el ($\log L_e$). Quan la relació entre els paràmetres b i $\log a$ és curvilínia, no hi ha cap coincidència entre els pendents de les tres rectes ajustades a les dades (estiu, hivern i conjuntament), malgrat que entre les situacions hipotètiques d'estiu i hivern només varia A' ($A'_s > A'_h$), mentre que es mantenen invariables els altres paràmetres del model que descriu la relació entre b i $\log a$ (B' i C).

Si A varia estacionalment però no ho fa B , obtenim trajectòries paral·leles en la relació entre b i $\log a$. Això només implicarà que el pes o la condició en la longitud L_e variarà també estacionalment (figura III.1.33), de manera que, sovint, en aquesta longitud hi haurà una màxima condició estival i una mínima hivernal. Però això no serà extrapolable a la comparació de qualsevol grup, donat que b augmenta al llarg de la longitud. És a dir, no necessàriament la condició serà millor a l'estiu, tot i que es doni un increment estival del paràmetre A ($A_s > A_h$).

L'anàlisi de tots aquests exemples hipotètics (figures III.1.22, III.1.26, III.1.29, III.1.33 i III.1.34) i simulacions (figures III.1.23, III.1.24, III.1.25, III.1.30, III.1.31 i III.1.32) permet descriure separadament les principals formes de variació que es donen en els paràmetres del

model al·lomètric típic, algunes de les quals semblen donar-se alhora almenys en la perca americana a l'Estany de Banyoles. Així doncs, aquestes variacions es poden descriure mitjançant diversos models alternatius al model al·lomètric estàndard, alguns dels quals ja s'haurien proposat. Per bé que la situació descrita en l'exemple de la figura III.1.35 seria la que més s'hi acostaria, donat que engloba totes les formes de variació trobades, també correspondria al model més complex i, en qualsevol cas, un model pel qual no s'ha provat cap formulació matemàtica en aquest treball. En aquest context, no tindria cap sentit l'estimació i la interpretació de $\log L_e$, com s'ha fet anteriorment. Ara bé, és evident que aquests exemples s'han forçat per a què il·lustressin visualment el que es pretenia. En realitat, almenys en el cas de la perca americana, el grau de curvatura de la relació $b - \log a$ és molt petit, cosa que es manifesta en el fet que l'ajustament del model curvilini és molt poc, encara que significativament, millor que l'ajustament del model rectilini. Tampoc la variació estacional en aquesta relació entre els paràmetres b i $\log a$, malgrat ésser molt evident (figures III.1.27 i III.1.28), sembla tenir un efecte molt remarcable sobre l'evolució d'aquests paràmetres, donat que la seva correlació lineal continua essent molt elevada després de conjuntar totes les estimacions de b i $\log a$ independentment de l'època de l'any (figura III.1.20) (taula III.1.8). En definitiva, doncs, les principals formes de variació dels paràmetres al·lomètrics, però no les úniques, són les inicialment descrites, és a dir: una tendència central a l'augment al llarg del creixement en el cas de b , i a l'inversa en $\log a$, juntament amb una variació estacional de tots dos paràmetres.

En la figura III.1.35 s'han representat, separatament segons el mètode d'estimació dels paràmetres b i a (taules III.1.8 i III.1.9), totes les rectes corresponents a cadascun dels grups per als quals s'han estimat. Les rectes s'han projectat tot al llarg del rang sencer de valors observats del logaritme de la longitud. A més a més, s'hi assenyala el valor de $\log L_e$, obtingut a partir del valor absolut del pendent B corresponent (taules III.1.10 i III.1.11). Com es pot veure, en tots dos casos el conjunt de totes les rectes presenta una forma de feix que s'estreny en un punt intermedi. Aquest punt estret intermedi coincideix pràcticament amb la vertical del valor $\log L_e$, que, al seu torn, com ja s'ha explicat anteriorment, coincideix en bona mesura amb el logaritme de la longitud de maduració.

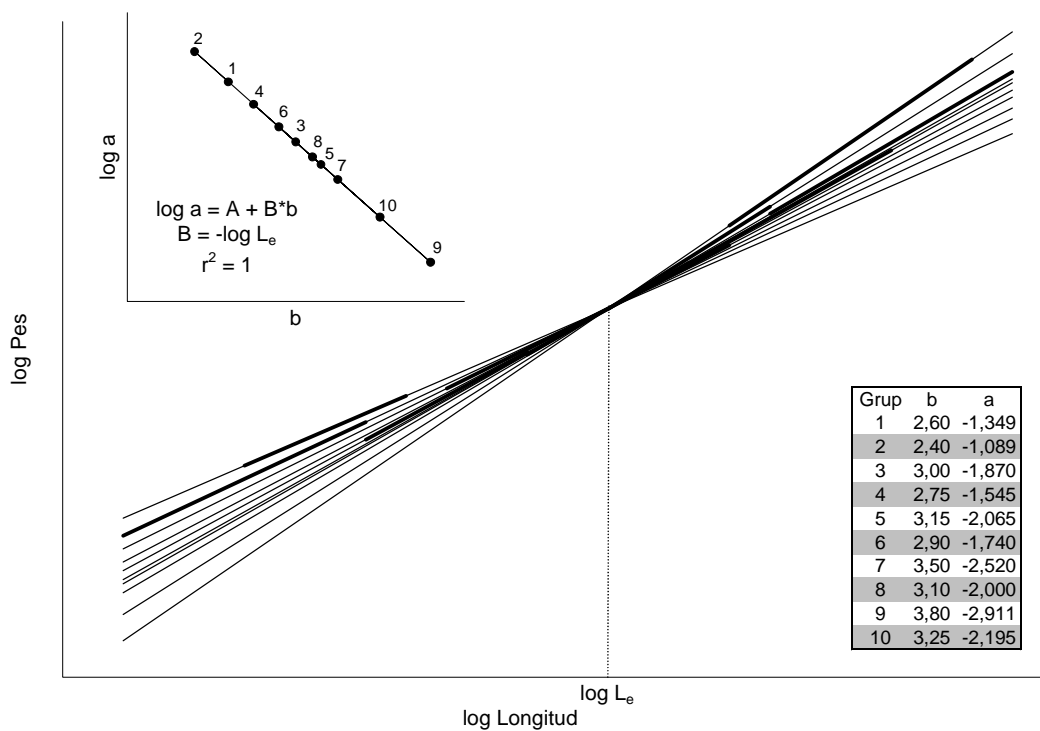
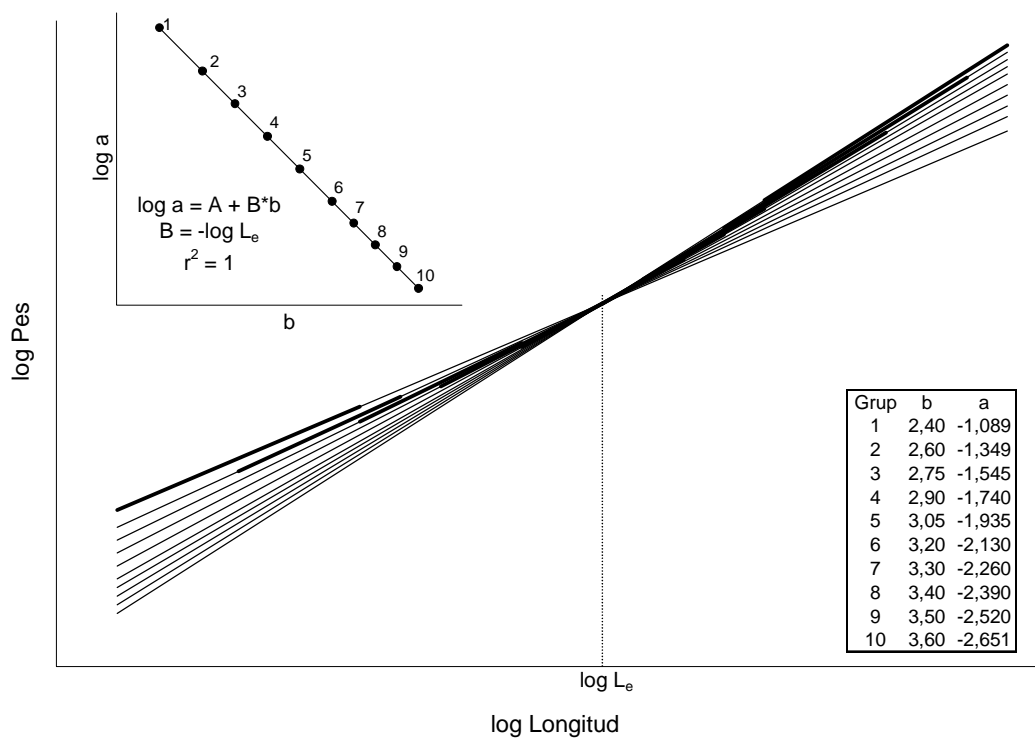


Figura III.1.22. Exemples hipotètics de relació longitud-pes amb el model al·lomètric estàndard dins de diferents grups de casos (grups d'edat, per exemple). La relació entre els paràmetres $\log a$ i b és rectilínia, on el valor absolut del pendent B de la recta ajustada equival a la longitud d'encreuament única entre totes les rectes $\log L - \log W$. Dalt: augment progressiu d'un grup a l'altre del valor de b , i disminució aparellada del de $\log a$. Baix: oscil·lacions en el valor de b (estacionals, per exemple; els valors marcats en gris a la taula podrien correspondre a mínims hivernals) combinades amb una tendència central a l'augment del valor d'aquest mateix paràmetre, i oscil·lacions i disminució aparellades del de $\log a$.

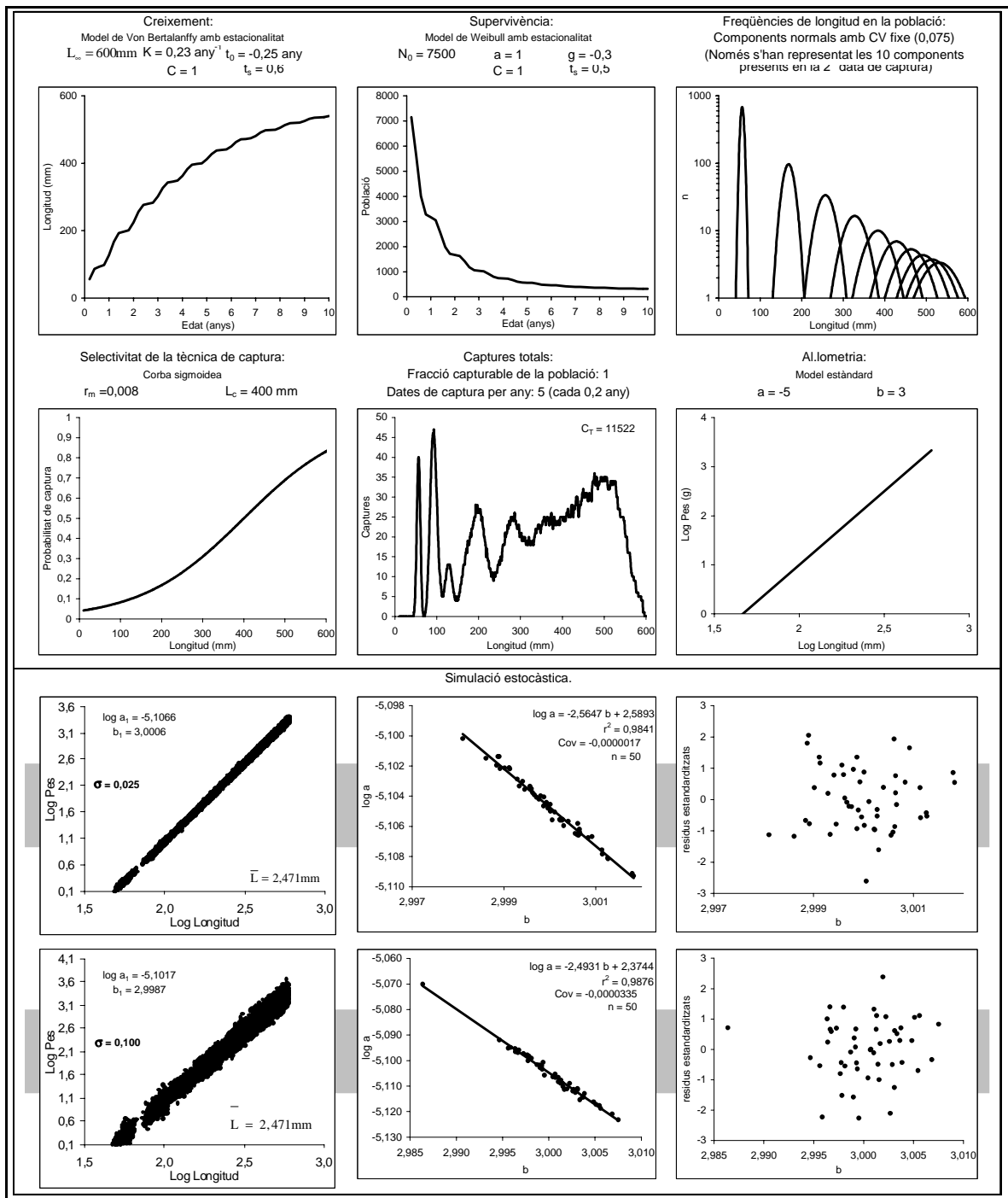


Figura III.1.23. Simulació de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres del model al·lomètric estàndard ($\log a$ i b), obtingudes a partir de les mostres senceres. Quadre superior: predeterminació de la forma de les mostres, sempre idèntica, mitjançant una mínima modelització de la població de base i de les captures (valors dels paràmetres fixos). Quadre inferior: simulació estocàstica de dues sèries de 50 mostres independents on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant, però diferent en cada sèrie. Estimació per regressió lineal dels paràmetres a_i i b_i ($0 < i \leq 50$) a partir de cada mostra (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal entre els paràmetres a_i i b_i estimats anteriorment. Càlcul i representació dels residus d'aquesta regressió.

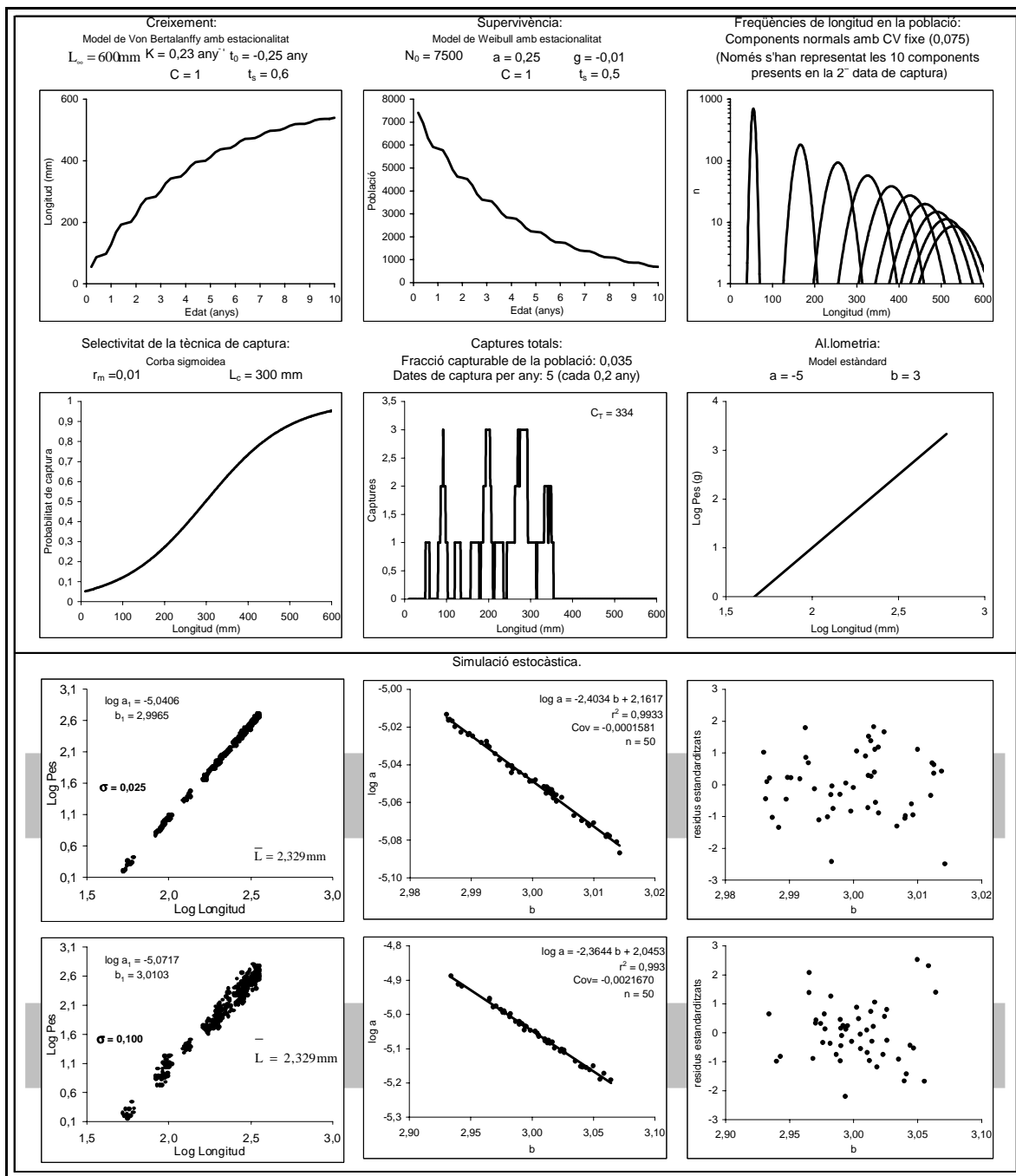


Figura III.1.24. Simulació de mostres independents extrems d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres del model al·lomètric estàndard ($\log a$ i b), obtingudes a partir de les mostres senceres. Quadre superior: predeterminació de la forma de les mostres, sempre idèntica, mitjançant una mínima modelització de la població de base i de les captures (valors dels paràmetres fixos). Quadre inferior: simulació estocàstica de dues sèries de 50 mostres independents on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant, però diferent en cada sèrie. Estimació per regressió lineal dels paràmetres a_i i b_i ($0 < i \leq 50$) a partir de cada mostra (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal entre els paràmetres a_i i b_i estimats anteriorment. Càlcul i representació dels residus d'aquesta regressió.

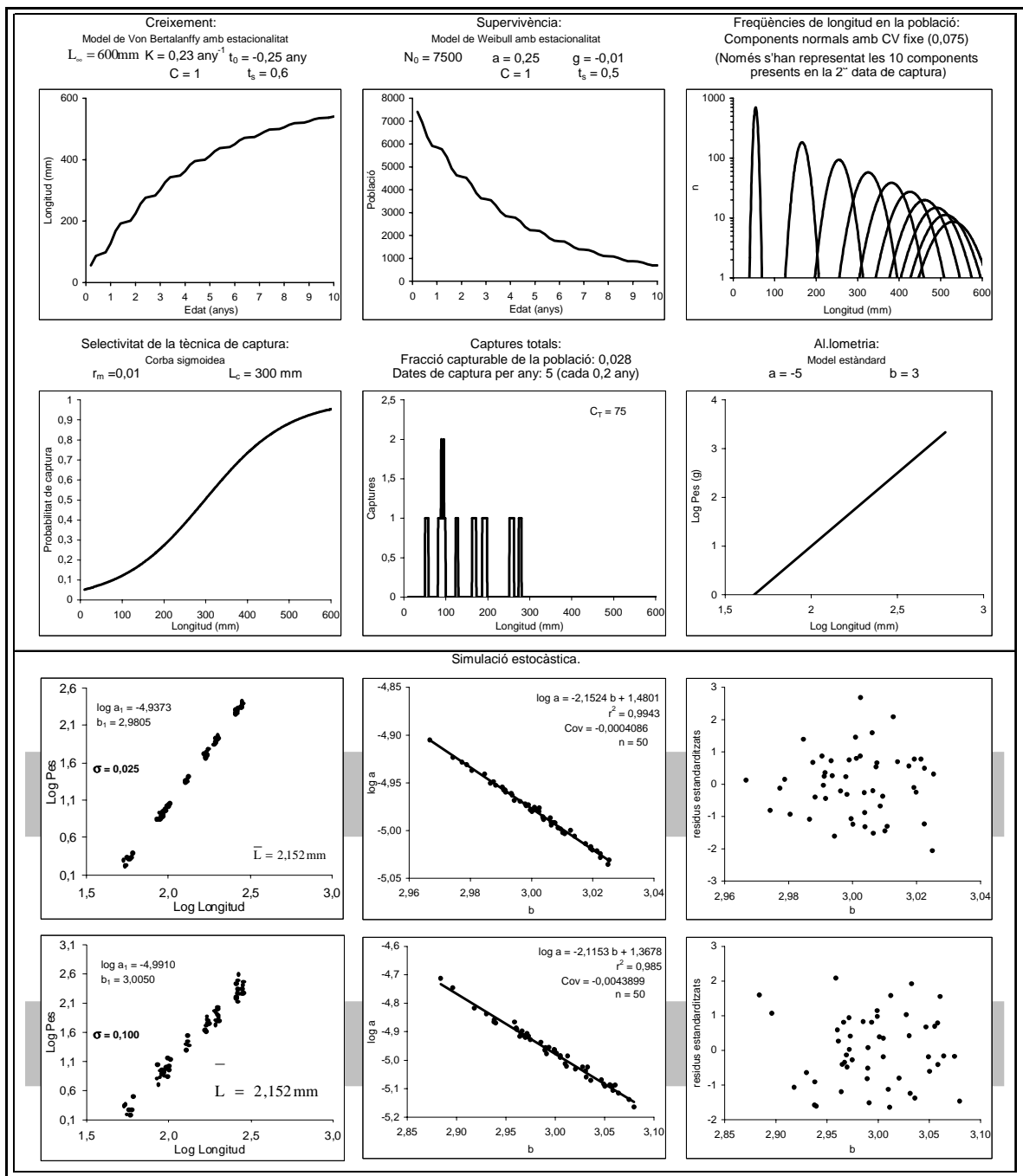


Figura III.1.25. Simulació de mostres independents extrems d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres del model al·lomètric estàndard ($\log a$ i b), obtingudes a partir de les mostres senceres. Quadre superior: predeterminació de la forma de les mostres, sempre idèntica, mitjançant una mínima modelització de la població de base i de les captures (valors dels paràmetres fixos). Quadre inferior: simulació estocàstica de dues sèries de 50 mostres independents on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant, però diferent en cada sèrie. Estimació per regressió lineal dels paràmetres a_i i b_i ($0 < i \leq 50$) a partir de cada mostra (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal entre els paràmetres a_i i b_i estimats anteriorment. Càlcul i representació dels residus d'aquesta regressió.

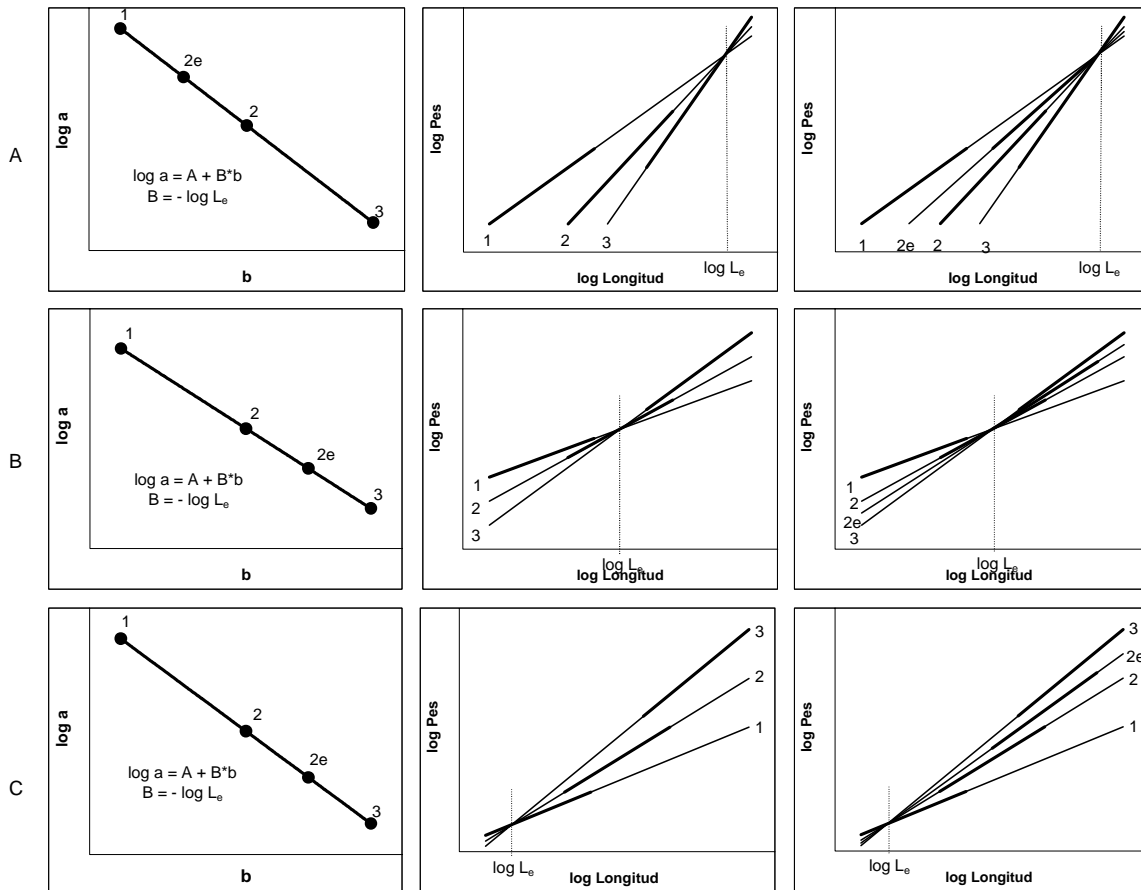


Figura III.1.26. Exemples hipotètics de relació longitud-pes amb el model al·lomètric estàndard dins de tres grups de casos (grups d'edat, per exemple). Augment progressiu d'un grup a l'altre del valor de b , i disminució aparellada del de $\log a$. La relació entre els paràmetres $\log a$ i b és rectilínia, on el valor absolut del pendent B de la recta ajustada equival a la longitud d'encreuament única entre totes les rectes $\log L - \log W$. Segons la posició d'aquest punt, diferent en cada exemple (A, B i C), varia la interpretació de la posició relativa de les rectes de cada grup en relació a la condició. S'hi ha afegit una estimació corresponent a un moment amb millor condició que l'estimació de la mateixa edat (estiu, per exemple) (2e).

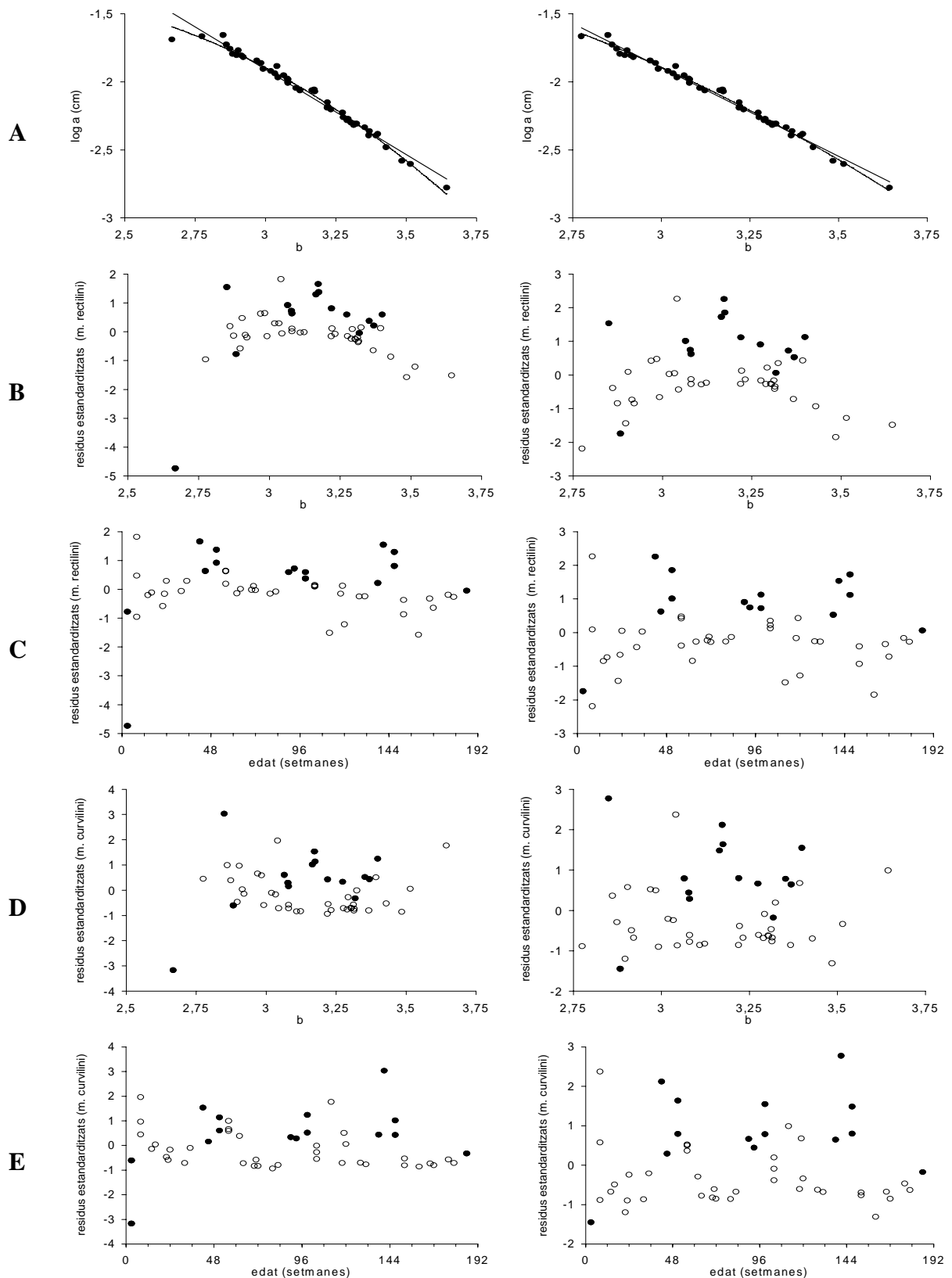


Figura III.1.27. Relació entre els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard estimats per regressió lineal, separant per edat i data, a partir de totes les dades disponibles de la perca americana a l'Estany de Banyoles (vegeu la taula III.1.8). Dreta: totes les estimacions. Esquerra: només les estimacions en les que $b > 2,75$. A: rectes de regressió lineal i corbes de regressió polinòmica (polinomi de $2n$ grau) de $\log a$ respecte de b . B, C, D i E: representacions dels residus estandaritzats d'aquestes regressions respecte de b i l'edat (marques en negre: residus de les estimacions obtingudes de dades d'abril a juliol).

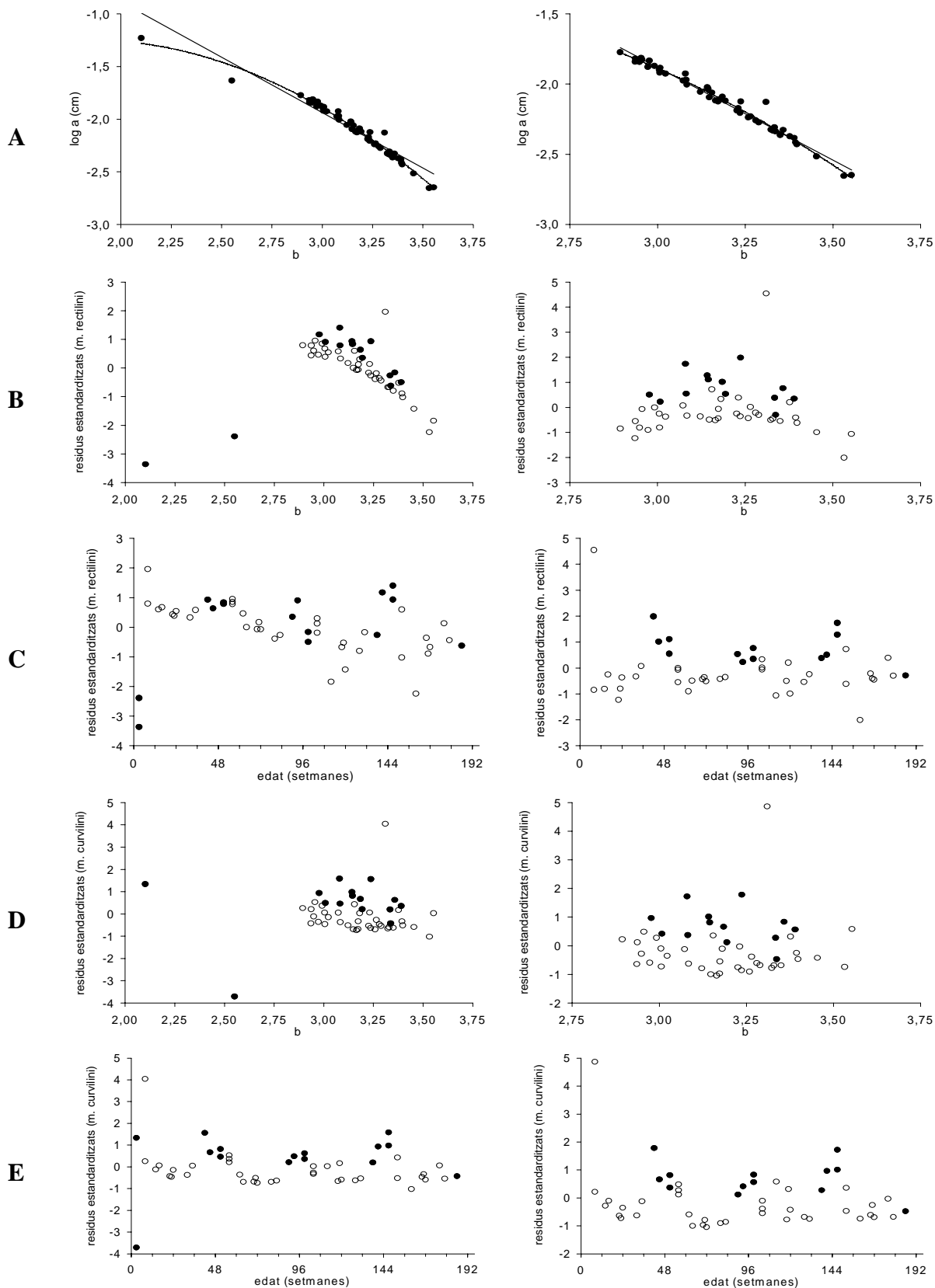


Figura III.1.28. Relació entre els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard estimats per regressió no lineal, separant per edat i data, a partir de totes les dades disponibles de la perca americana a l'Estany de Banyoles (vegeu la taula III.1.9). Dreta: totes les estimacions. Esquerra: només les estimacions en les que $b > 2,75$. A: rectes de regressió lineal i corbes de regressió polinòmica (polinomi de $2n$ grau) de $\log a$ respecte de b . B, C, D i E: representacions dels residus estandaritzats d'aquestes regressions respecte de b i l'edat (marques en negre: residus de les estimacions obtingudes de dades d'abril a juliol).

Dades (log a (cm) i b per grup)	Regressió aplicada	error		error		error		r^2 ajustat	error	
		A	típic	B	típic	C	típic		típic	n
Tots els grups	lineal	1,848	0,088	-1,252	0,028	-	-	0,9757	0,0414	51
	curvilínia	-3,648	0,781	2,258	0,0497	-0,558	0,079	0,9879	0,0293	50
$b > 2,75$	lineal	2,01	0,065	-1,302	0,021	-	-	0,9879	0,0288	51
	curvilínia	-1,563	0,772	0,962	0,488	-0,357	0,077	0,9915	0,0241	50

Taula III.1.10. Regressió lineal (rectilínia: $\log a = A + B \cdot b$) i polinòmica (curvilínia: $\log a = A + B \cdot b + C \cdot b^2$) entre els paràmetres b i $\log a$ del model al·lomètric estàndard (vegeu la figura III.1.27), estimats prèviament per regressió lineal (vegeu la taula III.1.8).

Dades (log a (cm) i b per grup)	Regressió aplicada	error		error		error		r^2 ajustat	error	
		A	típic	B	típic	C	típic		típic	n
Tots els grups	lineal	1,213	0,130	-1,051	0,041	-	-	0,9274	0,0696	51
	curvilínia	-2,808	0,376	1,715	0,255	-0,470	0,043	0,9783	0,038	49
$b > 2,75$	lineal	2,071	0,098	-1,318	0,031	-	-	0,9741	0,0356	51
	curvilínia	-3,738	1,551	2,324	0,971	-5,690	0,152	0,9796	0,0316	49

Taula III.1.11. Regressió lineal (rectilínia: $\log a = A + B \cdot b$) i polinòmica (curvilínia: $\log a = A + B \cdot b + C \cdot b^2$) entre els paràmetres b i $\log a$ del model al·lomètric estàndard (vegeu la figura III.1.28), estimats prèviament per regressió no lineal (vegeu la taula III.1.9).

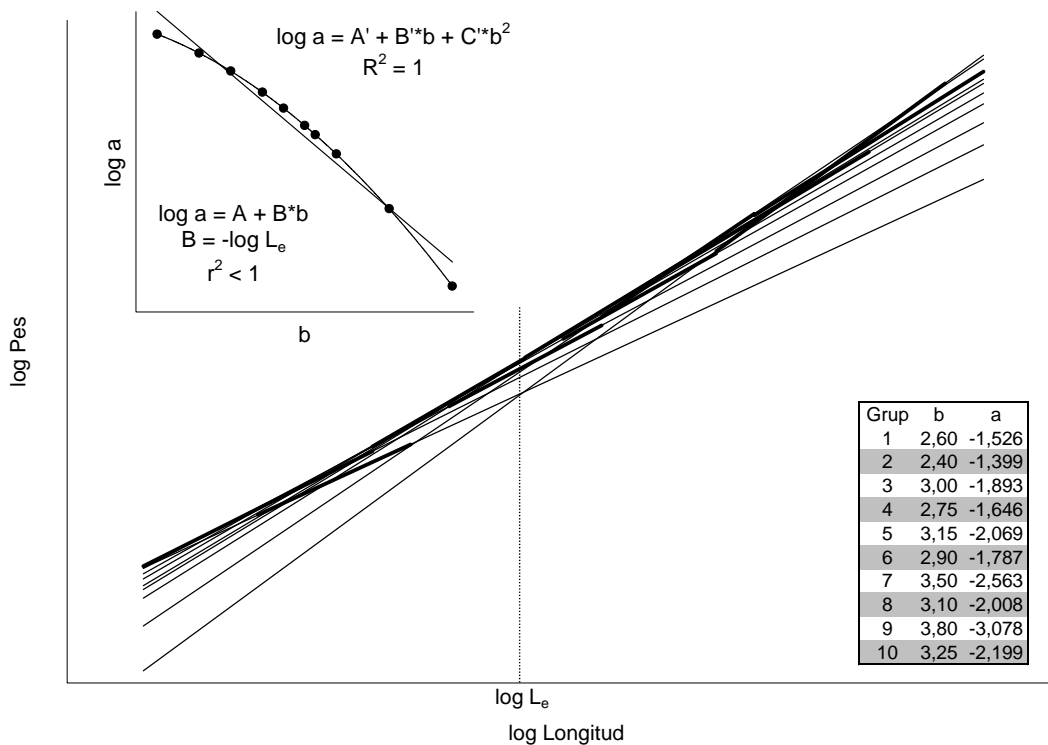
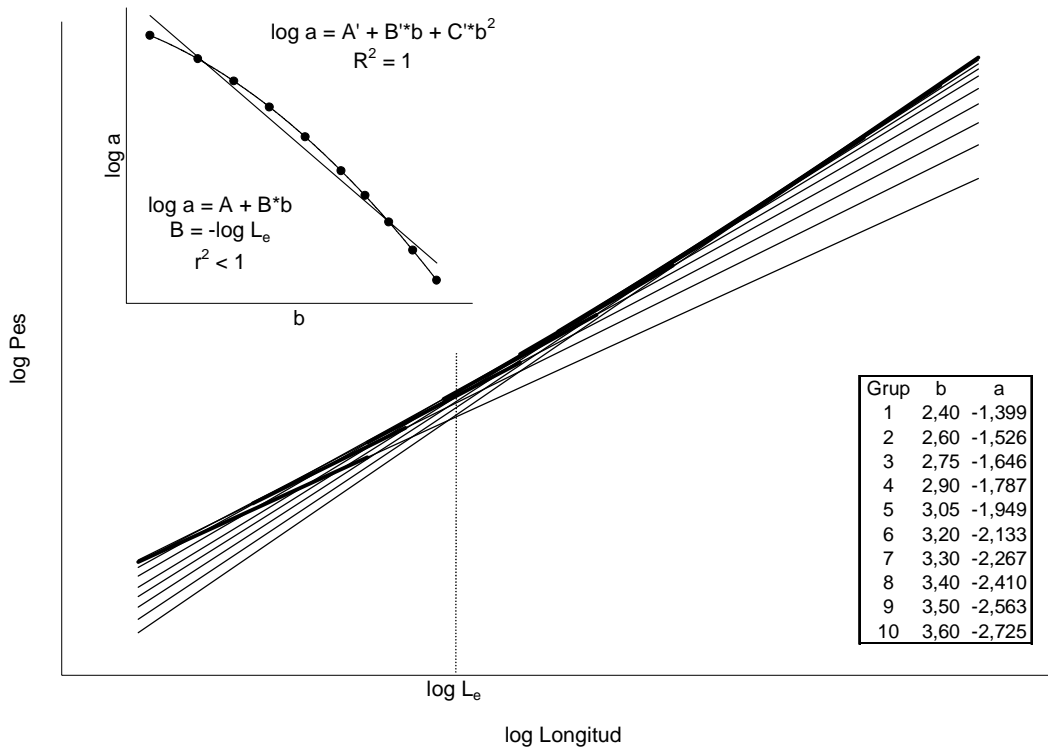


Figura III.1.29. Exemples hipotètics de relació longitud-pes amb el model al·lomètric estàndard dins de diferents grups de casos (grups d'edat, per exemple). La relació entre els paràmetres $\log a$ i b no és rectilínia, sinó definida per un model curvilini (polinomi de 2^{on} grau). El valor absolut del pendent B de la recta ajustada a aquesta relació entre els paràmetres no equival a la longitud d'encreuament única entre totes les rectes $\log L - \log W$. Dalt: augment progressiu d'un grup a l'altre del valor de b , i disminució aparellada del de $\log a$. Baix: oscil·lacions en el valor de b (estacionals, per exemple; els valors marcats en gris a la taula podrien correspondre a mínims hivernals) combinades amb una tendència central a l'augment del valor d'aquest mateix paràmetre, i oscil·lacions i disminució aparellades del de $\log a$.

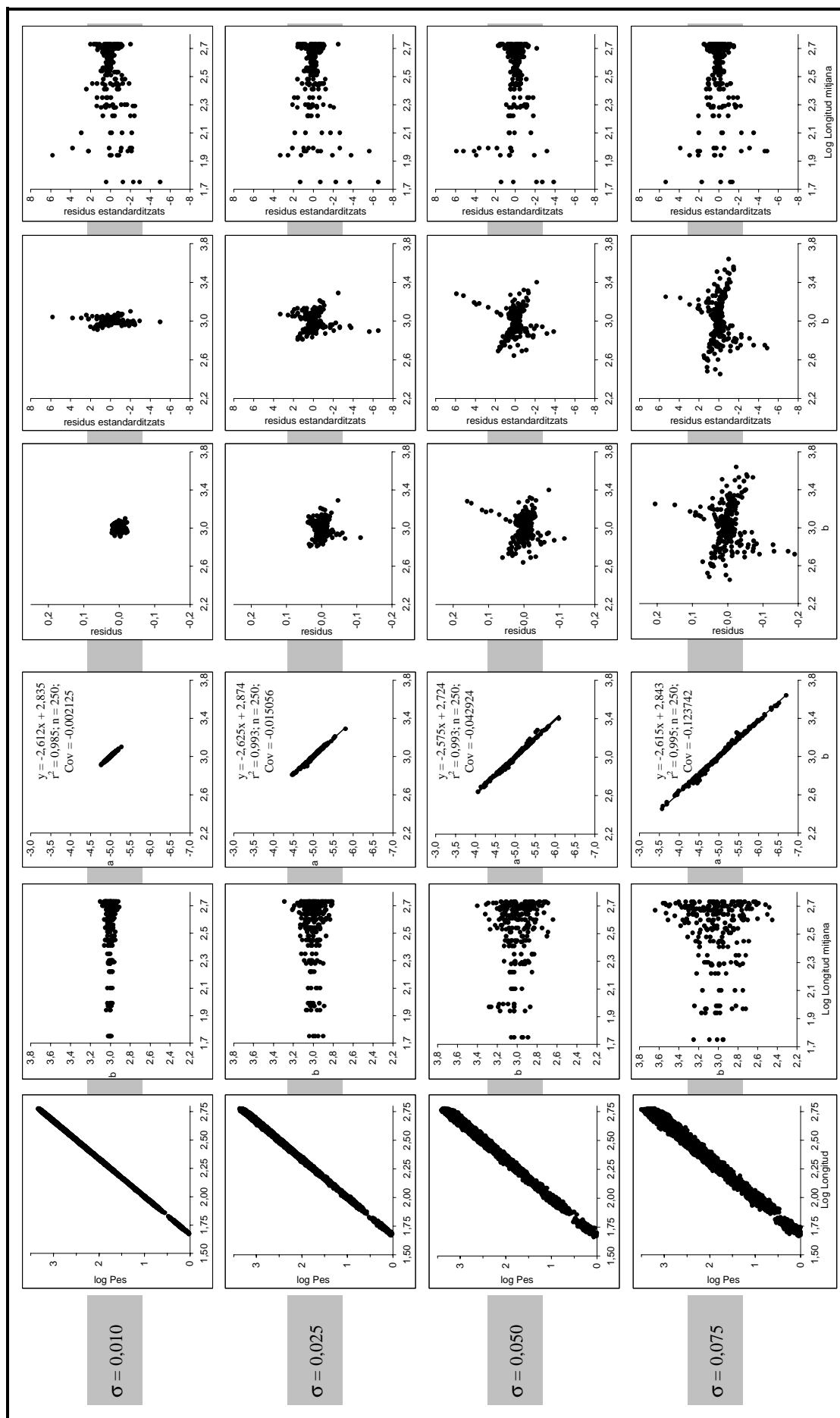


Figura III.1.30. Simulació estocàstica de 4 sèries de 5 mostres independents extrems d'una població hipotètica [creixement, supervivència, freqüències de longitud i selectivitat com en la figura III.1.23; allometria constant entre els grups d'edat ($a = -5$ mm; $b = 3$)], on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant, però diferent en cada sèrie (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal dels paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} , és a dir, una regressió per a cadascuna de les combinacions de cada mostra i , amb cada edat j i cada data de captura k ($0 > j <= 5$; $0 > k <= 5$). Finalment, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal i de la covariància entre els paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} estimats anteriorment, i càlcul i representació dels residus d'aquesta regressió.

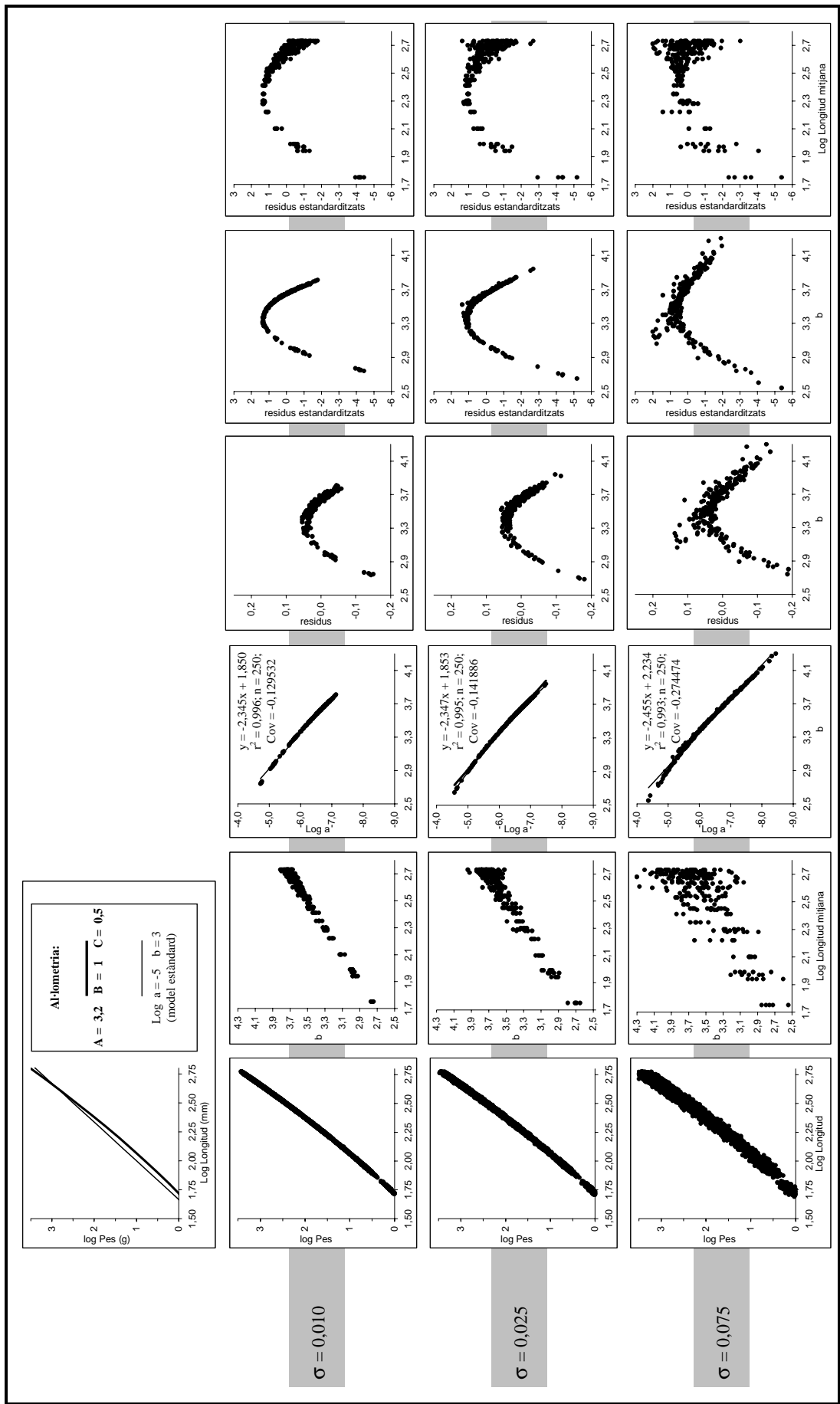


Figura III.1.31. Simulació estocàstica de 3 sèries de 5 mostres independents extrems d'una població hipotètica (creixement, supervivència, freqüències de longitud i selectivitat com en la figura III.1.23; allometria constant entre els grups d'edat definida per un model curvilini (polinomi de 2^{on} grau) (com a referència s'ha inclòs la representació del model al·lomètric estàndard (rectilini) emprat en les simulacions anteriors)), on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant però diferent en cada sèrie (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal dels paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} , és a dir, una regressió per a cadascuna de les combinacions de cada mostra i , amb cada edat j i cada data de captura k ($0 > i \leq 5$; $0 > j \leq 10$; $0 > k \leq 5$). Finalment, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal i de la covariància entre els paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} estimats anteriorment, i càlcul i representació dels residus d'aquesta regressió.

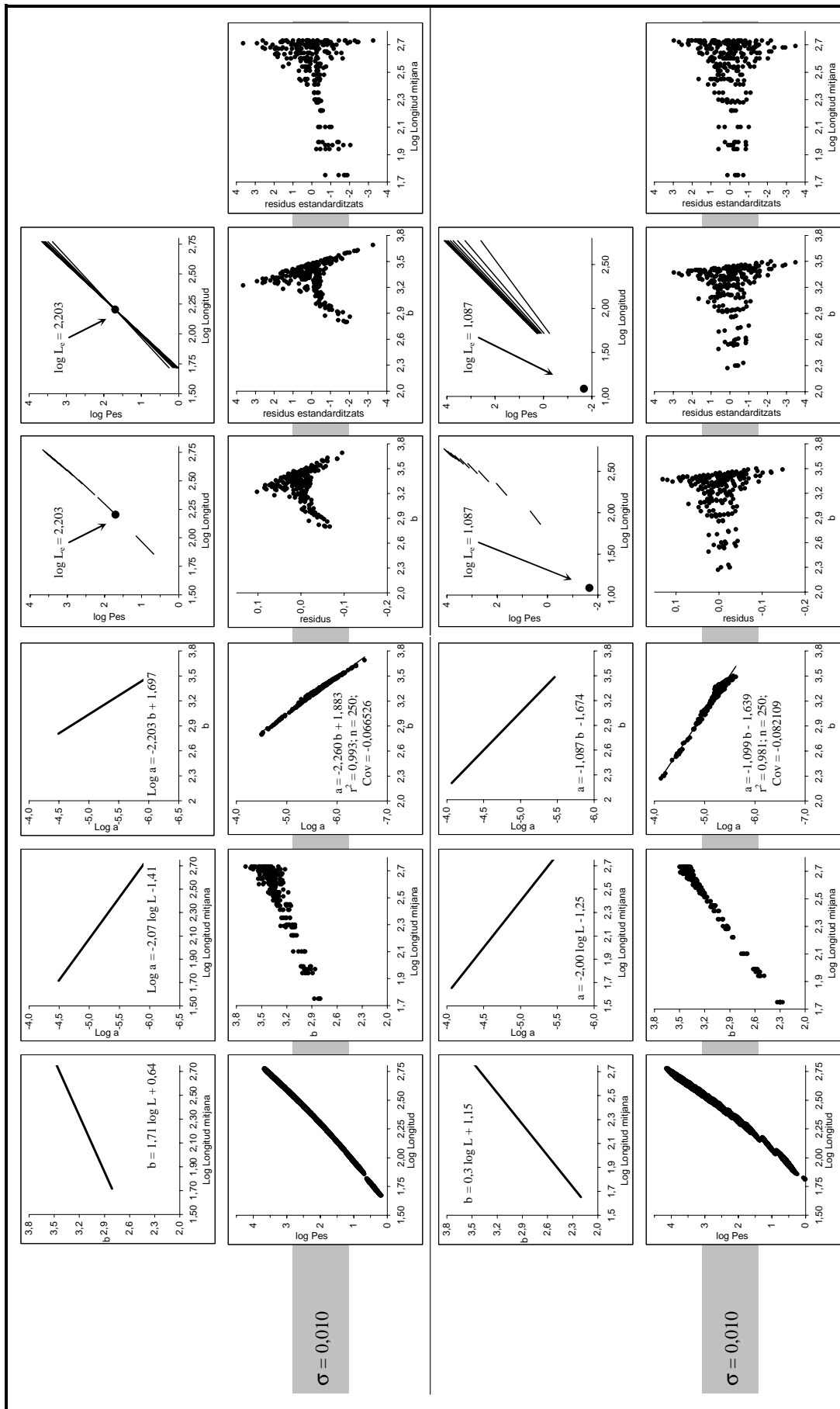


Figura III.1.32. Simulació estocàstica de 2 sèries de 5 mostres independents extrems d'una població hipotètica creixement, supervivència, freqüències de longitud i selectivitat com en la figura III.1.23; al·lometria variable entre els grups d'edat, definida per una variació dels paràmetres b i a del model estàndard següent un model rectilini respecte de la longitud mitjana de cada grup d'edat. (s'han representat les rectes per grup del model al·lomètric, tant al llarg del rang de longituds capturades per cada un d'ells, com al llarg del rang total de longituds observades, juntament amb els seus punts d'encreuament ($\log L_0$), respecte de la variable independent)), on el pes observat es distribueix normalment al voltant de cada valor predit amb una desviació típica constant però diferent en cada sèrie (només s'ha representat la primera mostra). Després, estimació per regressió lineal dels paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} , és a dir, una regressió per a cadascuna de les combinacions de cada mostra i , amb cada edat j i cada data de captura k ($0 > i \leq 5$; $0 > j \leq 10$; $0 > k \leq 5$). Finalment, estimació per regressió lineal del coeficient de regressió lineal entre els paràmetres a_{ijk} i b_{ijk} estimats anteriorment, i càlcul i representació dels residus d'aquesta

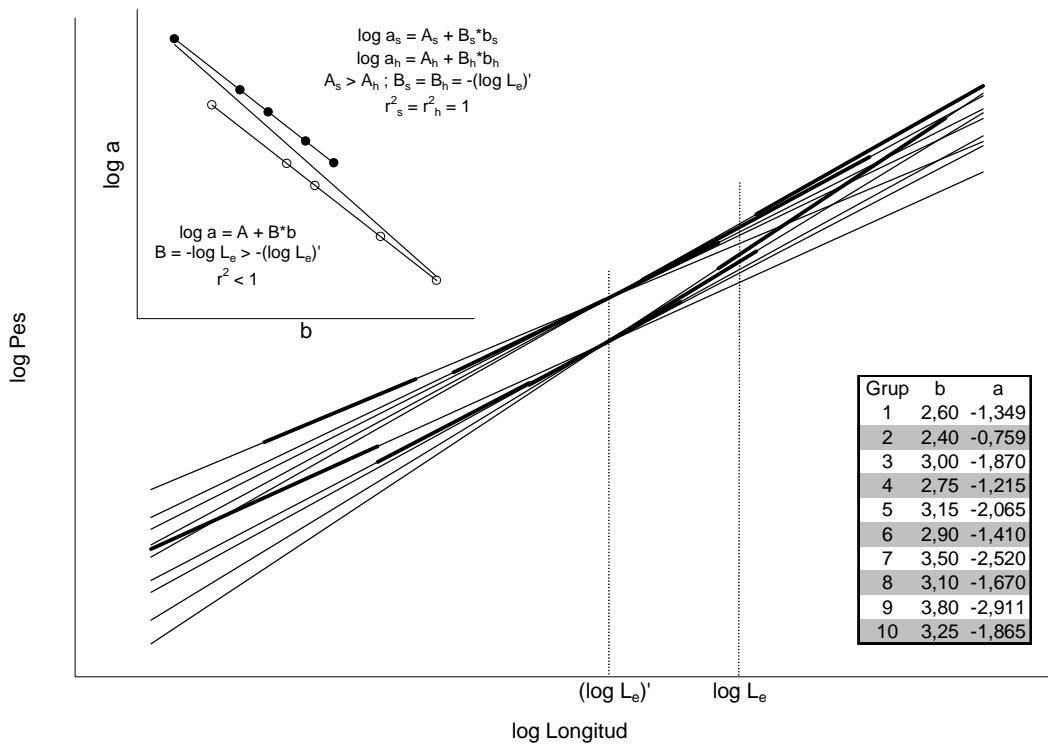
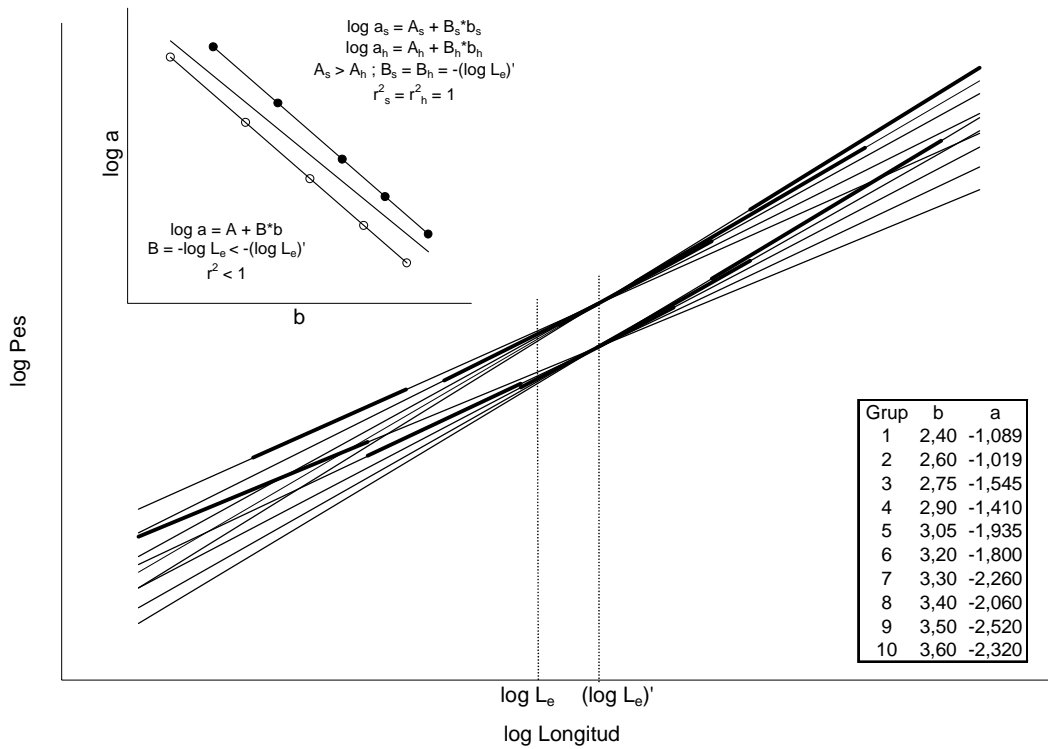


Figura III.133. Exemples hipotètics de relació longitud-pes amb el model al·lomètric estàndard dins de diferents grups de casos (grups d'edat, per exemple). La relació entre els paràmetres $\log a$ i b és rectilínia, dins de dues situacions diferents i contraposades (estiu i hivern, per exemple), on el valor absolut del pendent B_s i B_h de la rectes ajustades (en aquest cas iguals) equival a la longitud d'encreuament única entre totes les rectes $\log L - \log W$. Dalt: augment progressiu d'un grup a l'altre del valor de b , i disminució aparellada del de $\log a$. Baix: oscil·lacions en el valor de b (estacionals, per exemple; els valors marcats en gris a la taula podrien correspondre a mínims hivernals) combinades amb una tendència central a l'augment del valor d'aquest mateix paràmetre, i oscil·lacions i disminució aparellades del de $\log a$.

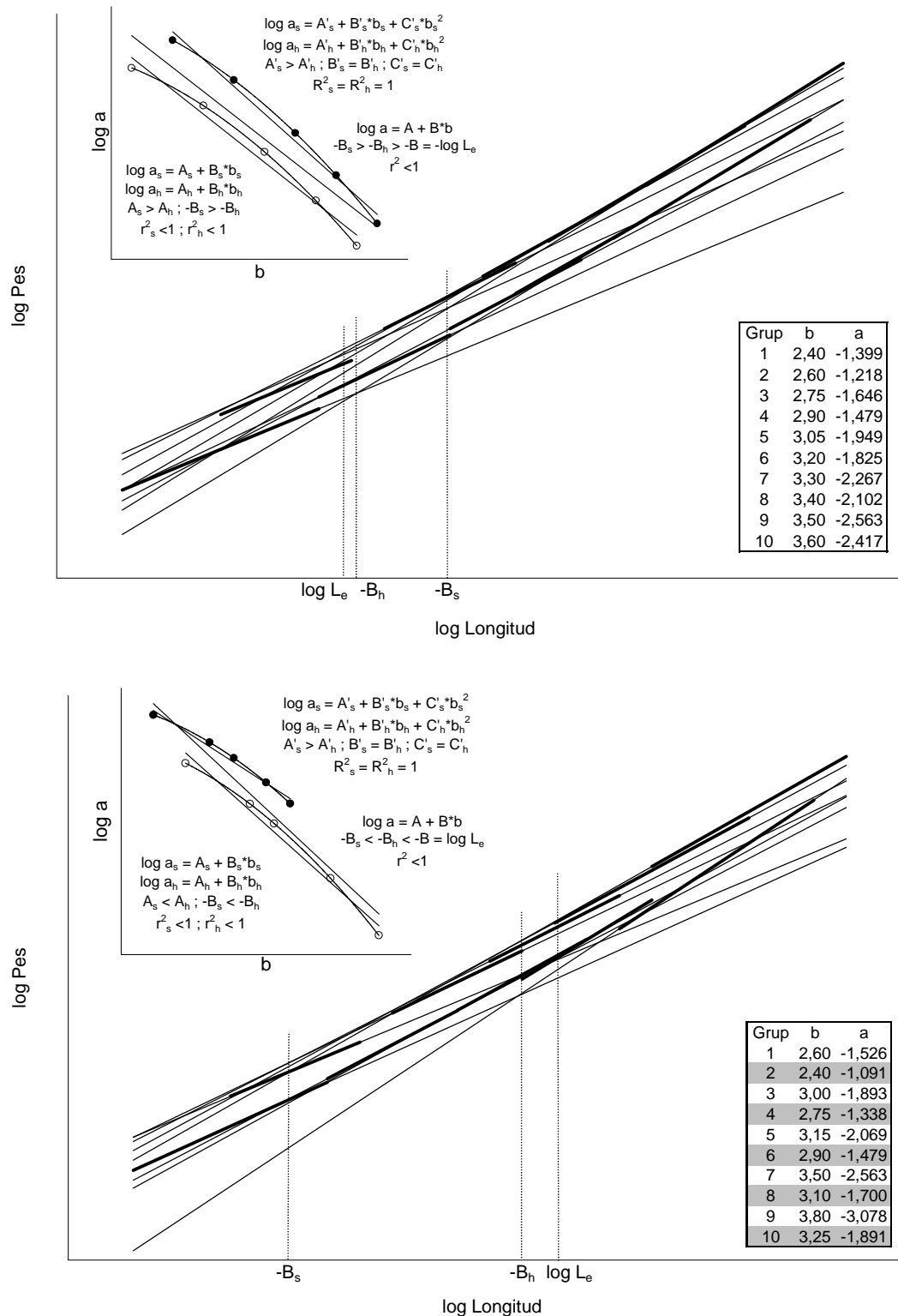


Figura III.134. Exemples hipotètics de relació longitud-pes amb el model al·lomètric estàndard dins de diferents grups de casos (grups d'edat, per exemple). La relació entre els paràmetres $\log a$ i b no és rectilínia, sinó definida per un model curvilini (polinomi de 2^{on} grau), dins de dues situacions diferents i contraposades (estiu i hivern, per exemple). El valor absolut dels pendents B_s i B_h de les rectes ajustades (en aquest cas desiguals) no equival a la longitud d'encreuament entre totes les rectes $\log L - \log W$. Dalt: augment progressiu d'un grup a l'altre del valor de b , i disminució aparellada del de $\log a$. Baix: oscil·lacions en el valor de b (estacionals, per exemple; els valors marcats en gris a la taula podrien correspondre a mínims hivernals) combinades amb una tendència central a l'augment del valor d'aquest mateix paràmetre, i oscil·lacions i disminució aparellades del de $\log a$

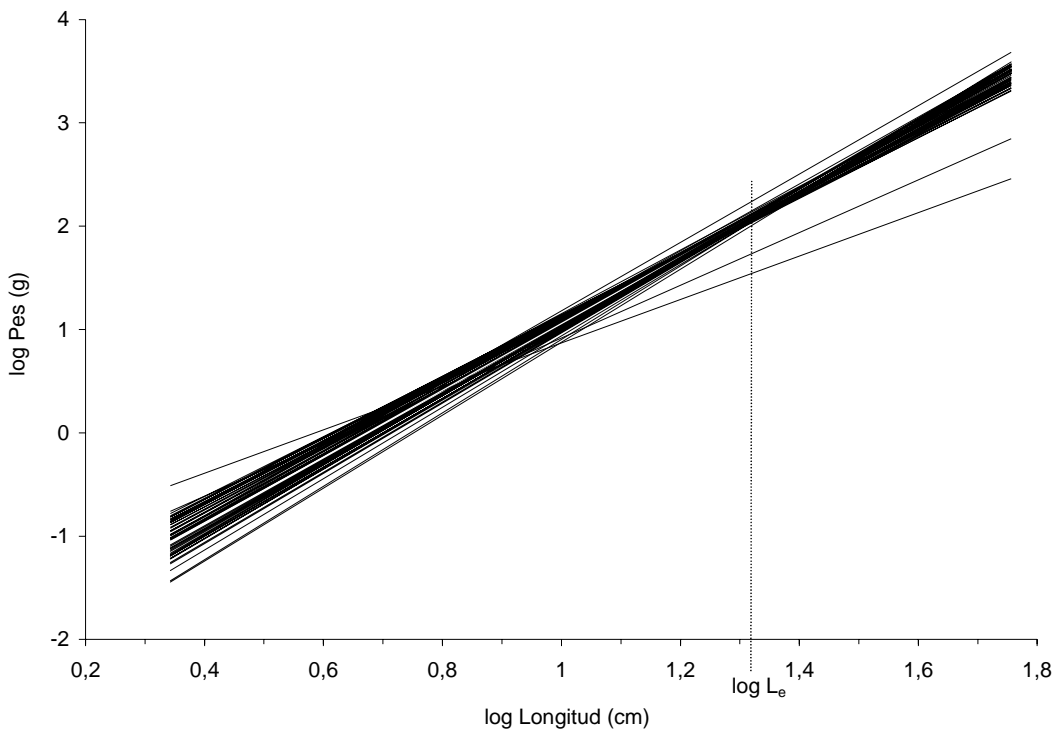
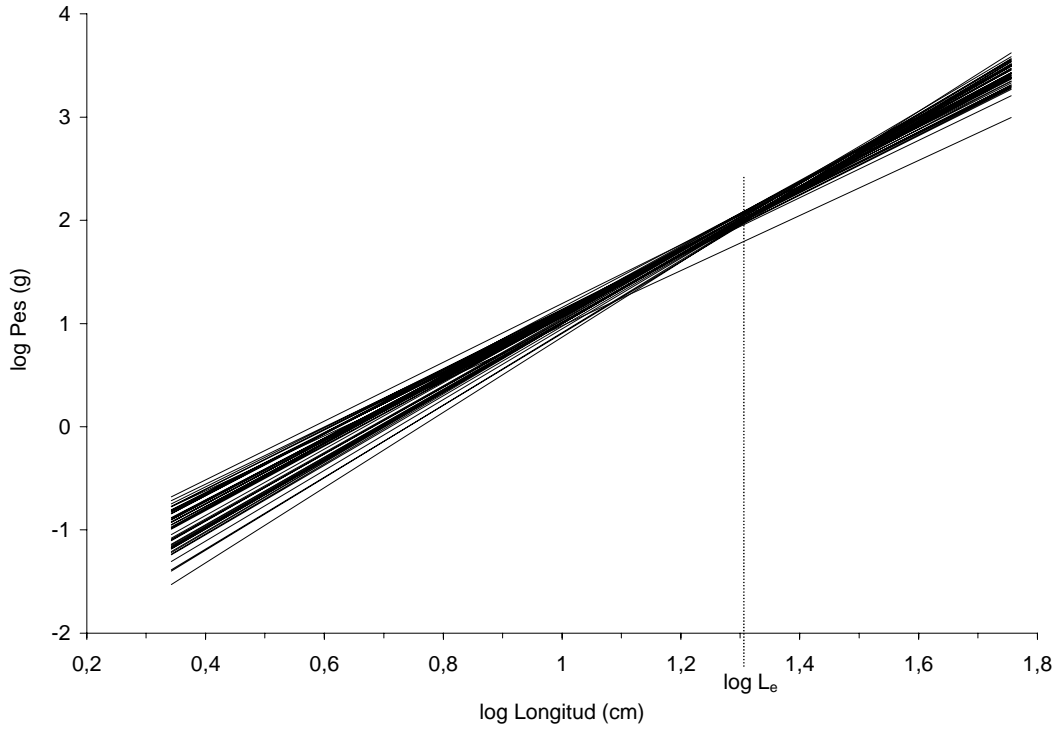


Figura III.135. Rectes de regressió ajustades pel model al·lomètric estàndard mitjançant regressió lineal (dalt) o regressió no lineal (baix), separant per edat i data, a partir de totes les dades disponibles de la perca americana a l'Estany de Banyoles (vegeu les taules III.1.8 i III.1.9). Les rectes s'han projectat a tot el llarg del rang sencer de valors observats del logaritme de la longitud.

Anàlisi de residus estandarditzats de les regressions efectuades per dates de mostratge i cohort

Fins ara, tot al llarg dels dos apartats anteriors, s'ha discutit la relació entre els paràmetres a i b del model al·lomètric per a la relació longitud-pes, sense entrar en analitzar les dades dins de cada grup. És a dir, s'ha suposat que hi havia linealitat, sense entrar a comprovar-ho, dins de cada grup de dades corresponent a cada combinació de data i cohort. En cas de no haver-n'hi, no s'invalidaria la discussió dels dos apartats previs a aquest, però seria una evidència de que la qüestió és encara més complexa.

A les figures III.1.36 a III.1.41 es mostren els gràfics de residus estandarditzats per a cada regressió lineal feta sobre els grups de casos agrupats per data (campanya) i cohort. S'hi han afegit les mitjanes d'aquests residus per interval de longitud, per tal de fer més visibles els seus perfils respecte del logaritme de la longitud. S'observa una lleugera, però clara, forma còncava en el perfil dels residus de bona part de les regressions, especialment en aquelles que tenen més casos (n major). Aquestes regressions amb n alta es concentren en els grups d'edats més baixes (abans dels dos anys), donat que és en aquests on les captures sempre foren més grans. Les regressions amb n baixa, que corresponen o bé a grups d'edat avançada (més de dos anys) que no eren molt abundants en les captures, o bé a grups de peixos més joves però pescats en campanyes petites amb poques captures, presenten formes més diverses en els perfils dels residus. En alguns casos, el baix nombre de casos no permet visualitzar cap tendència clara. En la resta de casos amb n baixa, encara es manté la forma còncava del perfil dels residus, malgrat que sembla que es va perdent a mesura que els peixos creixen, o fins i tot que s'inverteix cap a una forma convexa.

Per tant, pel que fa a la relació entre el logaritme de la longitud i el logaritme del pes, i igualment com passa si no se separen en subgrups les dades de longitud i pes de la perca americana, sembla que també s'observa una certa manca de linealitat dins de cada un d'aquests grups. En qualsevol cas, però, aquesta manca de linealitat no és tan manifesta com la que es dona en totes les dades conjuntes.

Per un altre costat, a les figures III.1.42 i III.1.43 s'han representat separatament per a quatre cohorts (1995, 1996, 1997 i 1998) les mitjanes dels residus estandarditzats de la regressió lineal sobre totes les dades (taula III.1.8), obtingudes per a cada interval de longitud dins de cada data (campanya) de pesca. Lògicament, els perfils d'aquestes mitjanes són els mateixos que, separatament, es presenten a les figures III.1.36, III.1.37, III.1.38 i III.1.40, tot i que ara apareixen orientats d'acord amb el pendent b estimat per a cada data separatament. En els grups més joves, el pendent b és gairebé sempre menor que el valor de b estimat a partir de totes les dades, amb la qual cosa les mitjanes dels residus d'aquests grups presenten en el gràfic un pendent aparent negatiu. Succeeix el contrari en els grups de peixos més vells.

L'origen de la manca de linealitat dins de cada grup pot raure en diferents aspectes, que probablement l'expliquin simultàniament en més o menys mesura. D'entrada, sembla lògic que la no linealitat observada en el conjunt de les dades es mantingui a cadascun dels grups fets a partir d'aquest conjunt, ja que diferents parts d'un arc haurien d'ésser al seu torn arcs. Tot i això, teòricament també es pot observar una forma general arquejada, sense que necessàriament els grups de dades que la componen deixin de presentar linealitat, com ja s'ha descrit en les simulacions i els exemples hipotètics de l'apartat anterior.

Per altra banda, cal admetre que els grups de dades no corresponen realment a peixos pescats en una única data, encara que provinguin de les captures d'una única campanya de pesca, donat que aquestes se solien perllongar durant vàries setmanes (entre 3 i 5, depenent dels casos). Durant cada campanya és plausible pensar que es va donar un cert creixement en longitud dels peixos, així com una certa variació en la condició. Això provocaria un biaix dels paràmetres a i b estimats per a cada grup, i es reflectiria també en els perfils dels residus estandarditzats de les figures III.1.36 a III.1.41, magnificant el grau de curvatura que presenten. En algun cas és força evident que es pot haver donat aquest efecte, com en el grup de peixos de la cohort del 1997 pescats en la campanya dels mesos de març i abril del 1998, que es va allargar una mica més que les altres, coincidint, a més, amb el començament del període de creixement just després de l'aturada hivernal. De tota manera, totes les campanyes es varen intentar reduir tant en el temps com fou possible, i, en qualsevol cas, sembla que el perfil còncav dels residus estandarditzats es presenta fins i tot en les campanyes més curtes en el temps, encara que es donin en plena època de creixement.

Finalment, el fet que no hi hagi linealitat en els perfils dels residus és indicador que dins de cada grup de peixos l'estat, la condició o simplement l'evolució del pes en relació a la longitud de cada individu depèn de la seva longitud i , en definitiva, molt probablement de l'edat exacta. Donat que l'època de reproducció de la perca americana és considerablement àmplia, els peixos d'una mateixa cohort, que són nascuts durant la mateixa estació de reproducció, presenten un rang de longituds ampli en el qual els més petits seran en general més joves que els més grans. Aquestes diferències d'edat no han estat determinades directament en aquest treball, per la qual cosa només s'ha assignat una edat única a tots els individus de la mateixa cohort, i, per tant, no es pot confirmar el fet que l'evolució de la condició depengui del moment de reclutament o de naixement.

En qualsevol cas, a la figures III.1.42 i III.1.43 es pot veure com aquesta evolució de la condició al llarg del temps presenta diferències entre els individus més petits i els més grans de cada cohort, entenent ara l'evolució de la condició com la variació dels valors de les mitjanes dels residus estandarditzats respecte del temps. Així, per exemple, en la cohort del 1997, i durant el primer any de vida, els individus més grans es veuen afectats ja en el mes de setembre per l'aparent disminució hivernal en la condició, mentre que en els més petits no és fins a novembre que la condició disminueix. A més, es pot observar com, aparentment, els més petits no assoleixen el mateix mínim de condició que els més grans abans de millorar a

principis de primavera. De fet, aquestes tendències diferenciades en la condició responen possiblement a tendències també diferenciades en el creixement en longitud. Aquest patró concret, corresponent a una part del primer any de vida, sembla repetir-se en la cohort de 1998, tot i que una mica més retardat.

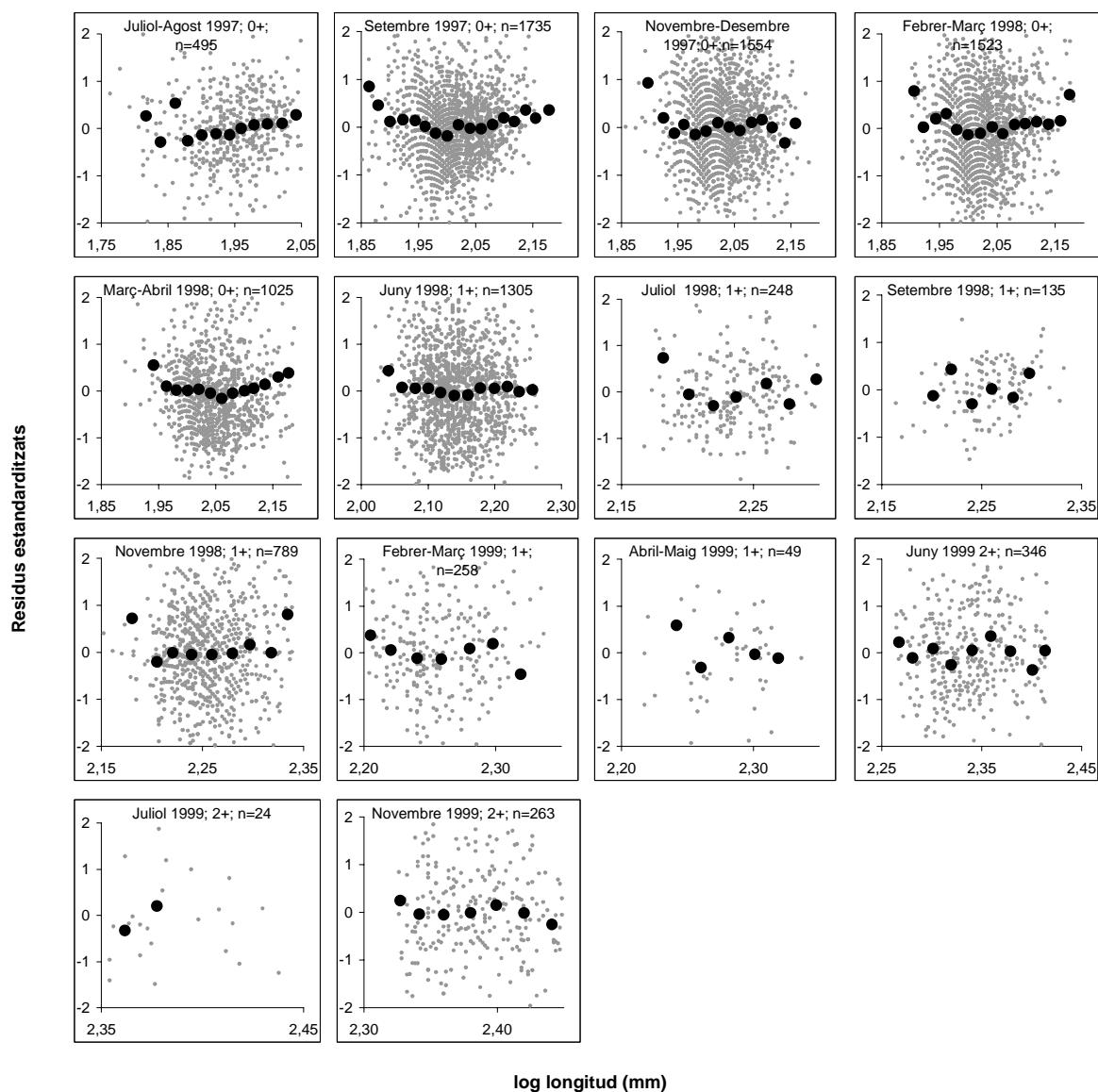


Figura III.1.36. Residus estandarditzats (punts en gris clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort del 1997 (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

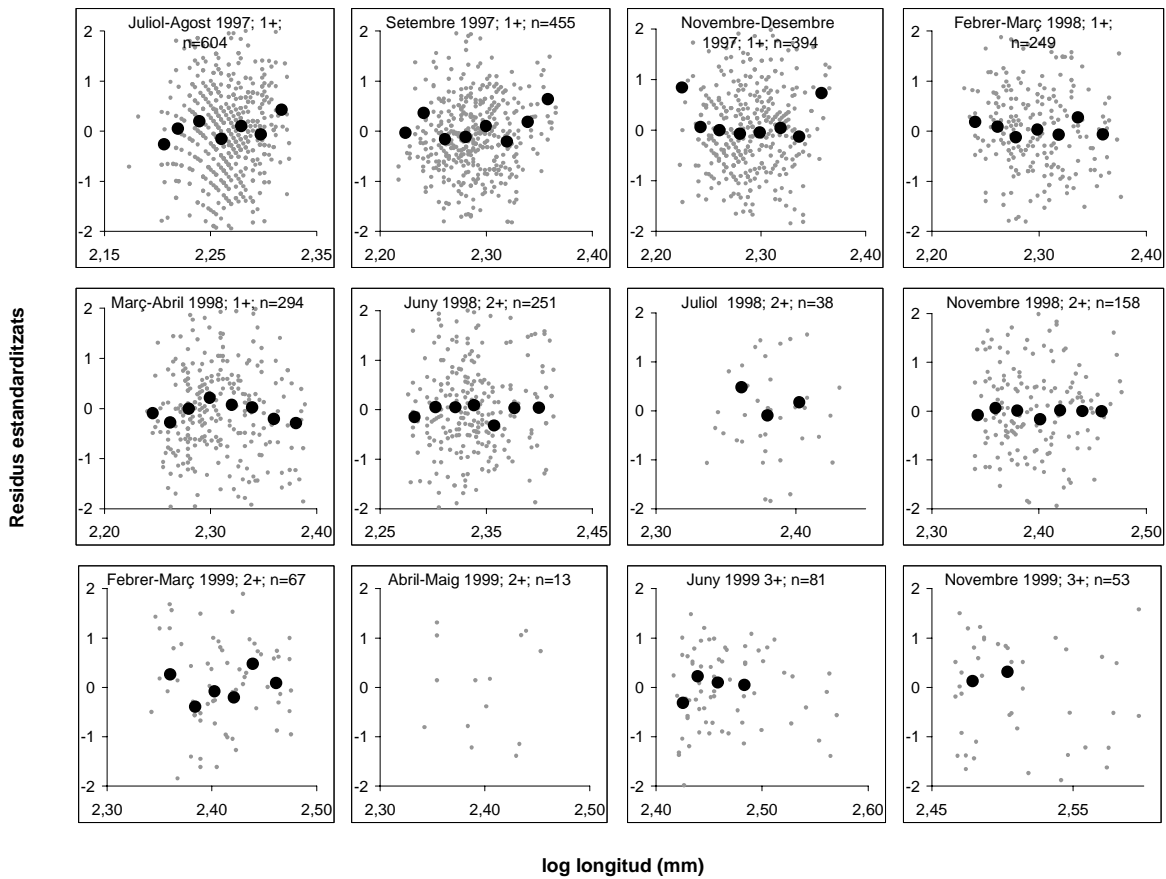


Figura III.1.37. Residus estandarditzats (punts clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1996 (a partir del juny del 1999, aquestes dades corresponen a una agrupació de cohorts que inclou des de la de 1996 cap enrrera) (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

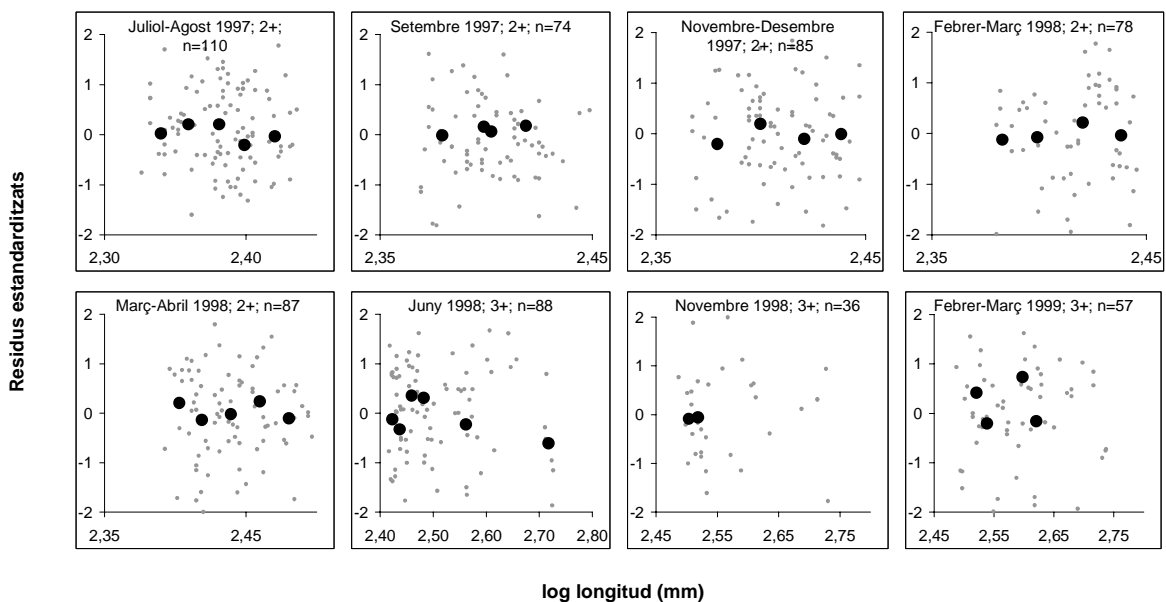


Figura III.1.38. Residus estandarditzats (punts en gris clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1995 (a partir del juny del 1998, aquestes dades corresponen a una agrupació de cohorts que inclou des de la del 1995 cap enrrera) (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

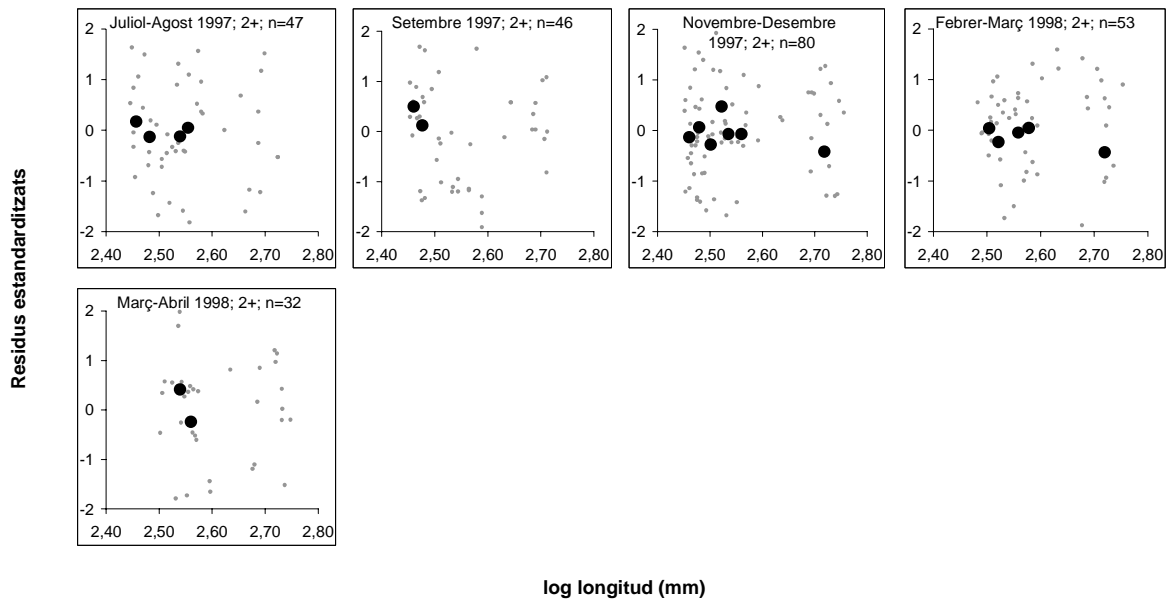


Figura III.139. Residus estandarditzats (punts en gris clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de l'agrupació de cohorts que inclou des de la de 1994 cap enrera (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

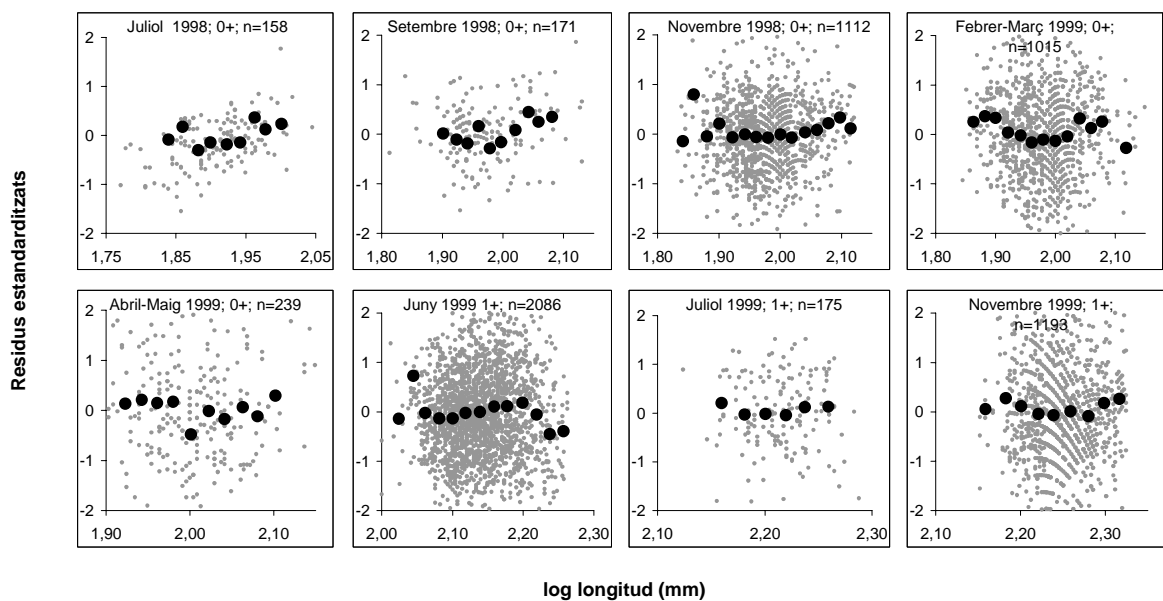


Figura III.140. Residus estandarditzats (punts en gris clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1998 (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

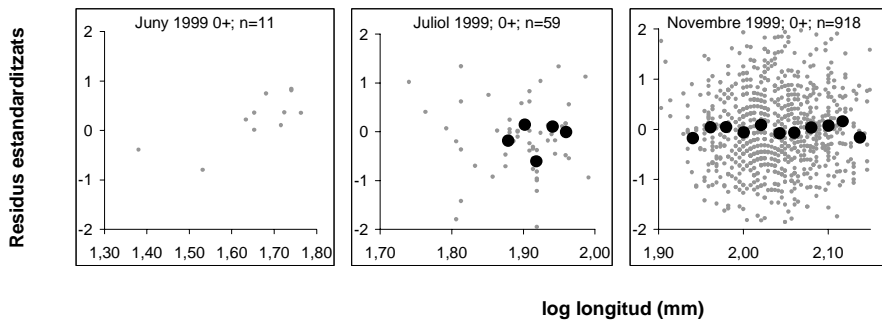


Figura III.1.41. Residus estandarditzats (punts en gris clar) de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1999 (vegeu la taula III.1.8). Marques en negre: mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats.

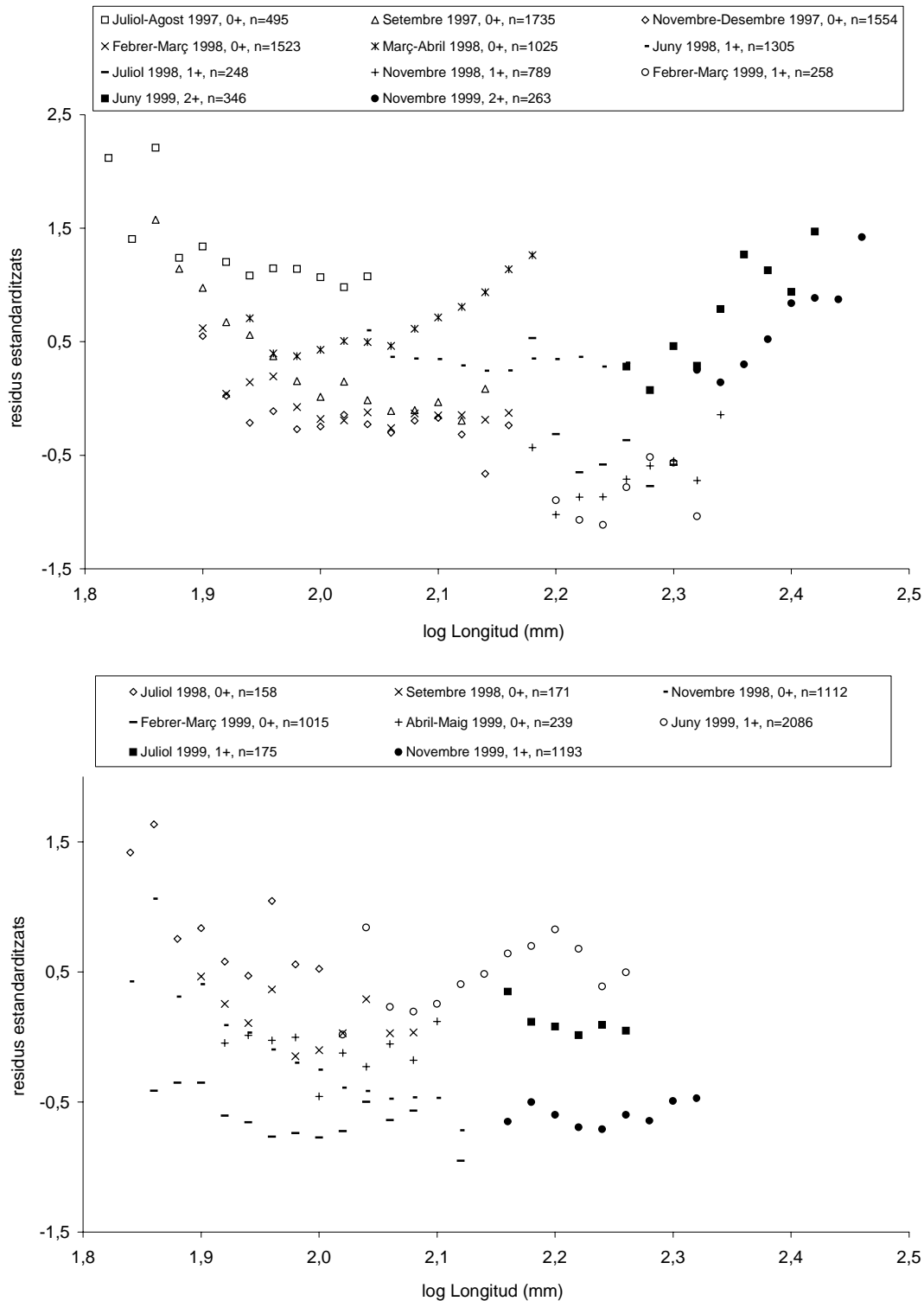


Figura III.1.42. Mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1997 (dalt) i de la cohort del 1998 (baix) (vegeu la taula III.1.8).

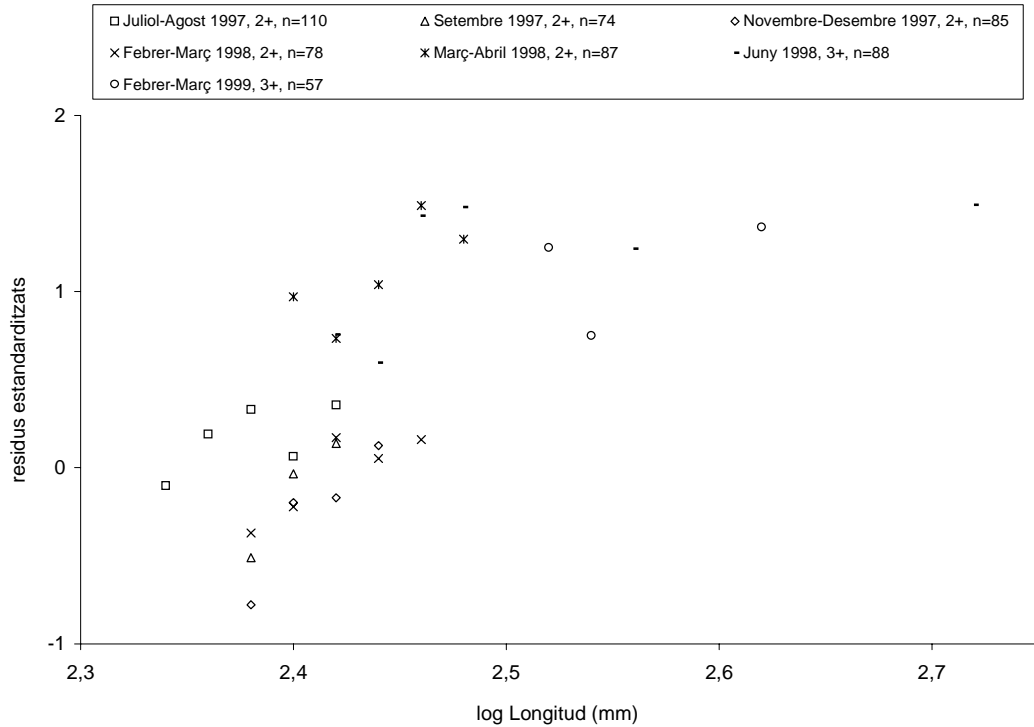
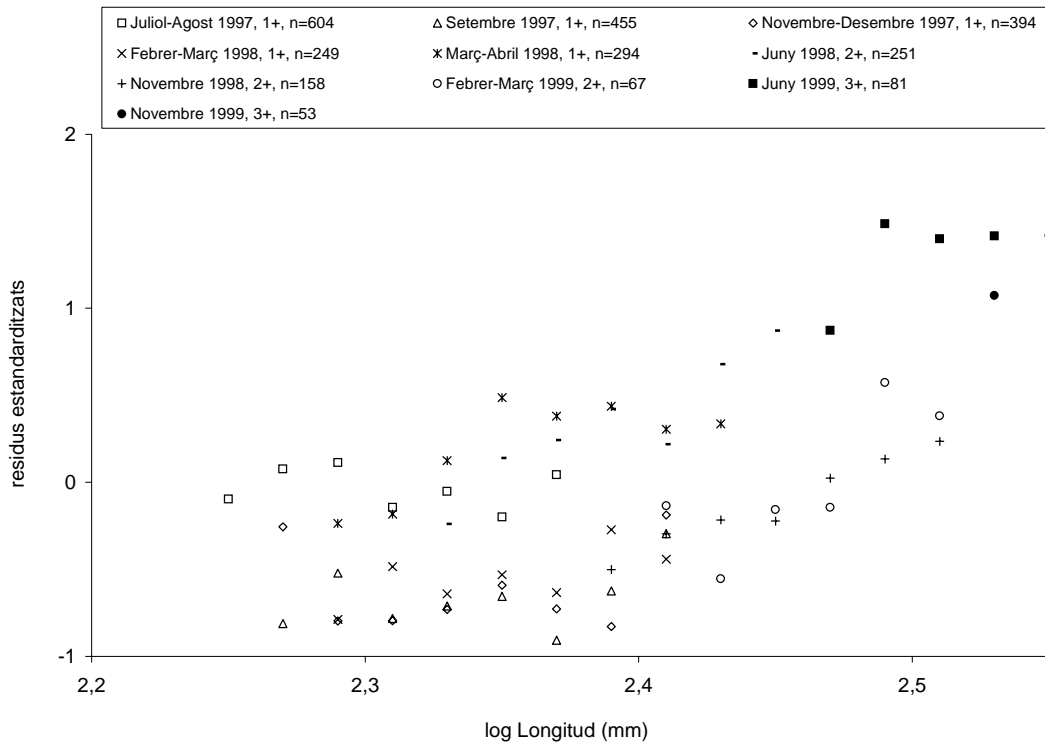


Figura III.1.43. Mitjanes per interval de longitud (interval regular: $\log L=0,02\text{mm}$) dels residus estandarditzats de les regressions lineals realitzades per a estimar els paràmetres $\log a$ i b del model al·lomètric estàndard, separant per data (campanya de pesca), a partir de les dades disponibles de la cohort de 1996* (dalt) i de la cohort de 1995* (baix) (vegeu la taula III.1.8). *En algunes de les dates, són, de fet, agrupacions de cohorts (vegeu el peu de les figures III.1.37 i III.1.38).

III.1.4 Aplicació de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA) i mètodes anàlegs

Amb l'objectiu de detectar possibles diferències en la condició de la perca americana entre grups de la mateixa població de Banyoles, s'han realitzat una sèrie d'ANCOVA amb el pes com a variable i amb la longitud com a única covariable, ambdós transformats logarítmicament. S'han dut a terme diversos dissenys preliminars basats en un, dos o tres factors. S'han inclòs sempre totes les interaccions possibles entre els factors, excepte en algunes anàlisis en les quals el software disponible fallava en incloure-les, cosa que generalment ha passat quan hi havia més de dos factors en un disseny a analitzar mitjançant una suma de quadrats de tipus IV (algunes caselles buides). En el disseny preliminar s'han inclòs sempre, i com a mínim, les interaccions de cada factor amb la covariable i, sempre que ha estat possible, les possibles interaccions triples o quàdruples entre factors i covariable. Si, com a resultat d'aquest disseny preliminar no s'ha detectat una heterogeneïtat significativa de pendents per algun factor o combinació de factors, el disseny final s'ha realitzat eliminant les interaccions amb la covariable (disseny típic de l'ANCOVA). A més a més, en aquests casos s'han representat les mitjanes ajustades per a cada grup, i per a les anàlisis amb un sol factor també s'han dut a terme contrastos de Bonferroni entre elles.

En canvi, si s'ha detectat una heterogeneïtat significativa de pendents, s'ha procedit duent a terme dos dissenys finals complementaris. En primer lloc, un disseny final típic de l'ANCOVA i, en segon lloc, un disseny final eliminant l'efecte principal de la covariable, i deixant la interacció d'aquesta amb el factor o factors pels quals s'ha detectat l'esmentada heterogeneïtat de pendents (disseny equivalent a una anàlisi de regressions separades). Respecte al disseny típic, tal i com s'explica al capítol de mètodes, cal dir que la interpretació dels seus resultats és molt més restringida quan hi ha heterogeneïtat de pendents significativa que no pas quan no n'hi ha. S'han representat també les mitjanes ajustades per a cada grup derivades d'aquests dissenys finals típics addicionals, tot i que no s'han dut a terme contrastos de Bonferroni entre elles, donat que el seu resultat podria ésser esbiaixat com a conseqüència de la manca de paral·lelisme. No s'han representat, però, les mitjanes ajustades del segon tipus de disseny final (l'anàlisi de regressions separades), pels problemes d'interpretació ja comentats en el capítol de mètodes.

Per altra banda, en tots aquells dissenys en els quals s'ha detectat una heterogeneïtat significativa de variàncies dels errors i, a més, se superaven els valors màxims per a les ràtios entre el nombre de casos per grup o entre les variàncies dels errors dels grups (4:1 i 10:1, respectivament), s'ha aplicat un nivell de significació més baix ($\alpha=0.01$, en comptes de $\alpha=0.05$) en tota la resta de l'anàlisi.

Les anàlisis s'han estructurat en varis tipus de dissenys amplis de partida amb dos o tres factors, cada un dels quals s'ha anat fragmentant després en múltiples dissenys parcials separant l'inicial a través d'algun o alguns dels factors. Si bé un únic disseny global amb tots aquells factors d'interès hauria d'ésser suficient, la separació en diversos dissenys parcials

permet arreglar alguns problemes, com ara la presència de caselles buides en el disseny (situació en què cal aplicar la suma de quadrats de tipus IV, menys recomanable que la de tipus III), o les heterogeneïtats de pendents o de variàncies dels errors, quasi sempre significatives quan els dissenys són complexes, però que tendeixen a no ser-ho en alguns dels dissenys parcials. Per altra banda, els dissenys senzills acostumen a tenir una interpretació més obvia, mentre que els més complexes poden anar acompanyats de problemes d'interpretació, especialment de les diverses interaccions entre els factors.

Arribats a aquest punt, cal avançar que, tenint en compte, com ja s'ha indicat, la correlació tant elevada que es dona entre el pendent b i l'ordenada a l'origen $\log a$, l'ANCOVA perd part del seu sentit. Amb aquesta anàlisi es pretén, teòricament prèvia comprovació de que no hi ha diferències significatives en b , entre altres supòsits, determinar, en canvi, si n'hi ha en a , a través de la comparació de les mitjanes ajustades. Per tant, idealment, es tracta d'una anàlisi apropiada quan hi ha un desacoblament suficient entre els dos paràmetres que permeti que, si es manté un mateix pendent b , el rang de variació de a sigui relativament gran, o el que ve a ser el mateix, que els canvis en un paràmetre no siguin compensats o acompanyats per canvis en l'altre. Però aquest no és el cas pel que fa a les dades de la perca americana a Banyoles, almenys quan s'analitzen fragmentant i comparant grups de casos de la població en diferents moments. Per tant, en aquesta situació sovint no hi haurà altra opció que executar el disseny final de l'ANCOVA igualment, eventualment acompanyat d'anàlisis anàlogues, i sempre amb les ja esmentades restriccions en la seva interpretació. Una situació en la qual probablement l'ANCOVA seria de més utilitat seria en la comparació entre poblacions diferents de la mateixa espècie, en les quals la correlació conjunta entre els dos paràmetres fos menor. També, dins d'una mateixa població, si hi hagués notables diferències interanuals que portessin a un creixement molt diferenciat de cada cohort, és probable que disminuís la correlació entre $\log a$ i b , i es faria més útil l'ANCOVA. Aquesta tampoc sembla ser la situació de la perca americana a l'Estany de Banyoles, com s'anirà veient més endavant.

En bona mesura per intentar solucionar el problema de l'heterogeneïtat de pendents, quan es presenta, s'han realitzat diverses anàlisis addicionals afegint la covariable $(\log \text{longitud})^2$, donat que prèviament ja s'havia detectat que l'al·lometria per a la perca americana a Banyoles es descrivia millor amb un model curvilini. El fet d'incloure una nova covariable força a fer un disseny preliminar més complex destinat a determinar si hi ha simultàniament homogeneïtat de pendents per a cadascuna de les dues variables (homogeneïtat de plans o homogeneïtat dels coeficients de regressió múltiple), supòsit indispensable per a procedir a fer el disseny final típic sense restriccions en la seva interpretació final. Quan s'ha detectat heterogeneïtat de pendents significativa per una o ambdues covariables, s'ha fet també l'anàlisi amb el disseny final, malgrat que, com ja s'ha dit, això implica que la interpretació és molt més limitada. Per altra banda, en aquestes situacions amb heterogeneïtat de pendents no s'ha dut a terme cap anàlisi de regressions separades complementària. És remarcable el fet que les ANCOVA amb dues covariables donen bastant més de joc de cara a la interpretació final, tant dels resultats dels dissenys preliminars com dels dissenys finals. Així, per exemple,

en una situació intermèdia en què tan sols es detecta heterogeneïtat de pendents per a una de les dues covariables, convé analitzar-ne les causes, donat que també és explicatiu de la natura de la relació estudiada, i no només limitar-se a reduir les expectatives del disseny final.

Teòricament, també seria possible dur a terme una anàlisi basada en un model mixt, en què la tendència central al llarg de tot l'espectre de les dues variables principals fos curvilínia, però amb una relació rectilínia dins de cada grup. Possiblement, amb un model d'aquest tipus s'obtindrien millors resultats en certes anàlisis amb les dades de la perca americana de Banyoles que no pas amb els rectilinis o curvilinis estrictes, pel fet que el grau de curvatura no és molt acusat i es fa quasi imperceptible dins de cada grup. Tot i això, no s'ha aplicat.

Els factors utilitzats en les anàlisis són campanya, any, mes, cohort, anells, Estany i sexe. Lògicament, no s'han utilitzat tots alhora en cap disseny donat que no tots són compatibles o bé perquè, d'alguns, com el sexe, només es disposava d'informació per a una part de les dades. Els tres primers fan referència al moment de captura, de manera que s'han realitzat dissenys basats o bé en campanyes (dates correlatives de pesca al llarg del mostratge), o bé en anys i mesos. Tot i que també es podia haver optat per fragmentar més el factor campanya, en mesos correlatius per exemple, això no s'ha fet perquè provocava un augment de les diferències en la quantitat de casos entre grups. Això és degut a que les campanyes, excepte les microcampanyes, tenen un nombre de captures semblant, però repartides desigualment al llarg d'un període que pot cobrir un mes o més d'un. Abans que cap altre disseny amb factors que separin grups d'edat, sempre s'ha procedit executant un primer disseny amb només factors separadors del moment de captura. D'aquesta manera, s'integren tots els grups d'edat en una mateixa regressió per a cada data, com és habitual de fer en la majoria dels estudis de condició.

Els següents dos factors, cohort i anells, són els que separen les dades en grups d'edat, per bé que de manera diferent. El factor anells separa les dades en tants nivells com edats mesurades en anells comptabilitzats o suposats hi ha. Per tant, si aquest factor es combina amb un factor de separació de moments de captura, com ara campanya, i el període total de mostratge és suficient ampli, un mateix nivell del factor anells (edat) pot contenir grups de diferents cohorts. Per un altre costat, el factor cohort separa les dades en tants nivells com cohorts siguin identificables, de manera que al llarg d'un període perllongat de mostratge poden aparèixer en un mateix nivell (cohort) grups amb diferents edats. Lògicament, en aquelles anàlisis on només s'han pres les dades d'una data de pesca (campanya o combinació de mes i any), els factors cohort i anells separen els mateixos grups. El factor Estany separa les dades en dos nivells segons si s'han pescat a l'Estany de Banyoles o a l'estanyol del Vilar. Finalment, el factor sexe separa les dades en dos nivells, corresponents, òbviament, als mascles i a les femelles, respectivament, i tan sols per a aquells peixos dels quals se n'ha pogut determinar el sexe amb seguretat a través de la inspecció de les gònades.

Anàlisis basades en els factors campanya, cohort i anells

Anàlisi en conjunt

En els primers dissenys realitzats s'ha pres el factor campanya, com a únic factor o conjuntament amb els factors cohort i anells, o bé també amb cada un d'aquests per separat (taula III.1.12). Els dissenys preliminars mostren heterocedasticitat significativa entre grups, així com també heterogeneïtat significativa de pendents en tots tres dissenys i per a tots els factors, excepte per al factor cohort en el disseny on també s'ha introduït el factor anells. Així doncs, s'han dut a terme els dos tipus de dissenys finals, és a dir, el disseny típic de l'ANCOVA i l'anàlisi de regressions separades. En aquesta darrera anàlisi, i pel cas del disseny amb els tres factors, s'ha introduït la interacció de la longitud amb només els dos factors en què s'havia detectat heterogeneïtat de pendents (campanya i anells). Els resultats d'aquestes anàlisis finals mostren diferències altament significatives en tots els casos. És a dir, hi ha un efecte significatiu de cada factor i de les seves interaccions quan s'han testat, tot i que, també cal dir-ho, tot plegat acompanyat de diferències significatives en els pendents o coeficients de regressió i en les ordenades a l'origen de les regressions separades. Per tant, l'efecte detectat només es pot fer extensible a les mitjanes per cada grup.

Donat que probablement hi ha una manca de linealitat dins de cada grup format per la combinació de factors d'aquests primers dissenys (vegeu el capítol anterior), en aquest cas s'han repetit les anàlisis afegint-hi la covariable $(\log \text{longitud})^2$ (taula III.1.13). Ha calgut eliminar les interaccions triples en un dels dissenys preliminars per tal de poder-lo resoldre. Bona part dels dissenys preliminars mostren interaccions molt significatives entre les covariables i els factors, la qual cosa indica que els coeficients de regressió respectius són significativament diferents. És remarcable, però, el fet que el disseny amb els tres factors, és a dir, el més global, no detecti heterogeneïtat significativa de pendents per a cap de les dues covariables respecte del factor anells (edat), ni per a la covariable $(\log \text{longitud})^2$ respecte del factor cohort. En canvi, els resultats finals mostren, com en el cas del model rectilini (ANCOVA amb una sola covariable), diferències altament significatives en tots els casos. Ara bé, tal com mostren els gràfics amb les mitjanes ajustades d'una d'aquestes anàlisis (figures III.1.45 i III.1.46), la utilització d'un model curvilini fa disminuir la dispersió dels seus valors. Això és degut al fet que amb l'ajustament d'un model curvilini s'aïlla la component que marca la curvatura de la trajectòria al·lomètrica, separant-ne l'efecte que té sobre les mitjanes ajustades. Aquesta component es correspondria amb l'efecte de la covariable $(\log \text{longitud})^2$, molt significatiu en els resultats de tots els dissenys finals.

Tant els gràfics de mitjanes ajustades dels models rectilinis com els dels models curvilinis mostren clarament les oscil·lacions estacionals de la condició (figures III.1.44, III.1.45 i III.1.46), que ja s'havien detectat anteriorment amb els gràfics de residus de les regressions (figura III.1.9). Com es pot observar visualment, la forma dels resultats és molt semblant en ambdós casos (mitjanes ajustades i residus). Tot i això, en el cas de les mitjanes ajustades

derivades del model més simple en què no se separa en grups d'edats (figura III.1.44), l'estacionalitat no es mostra tan ben definida com en els altres models més complexos on sí s'han inclòs factors d'edat (figures III.1.45 i III.1.46). Això s'explicaria, probablement, perquè cada grup d'edat mostra un patró d'estacionalitat lleugerament diferenciat, suficient per a distorsionar la forma general del primer model més simple. Aquesta diferència en els patrons d'estacionalitat es posa de manifest en les interaccions significatives que es detecten en dos dels dissenys finals entre el factor campanya i els factors cohort o anells per separat. A partir de les dades disponibles, doncs, novament es posa de manifest que la condició presenta pics màxims cap a finals de primavera o principis d'estiu (mesos de maig i juny), mentre que els moments de mínima condició se situarien en un rang temporal una mica més ampli entre finals de tardor i pic d'hivern (mesos de novembre a febrer). Els gràfics de les figures III.1.44, III.1.45 i III.1.46, especialment els de la darrera, mostren com la utilització del model curvilini no fa desaparèixer les oscil·lacions però sí la forma general corbada, com era d'esperar. Si bé la primera oscil·lació intranual (peixos de menys d'un any) sembla marcar-se millor amb el model rectilini, la darrera oscil·lació visible als gràfics (peixos de 3 o més anys) s'evidencia millor amb les mitjanes ajustades obtingudes a partir de l'aplicació del model curvilini.

Cal destacar que, en aquest situació de manca de linealitat en la relació al·lomètrica entre longitud i pes, la comparació de la condició entre grups d'edat és interpretable de diverses formes. A partir dels gràfics de mitjanes ajustades pel model rectilini, s'observa com la suposada mínima condició es presenta en una edat mitja (1+, és a dir, subadults), mentre que en edats inferiors i superiors a aquesta els peixos presenten millor condició. Aquest patró, però, es perd en bona mesura, tot i que no del tot, quan es modelitza la relació log longitud vs log pes mitjançant el model curvilini. Així doncs, hom pot interpretar d'entrada que la perca americana a Banyoles tendeix a presentar sempre, any rera any i com a mínim durant els dos anys i mig que s'ha perllongat el present mostratge, pitjor condició en els individus que tenen entre un i dos anys, suposant al mateix temps que hi deu haver algun o diversos factors que expliquin aquest fet. Alguns d'aquests factors podrien estar relacionats amb la dieta, la competència o l'ús de l'hàbitat, entre altres aspectes canviants al llarg del creixement. És a dir, se suposaria que existeixen uns factors tals que limiten la condició més acusadament en aquesta edat, de tal manera que en cas d'operar amb una intensitat diferent d'aquella amb què suposadament es presenten, les perques americanes subadultes de l'Estany podrien presentar un pes major per a la mateixa longitud. Ara bé, es pot plantejar un marc explicatiu alternatiu que no ha d'incorporar aquesta suposada limitació. Consistiria en suposar que aquesta forma còncava de la relació al·lomètrica de la perca americana és inherent al seu creixement, de manera que, en absència de limitació, o, de forma més realista, amb una limitació homogènia al llarg del creixement, es donaria igualment. És a dir, es suposaria que existeix un canvi ontogenètic en l'al·lometria que tendiria a produir-se de forma habitual. En aquest context, no tindria sentit parlar de pitjor o millor condició en el sentit que un determinat grup d'edat es trobés, o no, més sotmès a un cert estrès que el portés a perdre pes, o no guanyar-ne tant, en relació a altres grups d'edat. Simplement, s'haurien d'entendre aquests moments en la vida

del peix com a “estirades” en el creixement més marcades en longitud que no pas en pes, moments que es donarien en qualsevol població. El sentit biològic d’aquestes “estirades” en el creixement podria estar relacionat amb la necessitat d’atènyer certa longitud (o el màxim possible de longitud) en moments clau com és el de la maduració sexual de l’individu. Així, el model general, fos quin fos, hauria d’incorporar sempre, o almenys quan s’utilitza el pes total, una certa curvatura en la trajectòria al·lomètrica, de tal forma que la recta només seria un cas concret un tant allunyat del model general. Per tant, les comparacions entre poblacions també s’haurien de fer sobre la base d’aquest model més general.

Qualsevol de les dues hipòtesis exposades s’hauria de validar o rebutjar a través d’experiments degudament dissenyats. En realitat, són dues situacions contraposades o extremes, que probablement es donen alhora. En el primer cas suposaríem que es dona únicament una relació causa-efecte entre diversos factors reguladors i la condició que explicaria per què en certes edats aquesta presenta valors menors. En el segon cas, en canvi, suposaríem que sempre hi ha un canvi ontogenètic de base en l’al·lometria, aliè a l’efecte dels factors abans esmentats. És evident, doncs, que no seria gens inversemblant que, en cas d’existir aquest canvi ontogenètic de base, aquest pogués veure’s afectat per certs factors reguladors. Posats a especular, fins i tot és possible que aquesta relació amb certs factors reguladors, com per exemple la competència intraespecífica, s’articulés potser a través d’un procés complex de retroalimentació, o oposadament, de retroinhibició.

Tornant al problema de la heterogeneïtat de variàncies dels errors entre grups, s’han calculat i representat gràficament tant aquestes com les variàncies de la variable dependent per grup, si bé aquestes darreres no han d’ésser necessàriament iguals per a poder aplicar l’ANCOVA. Així, en primer lloc, a les figures III.1.47.A, III.1.47.B i III.1.47.C es mostren les variàncies del logaritme del pes i els seus corresponents coeficients de variació respecte de les variables n (nombre de casos), mitjana del logaritme del pes, i edat. La transformació logarítmica de la variable pes de ben segur ha fet disminuir acusadament les diferències entre les seves variàncies. Tot i això, com es pot veure en ambdues figures, continuen existint diferències prou notables entre els valors d’aquest estadígraf.

En la primera d’aquestes figures (figura III.1.47.A) es mostren les variàncies corresponents als catorze grups separats en la primera anàlisi més senzilla de la taula III.1.12, on tan sols apareix el factor campanya. No s’hi observa cap patró clar, malgrat que es fa evident que es presenten diferències prou notables. En les altres dues figures (figures III.1.47.B i III.1.47.C), en canvi, es mostren les variàncies i els coeficients de variació calculats per a cada grup resultant de la combinació dels factors que intervenen en les altres tres anàlisis de la taula III.1.12, on s’han introduït més factors. En aquestes tres anàlisis, els grups formats són coincidents malgrat que els factors que s’hi introdueixen estableixen comparacions diferents. Com es pot veure en els gràfics, en aquest cas les variàncies no presenten patrons de variació gens aleatoris. D’entrada, i com era d’esperar, la variància dins de cada grup tendeix a disminuir i estabilitzar-se en un valor baix a mesura que augmenta el nombre de casos. Amb

tot, però, s'observa un cert augment de la variància en els grups amb més casos, marcant-se al mateix temps un mínim cap a un valor de n mitjà, corresponent als peixos amb una edat compresa entre l'any i mig i els dos anys i mig, aproximadament. Lògicament, els grups amb més casos són els dels peixos més joves, en els quals les captures foren molt més abundants que en la resta. En les representacions de la variància respecte de la mitjana del logaritme del pes i també respecte de l'edat es pot veure amb més claredat que es perfila una trajectòria còncaua, amb mínimes variàncies en la part central de l'espectre d'ambdues variables. A més a més, s'hi observen també unes clares oscil·lacions estacionals en la variància, la qual tendeix a mantenir-se estable durant bona part de l'any i a canviar sobtadament durant el principi de l'època de màxim creixement (finals de primavera i principis d'estiu). Aquest canvi sobtat es manifesta especialment en el primer i tercer aniversari (mes de juny) i molt menys en el segon aniversari. Els gràfics del coeficient de variació mostren perfils semblants als ja comentats per a la variància, augmentant, això sí, la curvatura del perfil fins al punt que apareixen formes en U ben paleses.

Ara bé, aquestes formes còncaues poden ser, almenys en part, un artefacte produït per la inclusió en els gràfics dels grups que inclouen més d'una edat (superior o igual a 3+). En conjunt, aquests grups estan representats per un nombre de casos (n) molt baix. Però, alhora, i com a conseqüència de l'agrupació de diverses edats, també presenten una amplitud de rang de valors de la variable relativament gran. Ambdós fets poden contribuir a fer augmentar la dispersió de valors al voltant de les mitjanes per grup, però probablement el segon determini en major mesura el patró d'evolució de la variància. En la figura III.1.47.C s'observa com l'amplitud d'aquest rang va disminuint al llarg de l'edat, fins que apareixen els grups ara esmentats, que presenten una amplitud semblant a la dels grups més joves simplement perquè s'han hagut d'agrupar diverses edats en un mateix grup, cosa que no deixa d'ésser un tant arbitrària. La disminució progressiva de l'amplitud del rang de valors de la variable pes al llarg dels grups d'edat és una conseqüència de la transformació logarítmica. De fet, sense la transformació es dona la situació inversa, en què l'amplitud va augmentant amb l'edat. A la figura III.1.47.C també s'observa que, en conjunt, els grups amb major amplitud, ja siguin joves o vells, presenten variàncies majors que els grups amb amplituds petites, generalment d'edat mitjana. Això, tot i que no havia d'ésser necessàriament així, ja era d'esperar. Però també es fa evident que els grups de peixos joves amb molta amplitud presenten una menor variància que els dels més vells amb una amplitud semblant. Això seria degut al fet que en els primers tan sols hi ha una única corba modal, mentre que els segons són cadascun la conjunció de diverses corbes modals separades, tantes com edats inclou l'agrupació.

Per un altre costat, s'han representat les variàncies dels errors per grup dels dissenys definitius de l'ANCOVA fets tant per al model rectilini com per al curvilini, que lògicament no són coincidents, donat que els models ajustats són diferents (figures III.1.48.A i III.1.48.B). No s'han representat les variàncies dels errors dels dissenys preliminars, malgrat que és d'esperar que presentin una menor variació que en les cas dels dissenys definitius, com a conseqüència de l'estimació d'un coeficient de regressió propi i independent per a cada grup. Les variàncies

dels errors obtingudes en les anàlisis amb un sol factor (campanya) (figura III.1.48.A) no mostren cap patró massa evident, llevat d'una certa tendència a l'estacionalitat observable quan es representen en relació a la data. Aquesta estacionalitat es reflectiria aproximadament en un patró amb mínimes variàncies dels errors a l'hivern i màximes a l'estiu. Aquest patró estacional és encara més evident en el cas de les variàncies dels errors de les anàlisis on s'ha introduït algun factor d'edat addicional (figura III.1.48.A). Per altra banda, en aquestes variàncies pràcticament ja no s'observa la forma general còncava respecte de l'edat i hi resten tan sols visibles les variacions estacionals, més o menys desdibuixades per la variació afegida que implica el fet que no tots els grups presentin el mateix nombre de casos (n). També és destacable el fet que aparentment les diferències entre els gràfics pels models rectilini i curvilini són mínimes. En qualsevol cas, sembla clar que la manca d'homogeneïtat de variàncies dels errors entre grups és deguda sobretot a les fluctuacions d'aquestes variàncies lligades a l'evolució en el temps de la relació longitud-pes, i, en definitiva, doncs, és inevitable en una anàlisi com la que s'ha plantejat.

En relació a l'estudi de l'evolució ontogenètica de la variància, o d'altres estadígrafs de dispersió, el següent pas per anar més enllà de la simple discussió sobre gràfics seria la utilització de models d'anàlisi com l'ANCOVA o altres MLG, utilitzant la pròpia variància com a variable dependent. Aquest pas, però, no s'ha arribat a fer en aquest treball, tot i que existeixen treballs previs en què s'han dut a terme anàlisis d'aquesta mena (Arnason *et al.* 1992). Unes anàlisis en aquest sentit potser permetrien aclarir millor el paper de la longitud en aquests canvis de la variància del pes. Acceptant que existeixi una relació curvilínia còncava entre el pes i la longitud, semblaria que això hauria d'explicar almenys en part l'augment de la variància al llarg del creixement si s'utilitza un model rectilini. Així, si un determinat grup d'edat menor que un altre qualsevol presenta també un pendent b inferior en l'ajustament per separat del model rectilini, és d'esperar que això sol ja provoqui un cert augment de la variància del pes en el segon grup, donada la major verticalitat de la seva trajectòria predita. D'acord amb aquest raonament, és improbable que es trobi una situació real en què, havent-hi manca de linealitat, es pugui donar per bo el supòsit de l'homogeneïtat de variàncies dels errors. Per altra banda, també caldria conèixer quin és el patró d'evolució ontogenètic de la variància de la variable pes sense transformar, aspecte que es tracta en el següent capítol.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	2644428,81	1, 20531	<0,0005
		Campanya	115,37	13, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	106,32	13, 20532	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	51538,03	1, 19173	<0,0005
		Campanya	63,79	8, 19173	<0,0005
		Cohort	2,95	4, 19173	0,0192
		Anells	42,94	2, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	46,41	8, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	2,78	4, 19173	0,0255
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud x Anells	44,77	2, 19173	<0,0005
		Log Longitud	94669,34	1, 19173	<0,0005
		Campanya	12,20	9, 19173	<0,0005
		Cohort	22,05	5, 19173	<0,0005
		Campanya x Cohort	4,90	25, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	11,51	9, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	24,27	5, 19173	<0,0005
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud x Campanya x Cohort	5,51	25, 19173	<0,0005
		Log Longitud	41593,78	1, 20531	<0,0005
		Campanya	3,31	12, 20531	<0,0005
		Anells	45,74	3, 20531	<0,0005
Campanya x Anells		3,04	38, 20531	<0,0005	
Log Longitud x Campanya		3,22	12, 20531	<0,0005	
Log Longitud x Anells		45,65	3, 20531	<0,0005	
Log Longitud x Campanya x Anells		3,37	38, 20531	<0,0005	
Definitiu (ANCOVA)	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	4387352,42	1, 20531	<0,0005
		Campanya	309,00	13, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> =0,0006)	Log Longitud	520553,46	1, 19173	<0,0005
		Campanya	503,57	8, 19173	<0,0005
		Cohort	67,084	4, 19173	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Anells	653,00	2, 19173	<0,0005
		Log Longitud	470419,76	1, 19173	<0,0005
		Campanya	296,02	9, 19173	<0,0005
		Cohort	149,57	5, 19173	<0,0005
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Campanya x Cohort	95,45	25, 19173	<0,0005
Log Longitud		486119,83	1, 20531	<0,0005	
Campanya		74,84	12, 20531	<0,0005	
Anells		452,04	3, 20531	<0,0005	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Campanya x Anells	38,08	38, 20531	<0,0005
		Campanya	115,37	13, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud x Campanya	334393,30	14, 20531	<0,0005
		Campanya	29,89	8, 19173	<0,0005
		Cohort	4,06	4, 19173	0,0028
		Anells	24,08	2, 19173	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud x Campanya x Anells	14418,27	40, 19173	<0,0005
		Campanya	12,57	9, 19173	<0,0005
		Cohort	22,05	5, 19173	<0,0005
		Campanya x Cohort	4,90	25, 19173	<0,0005
tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud x Campanya x Cohort	12404,99	40, 19173	<0,0005	
	Campanya	3,12	13, 20531	<0,0005	
	Anells	45,74	3, 20531	<0,0005	
	Campanya x Anells	3,04	38, 20531	<0,0005	
		Log Longitud x Campanya x Anells	9155,42	56, 20531	<0,0005

Taula III.1.12. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors campanya, cohort i anells i una única covariable (model rectilini). Llegenda: en parèntesis en la 2a columna, significació del test de Levene d'homogeneïtat de variàncies dels errors entre grups; en gris clar, sense rellevància per a la interpretació dels resultats del disseny preliminar; subratllat, resultats significatius (nivell de significació amb homocedasticitat: $\alpha=0,05$; amb heterocedasticitat: $\alpha=0,01$); en negre en el disseny preliminar, part de l'anàlisi en què no es detecta interacció significativa entre un o més d'un factor i la covariable (heterogeneïtat de coeficients de regressió); en negre en el disseny definitiu (ANCOVA), part de l'anàlisi per a la qual no s'ha detectat prèviament heterogeneïtat significativa de coeficients de regressió o de pendents.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1487,02	1, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ²	1611,24	1, 20531	<0,0005
		Campanya	42,89	13, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	39,53	13, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	39,85	13, 20532	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	19,17	1, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ²	4,77	1, 19173	0,0291
		Campanya	29,26	8, 19173	<0,0005
		Cohort	4,4	1, 19173	0,0359
		Anells	1,07	1, 19173	0,3021
		Log Longitud x Campanya	30,35	8, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	28,89	8, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	6,08	2, 19173	0,0019
		(Log Longitud)² x Cohort	3,513	3, 19173	0,0154
		Log Longitud x Anells	0,393	1, 19173	0,531
	(Log Longitud)² x Anells	0,029	1, 19173	0,8648	
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	39,90	1, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ²	5,98	1, 19173	<0,0005
		Campanya	10,91	9, 19173	<0,0005
		Cohort	10,58	5, 19173	0,0142
		Campanya x Cohort	9,11	25, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	9,55	9, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	8,19	9, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	11,02	5, 19173	<0,0005
	(Log Longitud) ² x Cohort	11,45	5, 19173	<0,0005	
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	8,37	1, 20531	0,004
		(Log Longitud) ²	0,29	1, 20531	0,5910
		Campanya	2,74	13, 20531	0,0010
		Anells	8,57	3, 20531	<0,0005
		Campanya x Anells	2,36	39, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	2,96	13, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	3,24	13, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Anells	8,87	3, 20531	<0,0005
(Log Longitud) ² x Anells		9,06	3, 20531	<0,0005	
Log Longitud x Campanya x Anells		2,43	39, 20531	<0,0005	
(Log Longitud) ² x Campanya x Anells		2,73	29, 20531	<0,0005	
Definitiu (ANCOVA)	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	4416,73	1, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ²	3462,83	1, 20531	<0,0005
		Campanya	433,06	13, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	3163,10	1, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ²	1074,21	1, 19173	<0,0005
		Campanya	614,86	8, 19173	<0,0005
		Cohort	113,10	4, 19173	<0,0005
		Anells	248,47	2, 19173	<0,0005
	campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1154,03	1, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ²	753,40	1, 19173	<0,0005
		Campanya	144,18	9, 19173	<0,0005
		Cohort	27,88	5, 19173	<0,0005
		Campanya x Cohort	48,34	25, 19173	<0,0005
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1201,06	1, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ²	779,79	1, 20531	<0,0005
		Campanya	50,41	13, 20531	<0,0005
Anells		23,29	3, 20531	<0,0005	
Campanya x Anells		32,94	39, 20531	<0,0005	

Taula III.1.13. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors campanya, cohort i anells i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

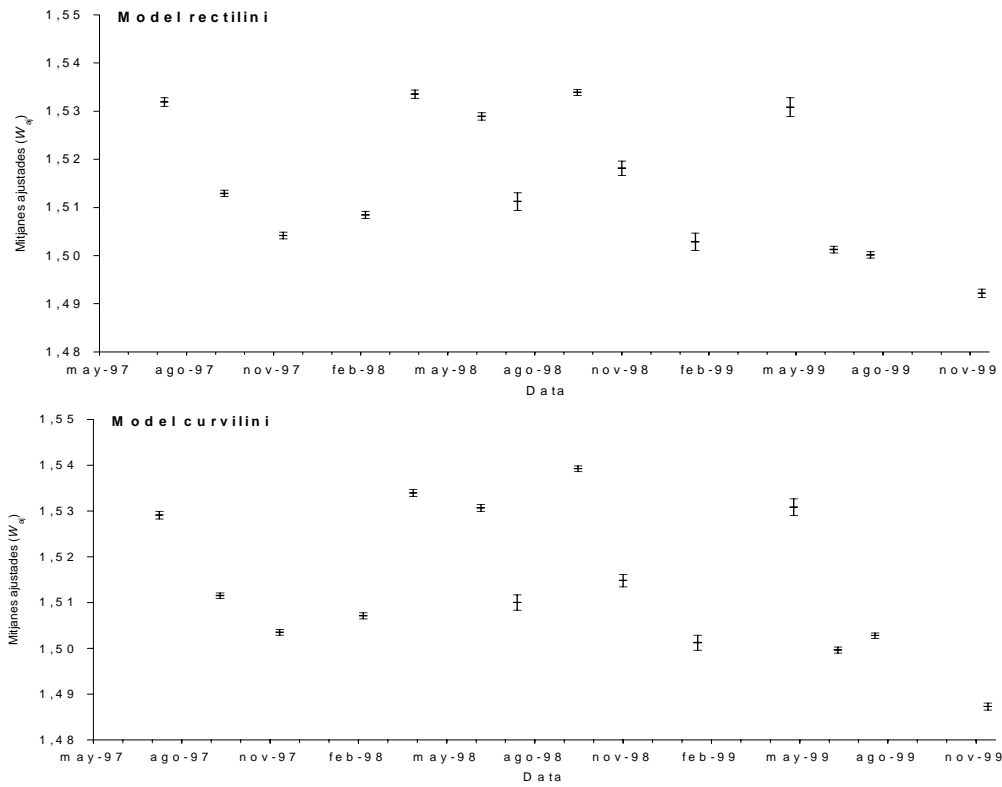


Figura III.1.44. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb un únic factor (campanya) (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

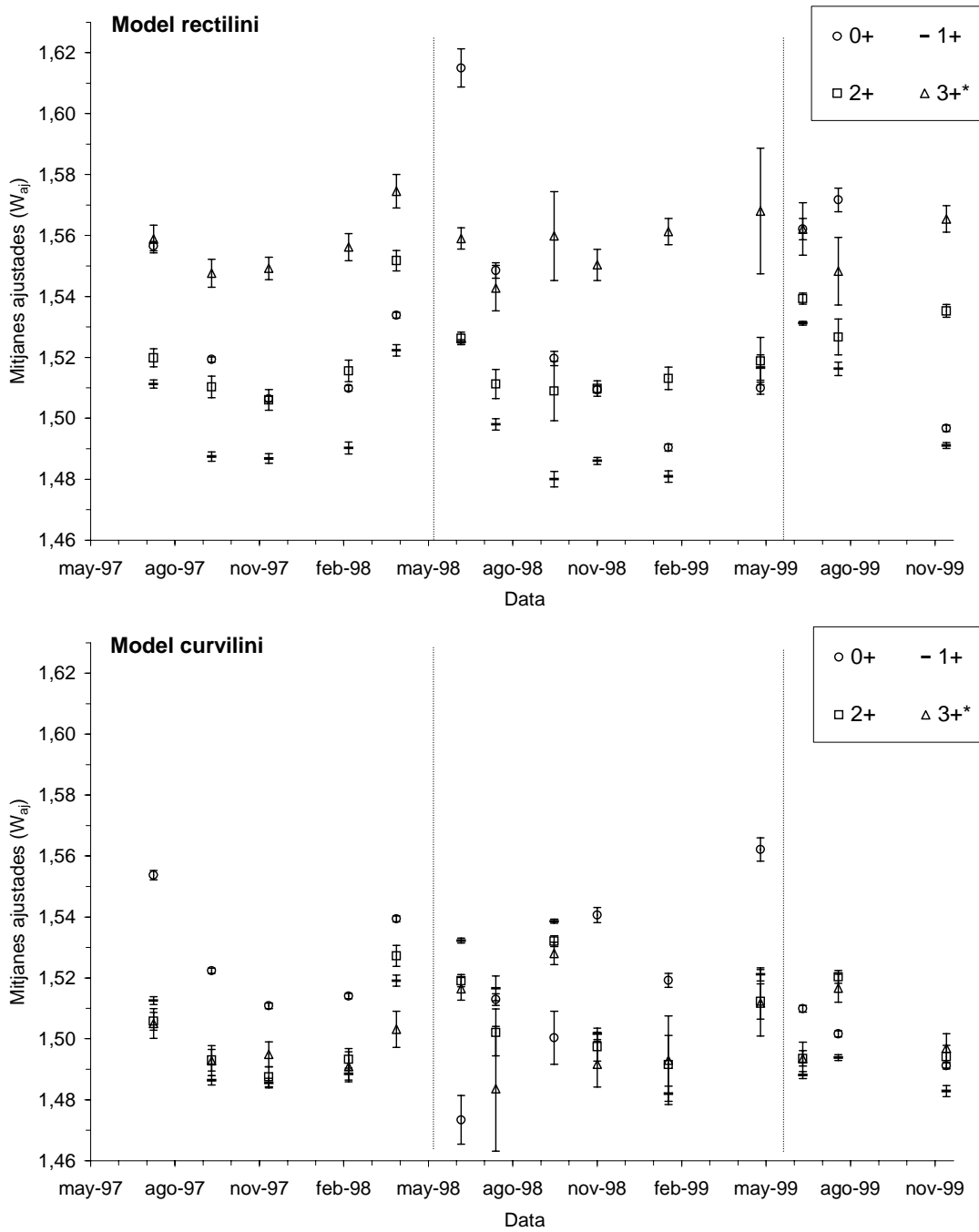


Figura III.145. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (campanya i anells) (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13), representats respecte de la data. Les línies discontinües verticals senyalen la data d'aniversari, separant a banda i banda els grups que tot i tenir la mateixa edat (mesurada en anys sencers) pertanyen a diferents cohorts. * Grups amb tots els casos d'edat igual o superior a 3 anys.

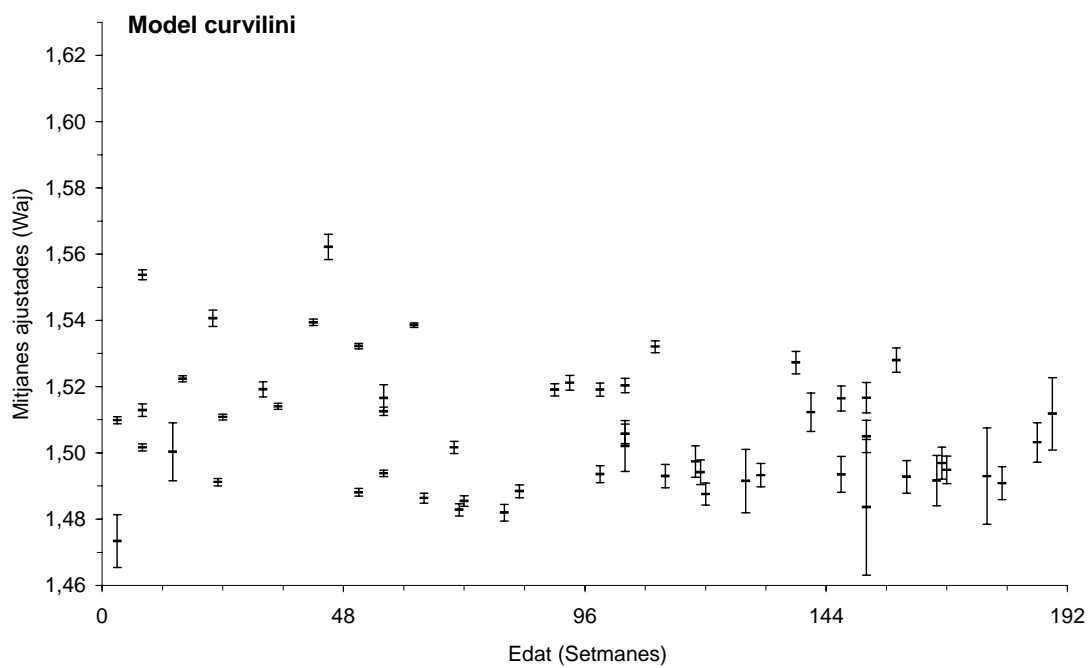
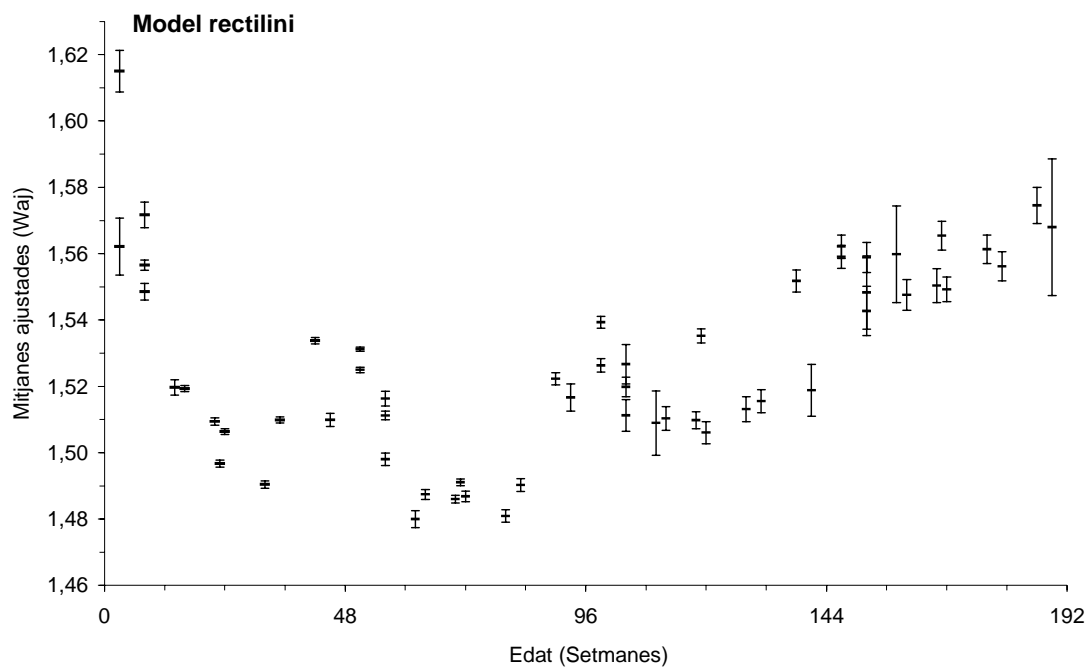


Figura III.1.46. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (campanya i anells) (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13), representats, independentment de la data de pesca, només respecte de l'edat assignada a cada grup.

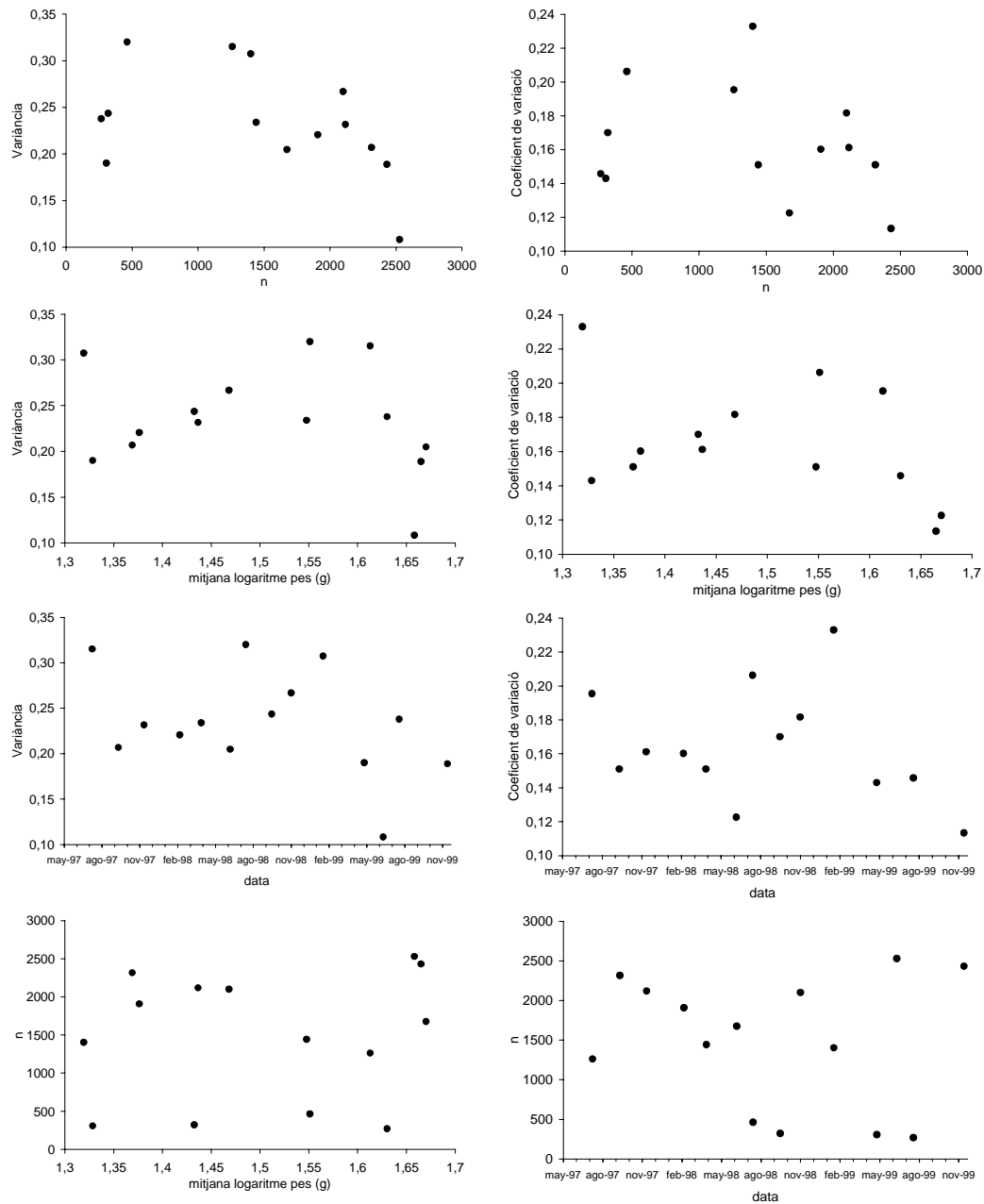


Figura III.1.47.A Variàncies i coeficients de variació per grup de la variable logaritme del pes en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb un únic factor (campanya) (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

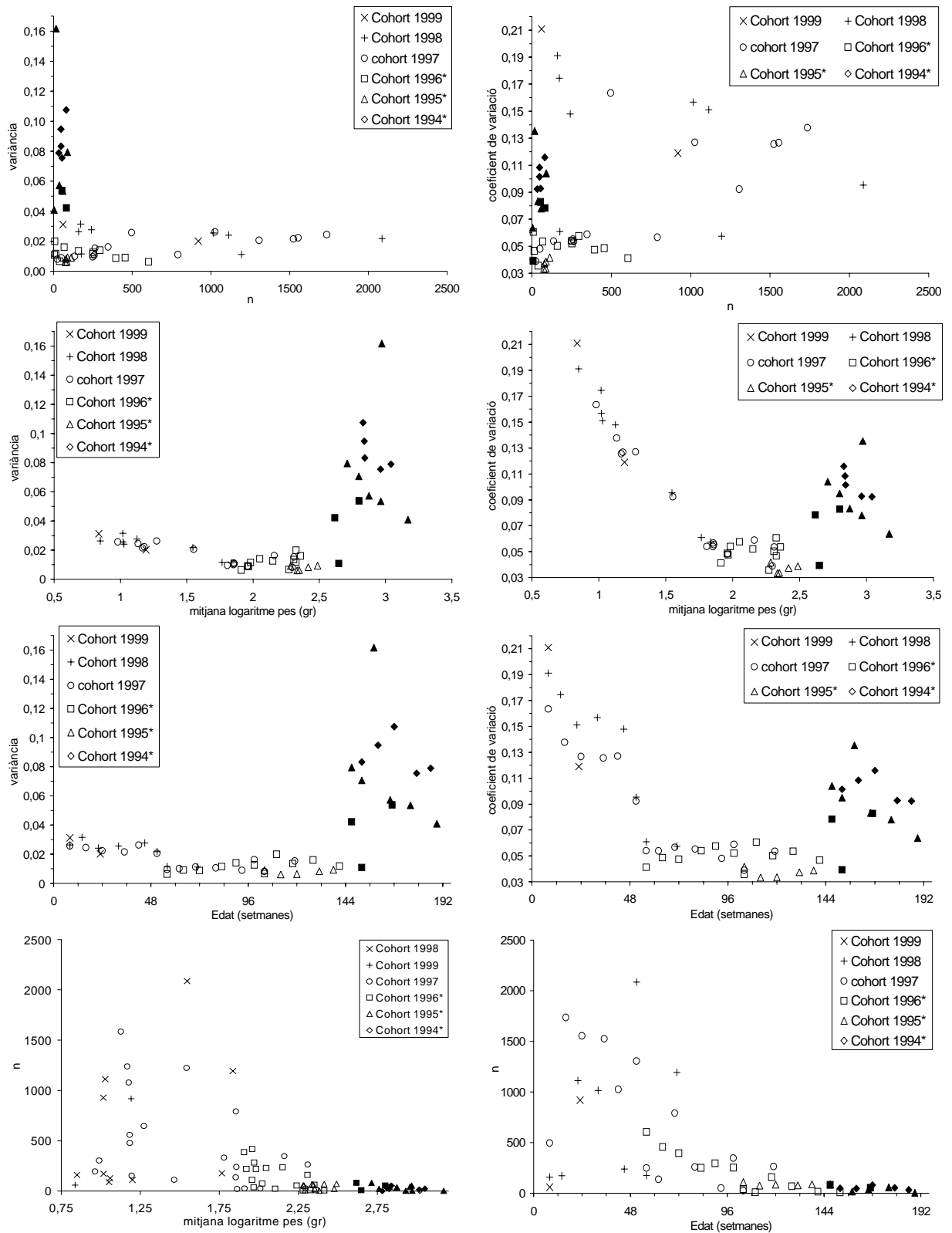


Figura III.1.47.B. Variàncies i coeficients de variació per grup de la variable logaritme del pes en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors [campanya i cohort o bé campanya i anells (grups equivalents)] (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

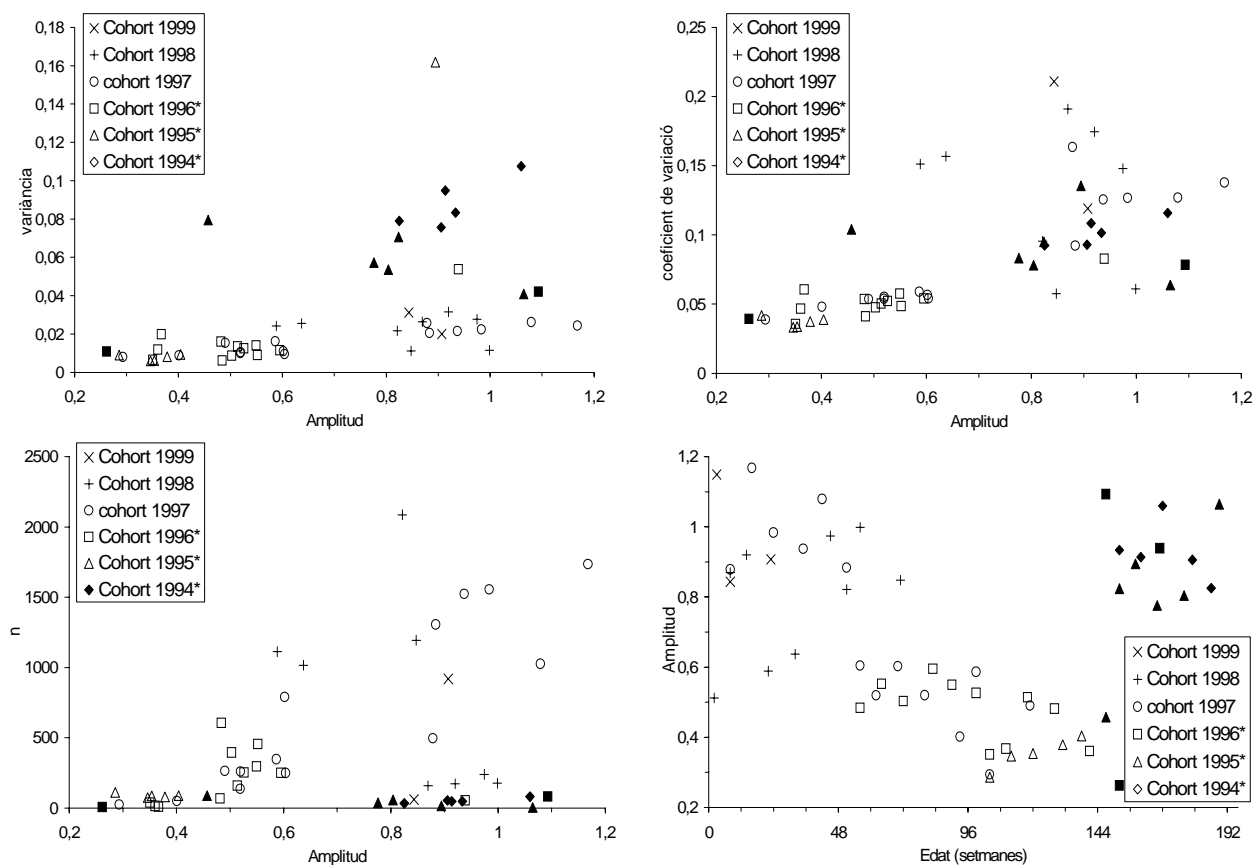
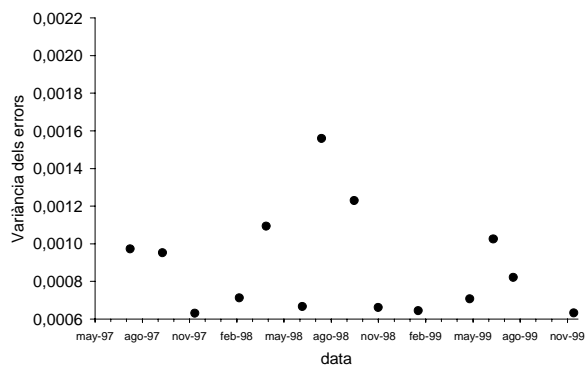
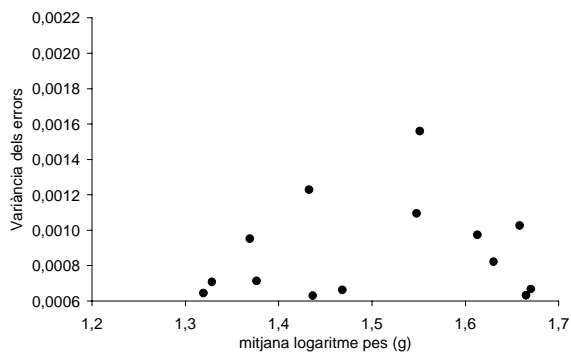
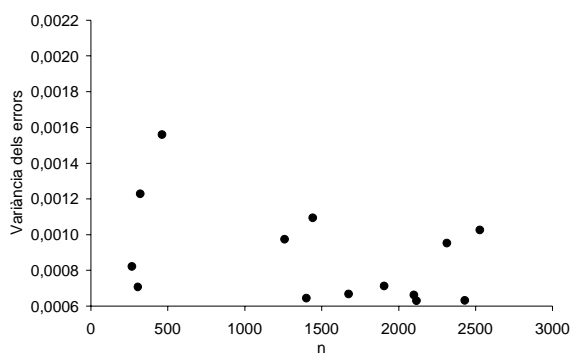


Figura III.1.47.C. Variàncies i coeficients de variació per grup de la variable logaritme del pes en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors [campanya i cohort o campanya i anells (grups equivalents)] (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

Model rectilini



Model curvilini

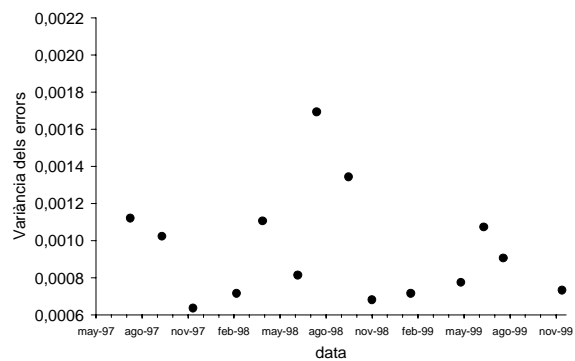
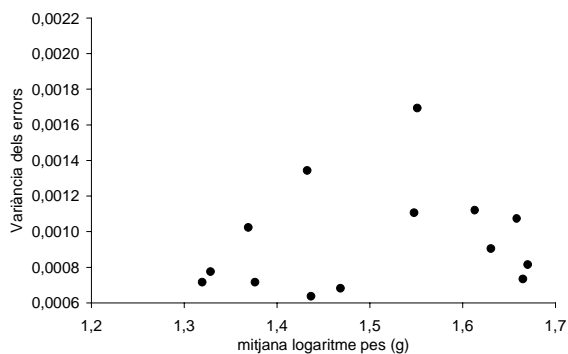
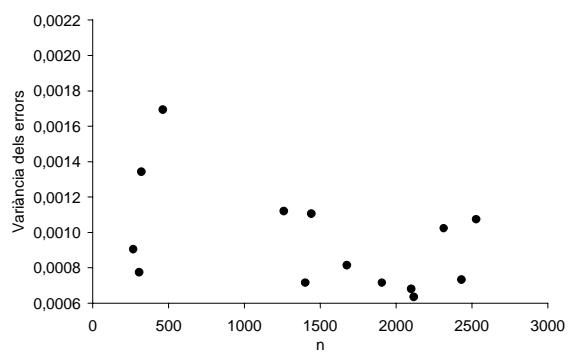
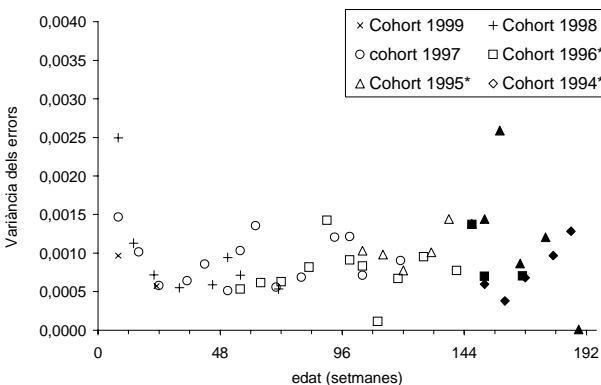
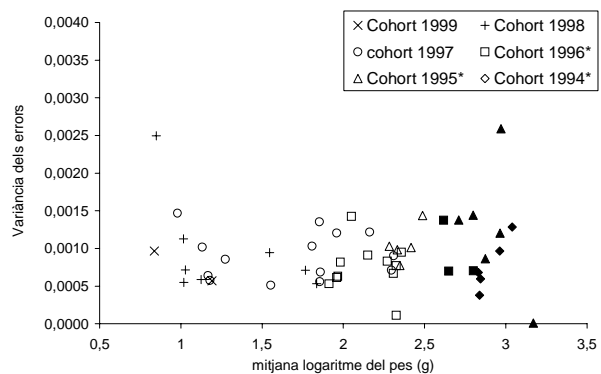
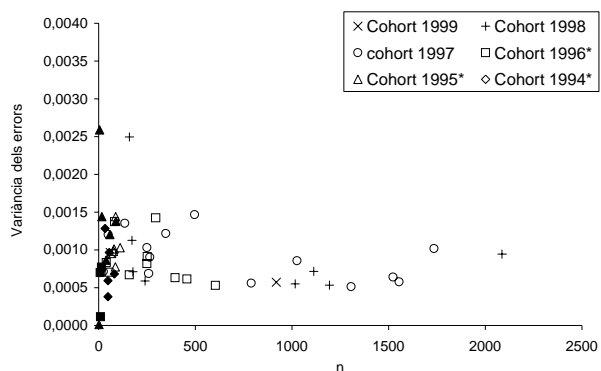


Figura III.148.A Variàncies dels errors per grup obtingudes en els dissenys definitius de les anàlisis de la covariància pels models rectilini (esquerra) i curvilini (dreta) amb un únic factor (campanya) (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

Model rectilini



Model curvilini

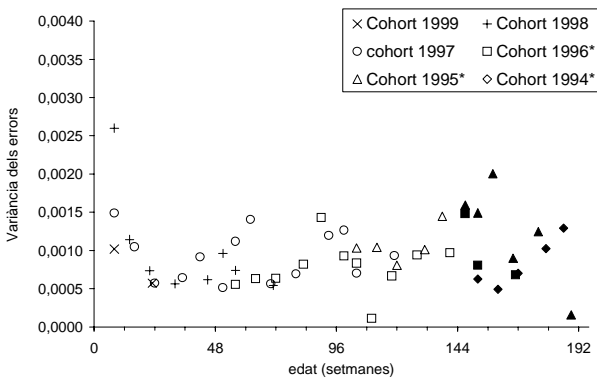
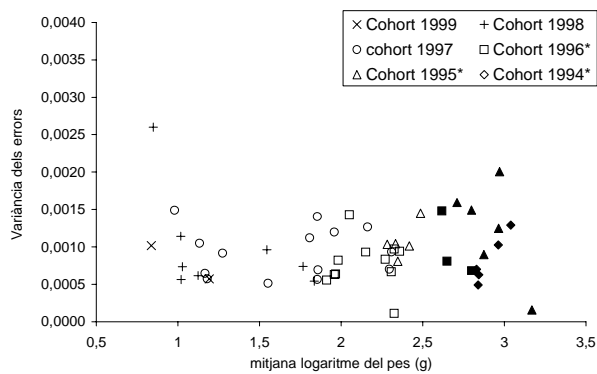
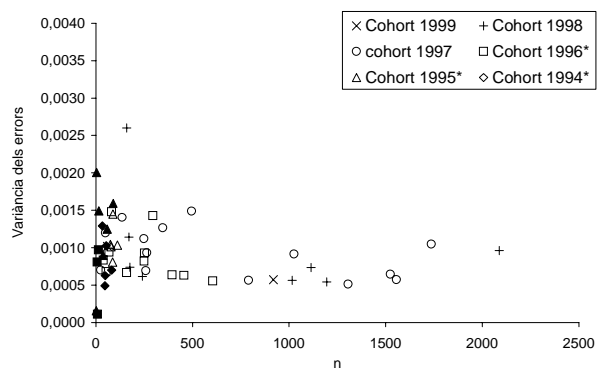


Figura III.1.48.B. Variàncies dels errors per grup obtingudes en els dissenys definitius de les anàlisis de la covariància pels models rectilini (esquerra) i curvilini (dreta) amb dos factors [campanya i cohort o bé campanya i anells (grups equivalents)] (vegeu les taules III.1.12 i III.1.13).

Anàlisi en blocs

Els primers models aplicats d'anàlisi de la covariància han estat un intent de tractar globalment totes les dades disponibles, o bona part. Però, probablement pel fet d'ésser tant generals, no es complia el supòsit d'homogeneïtat de coeficients de regressió. Per tant, s'ha procedit a repetir l'anàlisi fragmentant-la en blocs, primer a través de les cohorts i introduint tan sols el factor campanya (taula III.1.14), i en segon lloc a través de les campanyes (taula III.1.16) i introduint tan sols el factor cohort. En la primera d'aquestes sèries d'anàlisis, es podria haver introduït també el factor anells (edat), cosa que finalment no s'ha fet per tal de simplificar al màxim els dissenys i la seva interpretació posterior, i, a més a més, per evitar el problema de les caselles buides en el disseny. Amb el disseny simple que s'ha escollit, tan sols es compara la condició entre les campanyes (dates de mostratge) dins una mateixa cohort, i, *a posteriori*, es realitzen comparacions amb un test de Bonferroni, per a contrastar les campanyes correlatives. En la segona d'aquesta sèrie d'anàlisis, el fet d'haver emprat el factor cohort és indiferent respecte del cas que s'hagués aplicat només el factor anells, ja que qualsevol dels dos separa per igual idèntics grups dins una mateixa campanya. Òbviament, no tindria cap sentit aplicar-los simultàniament per a una mateixa i única data. Teòricament, una tercera opció de separació en blocs hauria consistit en fragmentar a través del factor anells, introduint el factor campanya, i ometent, o no, el factor cohort. Aquest, però, hauria estat un disseny poc útil, o fins i tot sense sentit tenint en compte que les dates de les campanyes no es corresponen d'un any per l'altre, la qual cosa fa impossible cap altra comparació d'aquestes que no sigui ordenant-les correlativament, de manera que no s'ha dut a terme.

Pel que fa a la primera sèrie d'anàlisis, la major part dels dissenys preliminars han donat uns resultats en els quals s'ha de rebutjar tant l'homogeneïtat de variàncies dels errors com l'homogeneïtat de pendents. Només en el cas de les anàlisis separades de les dades disponibles per a les cohorts de 1995 i 1994 s'ha trobat homogeneïtat de variàncies dels errors i pendents. De tota manera, cal tenir present que la potència del test respecte d'aquestes dues cohorts és menor que en les altres ja que la quantitat de dades és considerablement més petita. És a dir, les probabilitats d'acceptar la hipòtesi de paral·lelisme o la d'homocedasticitat tot i no ésser certes (error de tipus II), són majors que en les altres cohorts. El resultat del disseny definitiu per a aquestes dues cohorts dona diferències significatives entre els grups separats pel factor campanya. Amb la resta de cohorts, s'ha procedit amb els dos tipus de disseny finals, i s'han trobat sempre diferències significatives entre les mitjanes ajustades (disseny típic de l'ANCOVA) i entre les ordenades a l'origen (anàlisi de regressions separades) dels grups separats pel factor campanya, excepte per a la cohort de 1994. Les mitjanes ajustades (W_{iaj}) obtingudes amb aquestes anàlisis es mostren a la figura III.1.49, separades en diferents gràfics donat que no són comparables en no provenir d'una mateixa anàlisi. S'hi poden observar les mateixes oscil·lacions estacionals, ja evidenciades anteriorment.

Donada la manca de linealitat ja tant manifestada entre la covariable i la variable analitzada, s'ha optat novament per repetir les anàlisis en bloc anteriors afegint-hi la covariable (log

longitud)² (taula III.1.15). No s'ha pogut fer l'anàlisi per a la cohort de 1999 perquè la inclusió de la nova variable provocava que els graus de llibertat d'un dels testos esdevinguessin zero. Els resultats mostren poca millora respecte del model rectilini. Continua apareixent homogeneïtat de coeficients de regressió per a la cohort del 1995, afegint-s'hi a més la del 1994, amb totes les consideracions, comentades suara i aquí també aplicables, respecte dels errors de tipus II. Respecte d'aquesta darrera cohort, a més, el disseny definitiu no ha detectat un efecte significatiu de la covariable addicional. En canvi, per totes les altres cohorts la nova covariable té un efecte significatiu, i, a més, apareixen diferències significatives entre les mitjanes ajustades per campanyes també en tots les anàlisis. Amb tot, però, l'evolució al llarg del temps d'aquestes mitjanes ajustades (figura III.1.50), no sembla originar cap millora en la descripció de les tendències en la condició respecte de les mitjanes ajustades del model rectilini (figura III.1.49). Això es manifesta en què les oscil·lacions estacionals es desdibuixen considerablement, les tendències es fan més irregulars, i, a més, els errors típics augmenten clarament per a alguns grups. Possiblement aquests mals resultats en l'aplicació del model curvilini siguin deguts a que cap dels blocs de dades consta d'una sèrie temporal prou llarga com per a incloure un rang de mides suficientment ampli que permeti marcar bé la forma general curvilínia.

La segona sèrie d'anàlisis amb el model rectilini, fragmentant per les campanyes (moment de la captura), tampoc ha generat resultats gaire millors que la primera pel que fa als dissenys preliminars (taula III.1.16). Així, tan sols per a la cinquena campanya de mostratge (març i abril de 1998) no s'ha detectat heterogeneïtat de pendents comparant els grups formats pel factor cohort, que en realitat separa les dades de cada ocasió de captura en quatre grups d'edat. Així mateix, només en una anàlisi, la de la campanya 7, no s'ha detectat heterocedasticitat. El problema de l'heterocedasticitat generalitzada ja era previsible, tal com s'ha donat en la majoria de les altres anàlisis fetes fins ara, i tal com es pot observar gràficament en la figura III.1.48. Tots els dissenys definitius, incloent-hi el de la cinquena campanya en la qual s'ha acceptat l'homogeneïtat de pendents, i tant pel que fa al disseny típic (ANCOVA) com a l'anàlisi de regressions separades, han generat resultats altament significatius pel que fa a les diferències entre mitjanes ajustades i ordenades a l'origen, respectivament. És a dir, per una mateixa data i sigui quin sigui el moment de l'any, existeixen diferències significatives en la condició entre grups d'edat, això sí, fent extensible aquesta afirmació només a la comparació de les mitjanes per grup, i no pas a tot l'espectre de valors que presenta respecte de la covariable (logaritme de la longitud).

En canvi, quan s'ha aplicat el model curvilini a aquesta segona sèrie de blocs de dades (fragmentant per campanya), els resultats dels dissenys preliminars amb el model curvilini han estat força satisfactoris. En cap de les campanyes, llevat de tres (3, 5 i 6), s'han detectat interaccions significatives del factor cohort amb les covariables, acceptant, per tant, la hipòtesi nul·la d'homogeneïtat de coeficients de regressió (taula III.1.17.A). Així doncs, el fet que la utilització d'un model curvilini faci disminuir notablement les situacions en què es detecta heterogeneïtat de pendents és indicador que aquesta és provocada en bona mesura per

la mateixa manca de linealitat. Per tant, s'han realitzat amb més garanties les ANCOVA finals (taula III.1.17.B), les quals novament mostren efectes molt significatius per al factor cohort. A la figura III.1.51 es representen les mitjanes ajustades tant de les ANCOVA aplicant el model estàndard rectilini, com de les que s'han fet amb el model curvilini. S'han representat separatament per campanyes. S'hi observa el mateix patró descrit anteriorment a partir del model general d'anàlisi sense fragmentar, consistent en una forma còncaua per part de les mitjanes ajustades del model rectilini, forma que tendeix a allisar-se en el cas del model curvilini.

Tots els resultats d'aquestes darreres anàlisis fragmentades en blocs, aparentment decebedors, reforcen el que ja s'ha vingut mostrant fins ara amb els resultats, com ara els de les regressions. Així, la manca d'homogeneïtat de pendents era força previsible d'acord amb el que s'il·lustra en les figures III.1.19 i III.1.20, on precisament s'observa una clara tendència a l'augment progressiu del pendent del model (b) al llarg de la vida dels peixos, així com també fluctuacions intranuals pel que fa a aquest mateix paràmetre. Només en el cas dels peixos més vells agrupats tots en un únic grup, el pendent b resulta ser homogeni, o més ben dit, sense diferències significatives al llarg de les campanyes. Això també lliga amb allò que s'observa en les figures esmentades, on tampoc es fa palesa la possible variació del pendent b , pels motius ja explicats. Per altra banda, el fet que en els dissenys finals realitzats sobre aquestes dues cohorts, que en realitat no són tals sinó una agrupació de cohorts, només apareguin diferències significatives per a la cohort de 1995 probablement és degut a que les dades d'aquesta inclouen tant dates estivals com hivernals. Les variacions estacionals en la condició es fan així més paleses, és a dir, augmenta l'efecte del factor campanya, provocant que apareguin diferències significatives en les mitjanes ajustades (W_{iaj}).

En totes les anàlisis de regressions separades fetes fins ara s'han trobat diferències molt significatives en les ordenades a l'origen de cadascuna de les regressions dels diferents grups, ja estiguessin associats a cada nivell dels factors utilitzats o bé a cada encreuament possible de nivells quan s'ha testat també la seva interacció. Això, de fet, ja era d'esperar, i per tant no aporta informació nova, doncs ja s'havia evidenciat que totes les rectes d'aquestes regressions tendeixen a creuar-se en una posició intermèdia del rang observat de longituds (figura III.1.35), provocant així la separació de les seves ordenades a l'origen. Amb això es posa de manifest, com ja s'apuntava al capítol de mètodes, l'escassa utilitat d'aquesta anàlisi particular. Per altra banda, el perill que suposa la utilització de les mitjanes ajustades derivades de qualsevol anàlisi de covariància en què s'estimin coeficients de regressió separats i independents, motiu pel qual ni tan sols es mostren en aquest treball, s'ha intentat posar de nou de manifest amb dos exemples extrets de les anàlisis fetes fins ara sobre les dades de la perca americana (figures III.1.52 i III.1.53). En aquestes es fa palès que les distàncies entre les mitjanes ajustades derivades de l'anàlisi de regressions separades depèn de la posició de la mitjana global (\bar{L}) per a la covariable sobre la qual es computen, de tal manera que si aquesta mitjana global canvia de valor també ho faran les distàncies

esmentades. Com també es pot veure en les mateixes figures, aquest problema no es dona amb les mitjanes ajustades derivades de l'ANCOVA típica.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Cohort 1999 ($P < 0,1186$)	Log Longitud	10688,68	1, 978	<0,0005
		Campanya	0,065	1, 978	0,7982
		Log Longitud x Campanya	0,704	1, 978	0,4016
	Cohort 1998 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	63119,30	1, 6156	<0,0005
		Campanya	32,86	7, 6156	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	34,13	7, 6156	<0,0005
	Cohort 1997 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	21048,02	1, 9762	<0,0005
		Campanya	26,01	13, 9762	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	26,51	13, 9762	<0,0005
	Cohort 1996* ($P < 0,0005$)	Log Longitud	6998,70	1, 2684	<0,0005
		Campanya	4,50	13, 2684	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	4,68	13, 2684	<0,0005
	Cohort 1995* ($P = 0,0665$)	Log Longitud	2933,55	1, 633	<0,0005
		Campanya	1,01	10, 633	0,4337
		Log Longitud x Campanya	0,946	10, 633	0,4902
	Cohort 1994* ($P < 0,0122$)	Log Longitud	26087,52	1, 253	<0,0005
		Campanya	2,50	4, 253	0,0429
		Log Longitud x Campanya	2,53	4, 253	0,0410
Definitiu (ANCOVA)	Cohort 1999 ($P < 0,1300$)	Log Longitud	32986,49	1, 978	<0,0005
		Campanya	264,22	1, 978	<0,0005
	Cohort 1998 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	151984,58	1, 6156	<0,0005
		Campanya	350,29	7, 6156	<0,0005
	Cohort 1997 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	234156,26	1, 9762	<0,0005
		Campanya	263,33	13, 9762	<0,0005
	Cohort 1996* ($P < 0,0005$)	Log Longitud	37141,73	1, 2684	<0,0005
Campanya		58,76	13, 2684	<0,0005	
Cohort 1995* ($P = 0,0656$)	Log Longitud	14420,98	1, 633	<0,0005	
	Campanya	9,49	10, 633	<0,0005	
Cohort 1994* ($P < 0,0181$)	Log Longitud	29681,78	1, 262	<0,0005	
	Campanya	2,40	4, 262	0,0503	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Cohort 1998 ($P < 0,0005$)	Campanya	32,86	7, 6156	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	19744,65	8, 6156	<0,0005
	Cohort 1997 ($P < 0,0005$)	Campanya	26,01	13, 9762	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	17319,09	14, 9762	<0,0005
	Cohort 1996* ($P < 0,0005$)	Campanya	4,50	13, 2684	<0,0005
Log Longitud x Campanya		2704,85	14, 2684	<0,0005	
Cohort 1994* ($P < 0,0122$)	Campanya	2,50	4, 253	0,0429	
	Log Longitud x Campanya	6079,84	5, 253	<0,0005	

Taula III.1.14. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per cohorts) basades en el factor campanya i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Cohort 1999	-	-	-	-
	Cohort 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,36	1, 6156	0,5480
		(Log Longitud) ²	19,48	1, 6156	<0,0005
		Campanya	3,88	7, 6156	<0,0005
		Longitud x Campanya	3,83	7, 6156	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	3,77	7, 6156	<0,0005
	Cohort 1997 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	3,37	1, 9762	0,0660
		(Log Longitud) ²	20,91	1, 9762	<0,0005
		Campanya	3,43	13, 9762	<0,0005
		Longitud x Campanya	3,36	13, 9762	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Campanya	3,67	11, 9762	<0,0005
	Cohort 1996* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,46	1, 2684	0,5000
		(Log Longitud) ²	2,01	1, 2684	0,1560
		Campanya	2,38	13, 2684	0,0040
		Longitud x Campanya	2,38	13, 2684	0,0040
		(Log Longitud) ² x Campanya	2,73	11, 2684	0,0020
	Cohort 1995* (<i>P</i> =0,0665)	Log Longitud	3,25	1, 633	0,0720
		(Log Longitud) ²	2,92	1, 633	0,0880
		Campanya	0,71	10, 633	0,7180
		Longitud x Campanya	0,71	10, 633	0,7160
		(Log Longitud)² x Campanya	0,86	8, 633	0,5480
Cohort 1994* (<i>P</i> <0,0122)	Log Longitud	0,43	1, 262	0,5100	
	(Log Longitud) ²	1,48	1, 262	0,2240	
	Campanya	1,44	4, 262	0,2220	
	Longitud x Campanya	1,47	4, 262	0,2130	
	(Log Longitud)² x Campanya	1,49	4, 262	0,2050	
Definitiu (ANCOVA)	Cohort 1999	-	-	-	-
	Cohort 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	59,63	1, 6156	<0,0005
		(Log Longitud) ²	154,97	1, 6156	<0,0005
		Campanya	369,90	7, 6156	<0,0005
	Cohort 1997 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	78,51	1, 9762	<0,0005
		(Log Longitud) ²	234,07	1, 9762	<0,0005
		Campanya	230,31	13, 9762	<0,0005
	Cohort 1996* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	22,31	1, 2684	<0,0005
		(Log Longitud) ²	16,47	1, 2684	<0,0005
		Campanya	54,68	13, 2684	<0,0005
	Cohort 1995* (<i>P</i> =0,0632)	Log Longitud	32,95	1, 633	<0,0005
		(Log Longitud)²	4,50	1, 633	0,0343
		Campanya	9,04	10, 633	<0,0005
Cohort 1994* (<i>P</i> <0,0217)	Log Longitud	10,83	1, 262	0,0011	
	(Log Longitud)²	0,73	1, 262	0,3927	
	Campanya	2,43	4, 262	0,0478	

Taula III.1.15. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per cohorts) basades en el factor campanya i dues covariables (model curvilini). Llegendra com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

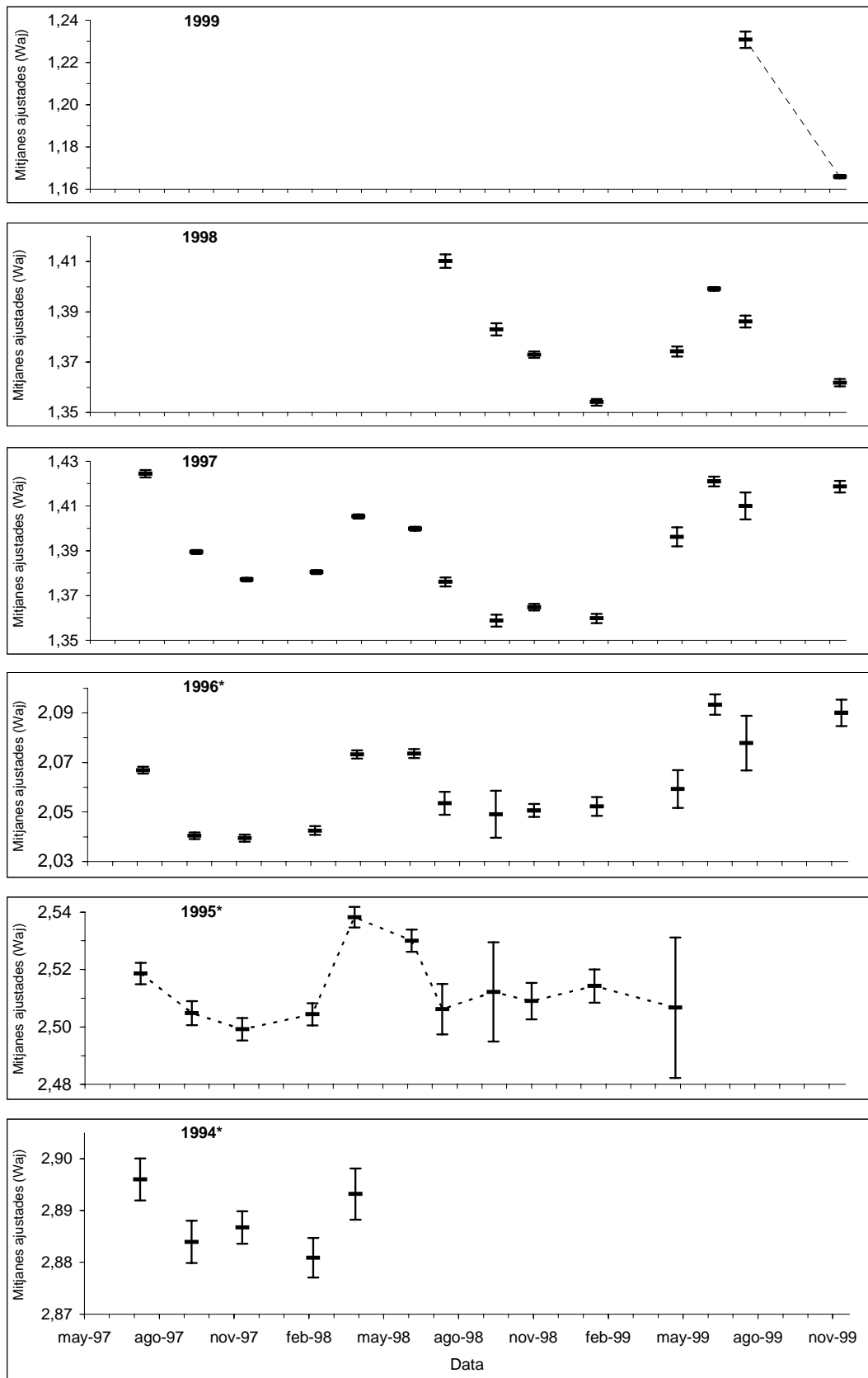


Figura III.1.49. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pel model rectilini amb un únic factor (campanya), i separant per cohorts (vegeu la taula III.1.14). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinua. Contrast de Bonferroni: cohort 1995, $W_{1aj} > W_{2aj}$; $W_{2aj} = W_{3aj}$; $W_{3aj} = W_{4aj}$; $W_{4aj} < W_{5aj}$; $W_{5aj} = W_{6aj}$; $W_{6aj} > W_{7aj}$; $W_{7aj} = W_{8aj}$; $W_{8aj} = W_{9aj}$; $W_{9aj} = W_{10aj}$; $W_{10aj} = W_{11a}$. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

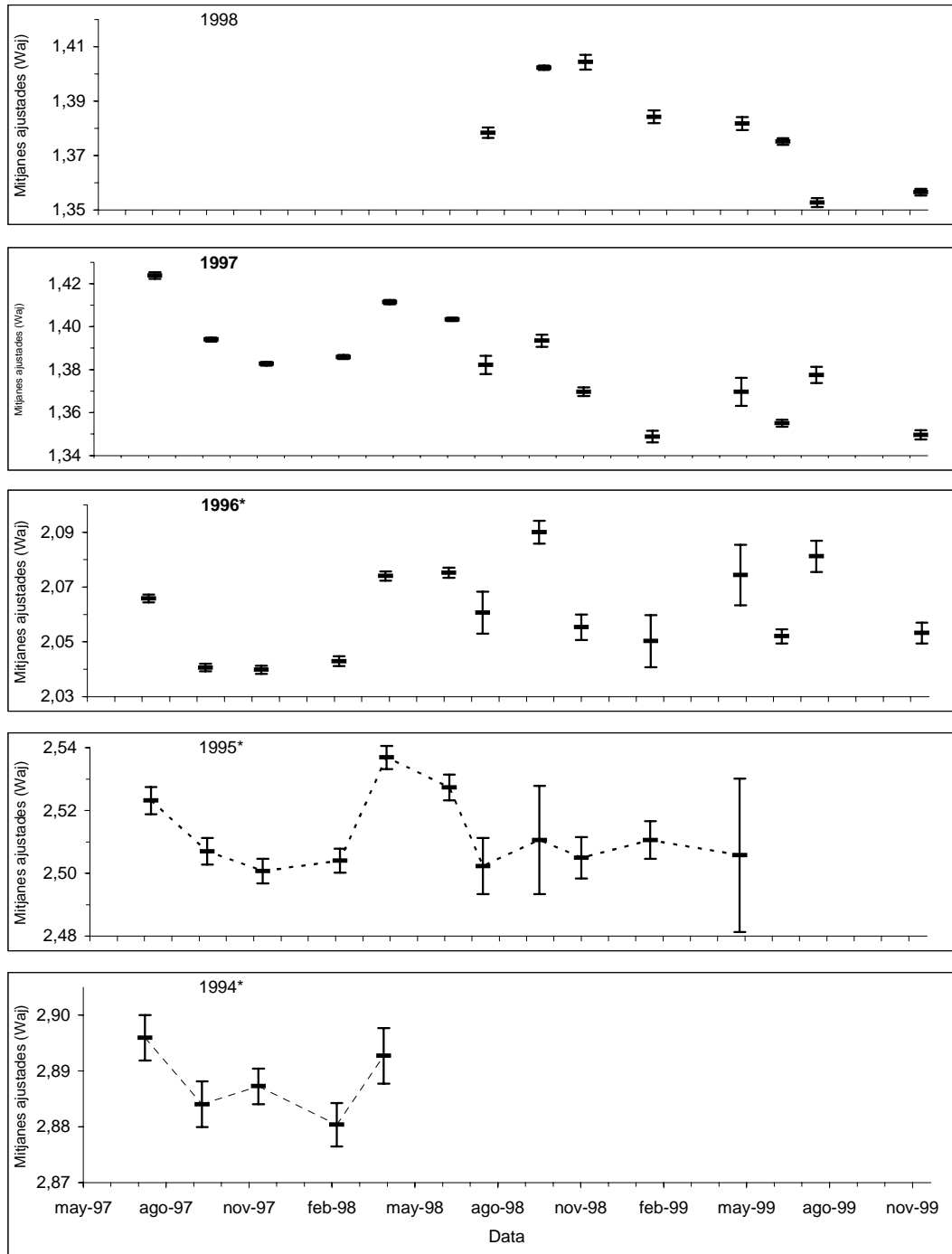


Figura III.1.50. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pel model curvilini amb un únic factor (campanya), i separant per cohorts (vegeu la taula III.1.15). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinua. Contrast de Bonferroni: cohort 95: $W_{1aj} > W_{2aj}$; $W_{2aj} = W_{3aj}$; $W_{3aj} = W_{4aj}$; $W_{4aj} < W_{5aj}$; $W_{5aj} = W_{6aj}$; $W_{6aj} > W_{7aj}$; $W_{7aj} = W_{8aj}$; $W_{8aj} = W_{9aj}$; $W_{9aj} = W_{10aj}$; $W_{10aj} = W_{11a}$; cohort 94: $W_{1aj} > W_{2aj}$; $W_{2aj} = W_{3aj}$; $W_{3aj} = W_{4aj}$; $W_{4aj} < W_{5aj}$. * Agrupació de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Campanya 1 Juliol 1997 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	8886,95	1, 1259	<0,0005
		Cohort	26,41	3, 1259	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	28,14	3, 1259	<0,0005
	Campanya 2 Setembre 1997 (<i>P</i> =0,0019)	Log Longitud	4433,26	1, 2313	<0,0005
		Cohort	40,21	3, 2313	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	44,71	3, 2313	<0,0005
	Campanya 3 Novembre 1997 (<i>P</i> =0,0351)	Log Longitud	9082,63	1, 2116	<0,0005
		Cohort	39,88	3, 2116	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	42,61	3, 2116	<0,0005
	Campanya 4 Febrer 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	9008,12	1, 1906	<0,0005
Cohort		16,68	3, 1906	<0,0005	
Log Longitud x Cohort		18,11	3, 1906	<0,0005	
Campanya 5 Abril 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	6895,80	1, 1441	<0,0005	
	Cohort	3,47	3, 1441	0,0156	
	Log Longitud x Cohort	2,78	3, 1441	0,0399	
Campanya 6 Juny 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	7603,24	1, 1674	<0,0005	
	Cohort	19,85	3, 1674	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	18,79	3, 1674	<0,0005	
Campanya 7 Novembre 1998 (<i>P</i> =0,0726)	Log Longitud	19624,57	1, 2098	<0,0005	
	Cohort	34,47	3, 2098	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	38,00	3, 2098	<0,0005	
Campanya 8 Gener 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	13897,62	1, 1400	<0,0005	
	Cohort	12,99	3, 1400	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	14,44	3, 1400	<0,0005	
Campanya 9 Juny 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	13086,69	1, 2527	<0,0005	
	Cohort	13,57	3, 2527	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	11,54	3, 2527	<0,0005	
Campanya 10 Novembre 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	33364,05	1, 2430	<0,0005	
	Cohort	33,45	3, 2430	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	37,11	3, 2430	<0,0005	
Definitiu (ANCOVA)	Campanya 1 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	19614,43	1, 1259	<0,0005
		Cohort	93,11	3, 1259	<0,0005
	Campanya 2 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	48886,88	1, 2313	<0,0005
		Cohort	100,36	3, 2313	<0,0005
	Campanya 3 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	72712,23	1, 2116	<0,0005
		Cohort	154,70	3, 2116	<0,0005
	Campanya 4 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	54437,13	1, 1906	<0,0005
		Cohort	97,82	3, 1906	<0,0005
	Campanya 5 (<i>P</i><0,0005)	Log Longitud	31855,27	1, 1441	<0,0005
		Cohort	48,41	3, 1441	<0,0005
Campanya 6 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	53590,70	1, 1674	<0,0005	
	Cohort	150,03	3, 1674	<0,0005	
Campanya 7 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	54809,03	1, 2098	<0,0005	
	Cohort	152,87	3, 2098	<0,0005	
Campanya 8 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	49169,61	1, 1400	<0,0005	
	Cohort	118,15	3, 1400	<0,0005	
Campanya 9 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	52128,62	1, 2527	<0,0005	
	Cohort	23,93	3, 2527	<0,0005	
Campanya 10 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	59811,22	1, 2430	<0,0005	
	Cohort	255,43	3, 2430	<0,0005	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Campanya 1 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	26,41	3, 1259	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	5242,81	4, 1259	<0,0005
	Campanya 2 (<i>P</i> =0,0019)	Cohort	40,21	3, 2313	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	12949,41	4, 2313	<0,0005
	Campanya 3 (<i>P</i> =0,0352)	Cohort	39,88	3, 2116	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	19284,30	4, 2116	<0,0005
	Campanya 4 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	16,68	3, 1906	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	13990,12	4, 1906	<0,0005
	Campanya 6 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	19,85	3, 1674	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	13839,83	4, 1674	<0,0005
Campanya 7 (<i>P</i> =0,0726)	Cohort	34,47	3, 2098	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	14457,09	4, 2098	<0,0005	
Campanya 8 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	12,99	3, 1400	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	12658,18	4, 1400	<0,0005	
Campanya 9 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	13,57	3, 2527	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	13204,22	4, 2527	<0,0005	
Campanya 10 (<i>P</i> <0,0005)	Cohort	33,45	3, 2430	<0,0005	
	Log Longitud x Cohort	15648,42	4, 2430	<0,0005	

Taula III.1.16. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per campanyes) basades en el factor cohort i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Campanya 1 Juliol 1997 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,59	1, 1259	0,443
		(Log Longitud) ²	<0,005	1, 1259	1,000
		Cohort	0,74	3, 1259	0,529
		Log Longitud x Cohort	0,89	3, 1259	0,446
		(Log Longitud)² x Cohort	1,11	3, 1259	0,343
	Campanya 2 Setembre 1997 (<i>P</i> =0,0019)	Log Longitud	5,76	1, 2313	0,016
		(Log Longitud) ²	15,57	1, 2313	<0,0005
		Cohort	1,50	3, 2313	0,213
		Log Longitud x Cohort	1,32	3, 2313	0,265
		(Log Longitud)² x Cohort	1,31	2, 2313	0,271
Campanya 3 Novembre 1997 (<i>P</i> =0,0351)	Log Longitud	0,03	1, 2116	0,866	
	(Log Longitud) ²	3,67	1, 2116	0,056	
	Cohort	4,66	3, 2116	0,003	
	Log Longitud x Cohort	4,56	3, 2116	<u>0,003</u>	
	(Log Longitud)² x Cohort	3,43	2, 2116	0,033	
Campanya 4 Febrer 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	2,76	1, 1906	0,097	
	(Log Longitud) ²	1,02	1, 1906	0,312	
	Cohort	1,29	3, 1906	0,276	
	Log Longitud x Cohort	1,42	3, 1906	0,235	
	(Log Longitud)² x Cohort	1,59	3, 1906	0,190	
Campanya 5 Abril 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1,04	1, 1441	0,308	
	(Log Longitud) ²	0,28	1, 1441	0,594	
	Cohort	3,97	3, 1441	0,008	
	Log Longitud x Cohort	4,01	3, 1441	<u>0,007</u>	
	(Log Longitud)² x Cohort	4,06	3, 1441	<0,0005	
Campanya 6 Juny 1998 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	4,79	1, 1674	0,029	
	(Log Longitud) ²	1,02	1, 1674	0,314	
	Cohort	4,41	3, 1674	0,004	
	Log Longitud x Cohort	4,38	3, 1674	<u>0,004</u>	
	(Log Longitud)² x Cohort	4,30	3, 1674	0,005	
Campanya 7 Novembre 1998 (<i>P</i> =0,0726)	Log Longitud	0,35	1, 2098	0,554	
	(Log Longitud) ²	4,22	1, 2098	0,040	
	Cohort	2,33	3, 2098	0,072	
	Log Longitud x Cohort	2,3	3, 2098	0,075	
	(Log Longitud)² x Cohort	2,28	3, 2098	0,077	
Campanya 8 Gener 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1,54	1, 1400	0,215	
	(Log Longitud) ²	5,49	1, 1400	0,019	
	Cohort	2,29	3, 1400	0,076	
	Log Longitud x Cohort	2,39	3, 1400	0,067	
	(Log Longitud)² x Cohort	2,52	3, 1400	0,056	
Campanya 9 Juny 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	13,93	1, 2527	<0,0005	
	(Log Longitud) ²	4,56	1, 2527	0,033	
	Cohort	2,11	3, 2527	0,096	
	Log Longitud x Cohort	2,79	3, 2527	0,039	
	(Log Longitud)² x Cohort	3,34	3, 2527	0,019	
Campanya 10 Novembre 1999 (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,37	1, 2430	0,5420	
	(Log Longitud) ²	1,59	1, 2430	0,207	
	Cohort	2,38	3, 2430	0,068	
	Log Longitud x Cohort	2,27	3, 2430	0,078	
	(Log Longitud)² x Cohort	2,17	3, 2430	0,090	

Taula III.1.17.A. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per campanyes) basades en el factor cohort i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Definitiu (ANCOVA)	Campanya 1 Juliol 1997 (P<0,0005)	Log Longitud	64,34	1, 1259	<0,0005
		(Log Longitud)²	78,76	1, 1259	<0,0005
		Cohort	5,83	3, 1259	0,0006
	Campanya 2 Setembre 1997 (P=0,0014)	Log Longitud	25,89	1, 2313	<0,0005
		(Log Longitud)²	159,43	1, 2313	<0,0005
		Cohort	15,36	3, 2313	0,0006
	Campanya 3 Novembre 1997 (P=0,0280)	Log Longitud	273,57	1, 2116	<0,0005
		(Log Longitud) ²	117,87	1, 2116	<0,0005
		Cohort	39,19	3, 2116	<0,0005
	Campanya 4 Febrer 1998 (P<0,0005)	Log Longitud	155,12	1, 1906	<0,0005
		(Log Longitud)²	60,40	1, 1906	<0,0005
		Cohort	21,09	3, 1906	0,0006
	Campanya 5 Abril 1998 (P<0,0005)	Log Longitud	117,14	1, 1441	<0,0005
		(Log Longitud) ²	10,88	1, 1441	0,0010
		Cohort	35,37	3, 1441	<0,0005
	Campanya 6 Juny 1998 (P<0,0005)	Log Longitud	164,37	1, 1674	<0,0005
		(Log Longitud) ²	37,90	1, 1674	<0,0005
		Cohort	6,82	3, 1674	<0,0005
	Campanya 7 Novembre 1998 (P=0,0717)	Log Longitud	81,00	1, 2098	<0,0005
(Log Longitud)²		125,91	1, 2098	<0,0005	
Cohort		5,19	3, 2098	0,0014	
Campanya 8 Gener 1999 (P<0,0005)	Log Longitud	191,51	1, 1400	<0,0005	
	(Log Longitud)²	48,58	3, 1400	<0,0005	
	Cohort	15,80	3, 1400	<0,0005	
Campanya 9 Juny 1999 (P<0,0005)	Log Longitud	149,10	1, 2527	<0,0005	
	(Log Longitud)²	12,43	3, 2527	<0,0005	
	Cohort	12,05	3, 2527	<0,0005	
Campanya 10 Novembre 1999 (P<0,0005)	Log Longitud	79,66	1, 2430	<0,0005	
	(Log Longitud)²	96,25	3, 2430	<0,0005	
	Cohort	48,33	3, 2430	<0,0005	

Taula III.1.17.B. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per campanyes) basades en el factor cohort i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

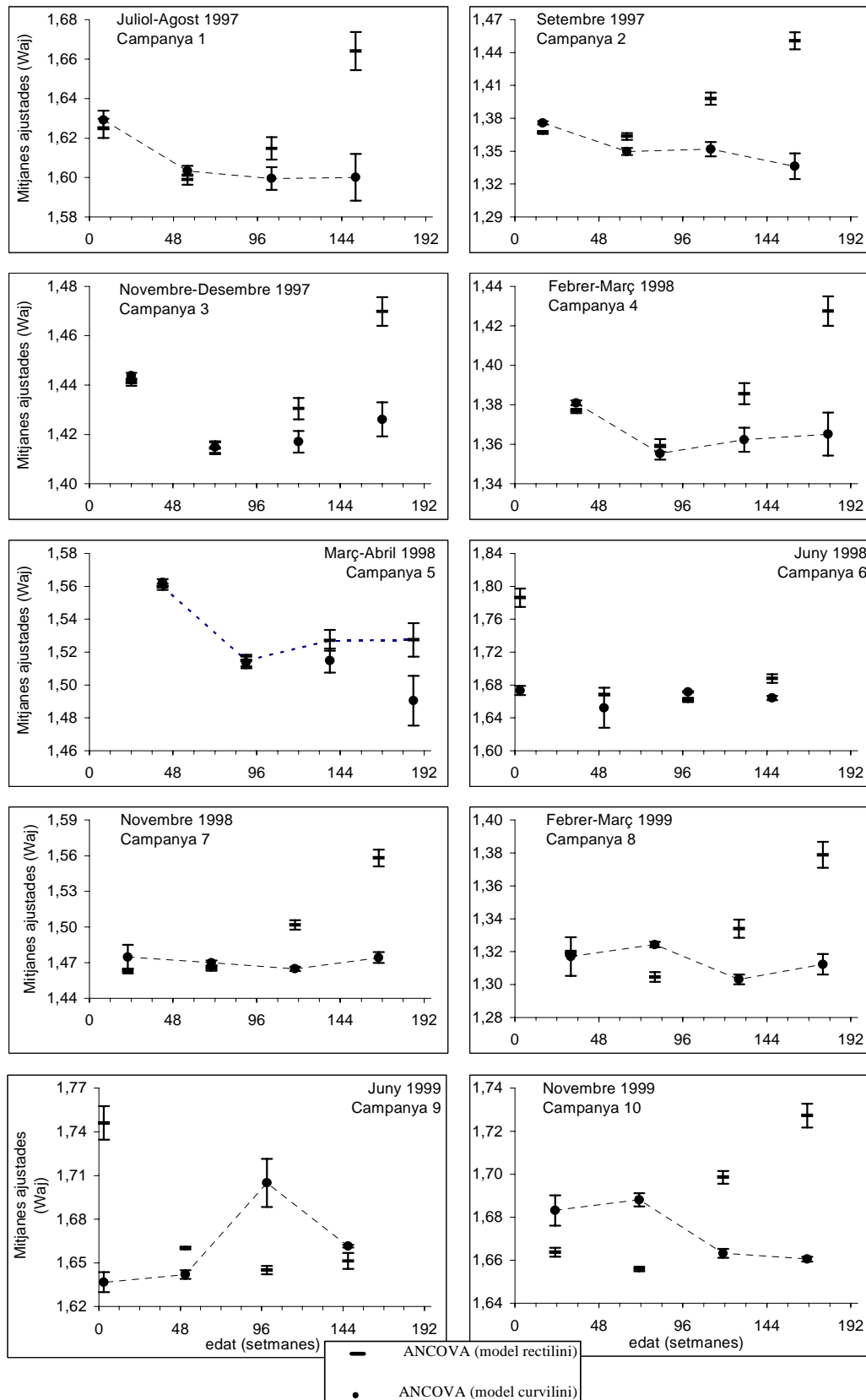


Figura III.151. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb un únic factor (cohorte), i separant per campanyes (vegeu les taules III.1.16 i III.1.17). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinuïta. Contrast de Bonferroni (model rectilini): campanya 5, $W_{1aj} > W_{2aj} < W_{3aj} = W_{4aj}$. Contrast de Bonferroni (model curvilini): campanya 1, $W_{1aj} > W_{2aj} = W_{3aj} = W_{4aj}$; campanya 2, $W_{1aj} > W_{2aj} = W_{3aj} = W_{4aj}$; campanya 4, $W_{1aj} > W_{2aj} = W_{3aj} = W_{4aj}$; campanya 7, $W_{1aj} = W_{2aj} = W_{3aj} = W_{4aj}$; campanya 8, $W_{1aj} = W_{2aj} > W_{3aj} = W_{4aj}$; campanya 9, $W_{1aj} = W_{2aj} < W_{3aj} > W_{4aj}$; campanya 10, $W_{1aj} = W_{2aj} > W_{3aj} = W_{4aj}$.

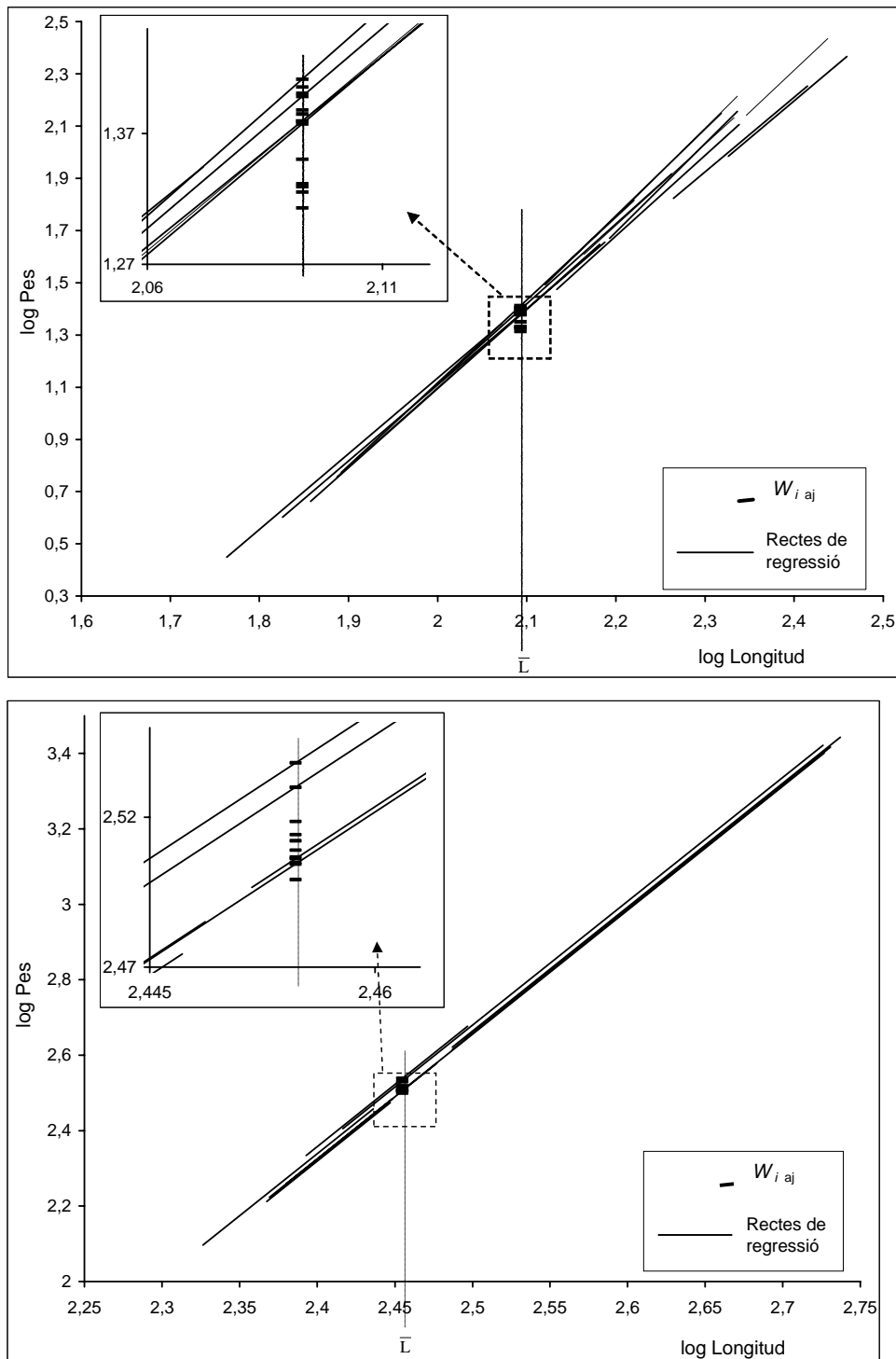


Figura III.1.52. Dalt: el cas de la cohort de 1997, com a exemple de com resulta d'enganyós i erroni emprar les mitjanes ajustades per comparar la condició entre campanyes quan aquestes mitjanes s'obtenen a partir de rectes amb pendents heterogenis. Baix: el cas de la cohort de 1995, com a exemple de l'ús apropiat de les mitjanes ajustades per comparar la condició entre campanyes quan aquestes mitjanes s'obtenen a partir de rectes amb pendents homogenis (disseny definitiu típic d'ANCOVA), malgrat que si prèviament s'ha detectat heterogeneïtat significativa de pendents la interpretació final dels resultats de l'ANCOVA esdevé molt més limitada que no pas si no se n'ha detectat (vegeu el capítol II.6.1).

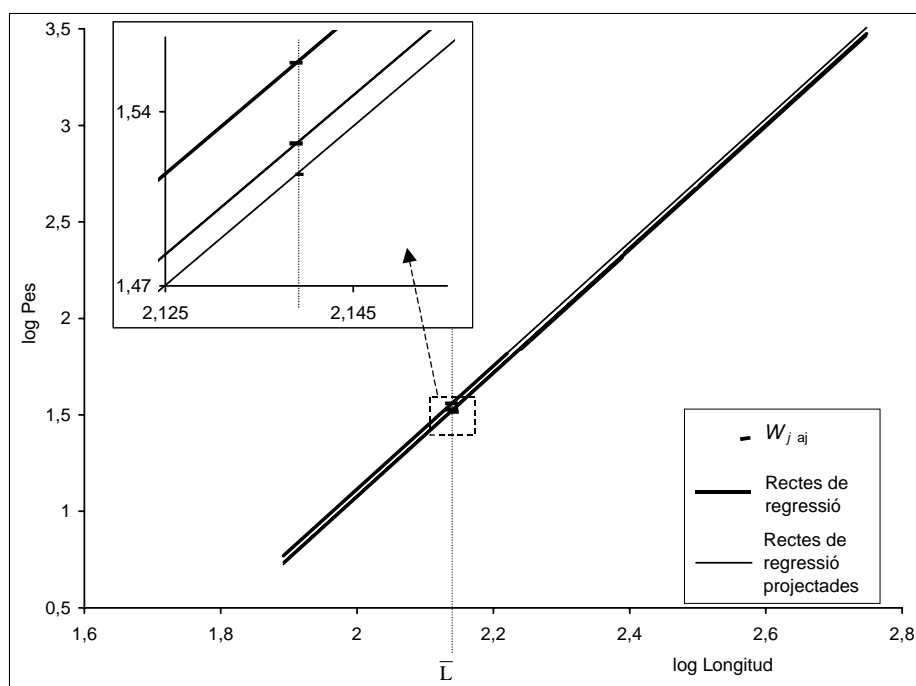
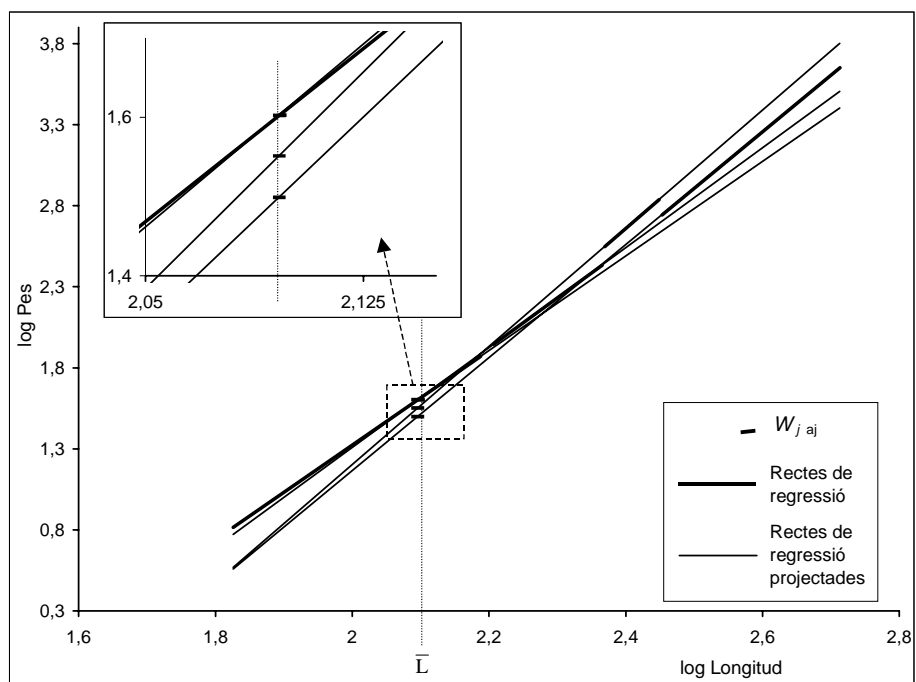


Figura III.1.53. Dalt: el cas de la 2a campanya, com a exemple de com resulta d'enganyós i erroni emprar les mitjanes ajustades per comparar la condició entre campanyes quan aquestes mitjanes s'obtenen a partir de rectes amb pendents heterogenis. Baix: el cas de la 5a campanya, com a exemple de l'ús apropiat de les mitjanes ajustades per comparar la condició entre campanyes quan aquestes mitjanes s'obtenen a partir de rectes amb pendents homogenis (disseny definitiu típic d'ANCOVA), malgrat que si prèviament s'ha detectat heterogeneïtat significativa de pendents la interpretació final dels resultats de l'ANCOVA esdevé molt més limitada que no pas si no se n'ha detectat (vegeu el capítol II.6.1).

Anàlisis basades en els factors any, mes, cohort i anells

Anàlisi en conjunt

S'han repetit les anàlisis de l'apartat anterior substituint el factor campanya pels factors mesos i any. Aquests dos factors combinats separen les dades disponibles en tants grups com mesos de pesca hi hagué al llarg dels encara no tres anys que va durar el mostratge (21 grups).

Hi ha una sèrie d'inconvenients lligats a aquest procediment. D'entrada, i *a priori*, és d'esperar que l'aplicació d'aquests dos factors combinats faci augmentar heterocedasticitat, cosa que dificultaria les anàlisis finals. Això seria degut al fet que, trencant la unitat temporal de la campanya, els grups configurats per a cada mes presenten quantitats de dades (n) força més desiguals, ja que dins una mateixa campanya l'esforç de mostreig no es distribuïa homogèniament entre els mesos que ocupava, pel fet que aquest no fou un requeriment que inicialment s'introduís en el disseny mostral. Degut a això mateix, també cal tenir present que els grups mensuals poden ésser formats per dades obtingudes en qualsevol moment del mes i en períodes irregulars tant en l'extensió com en la continuïtat de les dates concretes. Així doncs, la separació real entre grups no és necessàriament d'un més.

A més de tot això, la utilització de dissenys amb la combinació de factors any i mes sobre les dades disponibles presenta alguns problemes addicionals que cal especificar. Idealment, aquests dissenys serien perfectament aplicables si la sèrie temporal de dades fos més llarga que la disponible, de tal manera que cobrís les llacunes que apareixen en les dades, les quals, al seu torn, expliquen l'aparició de caselles buides en cada disseny. Però no és així. No es pescà en tots els mesos, com tampoc dels mesos dels quals es tenen dades se'n tenen necessàriament per a cada any. Per tant, qualsevol anàlisi amb aquests dos factors presentarà caselles buides i farà necessari aplicar sumes de quadrats de tipus IV. Així doncs, tots els dissenys tenen caselles buides per als primers mesos de l'any 1997, i també per a alguns altres escampats irregularment al llarg dels dos anys suplementaris de mostratge (1998 i 1999). Això implica que l'estimació i la posterior comparació de les mitjanes ajustades per any, teòricament destinada a conèixer l'efecte del factor any sobre el model global, es veu influïda per les dades disponibles dins de cadascun. El mateix pot passar amb els testos de les anàlisis preliminars destinades a determinar si es dóna una interacció d'aquest factor amb la covariable, o les covariables. És evident, ja d'entrada, que hi ha una certa fluctuació estacional en la condició. Per tant, el fet de recollir dades, no pas aleatòriament, de només alguns mesos de cada any, farà que les mitjanes globals per any tendixin a diferir més del que seria d'esperar. Si bé la utilització de sumes de quadrats de tipus IV per al càlcul de la F de Fisher, que com ja s'ha dit s'aplica en aquests casos amb caselles buides, hauria de resoldre aquest problema, no és gens menys cert que seria preferible de cara als testos de significació dels efectes de cada factor l'aplicació de sumes de quadrats de tipus III, més àmpliament acceptades pel fet que semblen estar menys sotmeses a biaix (Tabachnich i Fidell 2001). Per a poder fer això en aquest estudi caldria disposar de dades al llarg de tots els anys

naturals de mostratge. Una altra opció passaria per rebutjar part de les dades disponibles, indistintament del principi o del final de la sèrie temporal, fins a obtenir-ne una de només dos anys de durada. Això, és clar, comportaria una pèrdua d'informació considerable per al present estudi, motiu pel qual aquesta opció s'ha descartat d'entrada.

Si, a més, s'inclou en l'anàlisi un factor addicional com el de cohort, s'agreuja la situació de caselles buides, apareixent-ne de noves dins de les combinacions dels dos factors previs. Però aquest problema amb aquest factor en concret, ja apareixia en l'apartat anterior quan s'ha dut a terme l'anàlisi amb el factor campanya, tot i que no se n'ha fet esment específicament. De manera semblant a com passa amb els anys, no es disposa de la mateixa informació per a cadascuna de les cohorts separades. Per a algunes es disposa escassament de dos o tres mesos de dades, mentre que, a l'altre extrem, per a una altra se'n disposa de més de dos anys. A més a més, no totes les cohorts s'han seguit des de la seva aparició. Per tot plegat, les mitjanes ajustades globals per a cadascuna de les sis cohorts separades no són estrictament comparables. Si malgrat tot es fa, és assumint el fet que la forma de les dades disponibles portarà a trobar necessàriament diferències entre les cohorts, que es traslladaran segurament a la detecció d'un efecte significatiu d'aquest factor en els dissenys finals. La comparació ideal de cohorts passaria per tenir una sèrie temporal més llarga que permetés comparar aquelles cohorts de les quals es tingués suficient i igual informació.

En qualsevol cas, els problemes esmentats en els dos paràgrafs anteriors no impedeixen de dur a terme les anàlisis, els resultats de les quals no han pas d'ésser incorrectes sinó que només han de quedar circumscrits a allò que les dades disponibles poden oferir. Així, no caldrà atorgar gaire rellevància als hipotètics resultats significatius de certs testos, que com ja s'ha dit serien prèviament d'esperar, però se n'haurà de donar més, això sí, als valors de les pròpies mitjanes ajustades, més enllà de les comparacions entre aquestes.

D'altra banda, malgrat que s'intentà que no fos així, la durada real de les campanyes també fou finalment un xic desigual. Per això, la separació de les dades en grups mensuals probablement també comporti alguns avantatges clars respecte de les anàlisis de l'apartat anterior. D'entrada és d'esperar que permeti fer augmentar la resolució de les anàlisis a l'hora de centrar l'atenció en les variacions estacionals de la condició. Al mateix temps, també permetrà realitzar comparacions iteranuals a través del factor any, encara que el període estudiat sigui relativament curt, i malgrat les precaucions ja comentades que cal prendre respecte d'això.

Anant ja pels resultats, i pel que fa al model rectilini convencional, les anàlisis globals amb aquests nous factors han detectat diferències altament significatives en tots els testos, tant en els dissenys preliminars com en els finals, i incloent-hi els testos d'homogeneïtat de variàncies (taula III.1.18). El mateix ha passat amb el model curvilini, excepte en alguns dels testos particulars en què apareixia el factor any (taula III.1.19). Així, en una de les anàlisis amb les dues covariables (\log longitud i $(\log$ longitud)²), no s'ha detectat heterogeneïtat

significativa de coeficients de regressió respecte del factor any, així com tampoc s'ha trobat un efecte significatiu d'aquest factor en una de les anàlisi finals. Aquests resultats amb el factor any es donen malgrat que, pels motius que abans s'han explicat i a partir de les dades disponibles, seria d'esperar que també per a aquest factor es detectés sempre un efecte significatiu. Globalment, això pot ésser indicatiu de l'escassa variació any rera any de la condició, variació que, en canvi, és suficientment gran dins del període anual per a què sempre es s'hagin detectat efectes significatius lligats al factor mes. També els factors que separaren els grups d'edat (anells i cohort) mostren tant interaccions significatives amb les dues covariables com efectes significatius en els dissenys finals, en les anàlisis amb el model curvilini. Per tant, tot plegat indica que hi ha diferències significatives entre les mitjanes ajustades (W_{iaj}) pels grups configurats per a cada un dels factors, o per les seves interaccions quan s'han pogut introduir en l'anàlisi, excepte en algunes anàlisis pel factor any. Aquestes diferències no poden ésser extrapolables al llarg de tot el grup degut a l'heterogeneïtat de pendents detectada en tots els casos. De nou, això ha portat a aplicar suplementàriament diverses anàlisis de regressions separades, encara que tan sols pel model rectilini, i s'han mostrat, com era d'esperar, diferències molt significatives entre les ordenades a l'origen dels grups formats per cadascun dels factors i les seves interaccions.

En els gràfics de les mitjanes ajustades del model global sense factors d'edat (figures III.1.54 i III.1.55), s'observa novament una clara oscil·lació estacional de la condició, amb un màxim estival i un mínim situat entre la tardor i l'hivern. S'hi observa també un cert desajustament entre anys, tal com era de preveure pel fet que en aquesta anàlisi el factor any sí que ha mostrat un efecte significatiu en els dissenys finals. Aquest desajustament es posa sobretot de manifest entre els primers mesos de l'any 1998 i els mateixos mesos de l'any següent, essent en aquests darrers en què es va donar un pitjor condició. Pel que fa als darrers mesos, en canvi, el desajustament no es dona entre els anys 1998 i 1997, cosa que explicaria per què es detecta una interacció significativa entre els factors any i mes. A partir de la inspecció d'aquest gràfic no es pot dir que l'aplicació del model curvilini comporti cap guany respecte del rectilini, com passava amb les anàlisis anàlogues amb el factor campanya, malgrat que s'ha detectat un efecte molt significatiu de la segona covariable ($\log \text{longitud}$)² en el disseny final.

Per altra banda, en els gràfics de les mitjanes ajustades dels models global amb factors d'edat es dibuixen més nítidament les oscil·lacions estacionals (figures III.1.56 i III.1.57). Com ja havia passat anteriorment, en aquests gràfics es fa palès que en aquests models més complexes la utilització del model curvilini genera mitjanes ajustades molt més properes entre els diferents grups d'edat. Això es fa evident tant en la figura III.1.56 com en la figura III.1.57. És per això que, en aquesta segona, l'aplicació del model curvilini provoca la desaparició de la forma general corbada que s'observa en el gràfic del model rectilini. Si es comparen aquestes dues figures amb les figures III.1.45 i III.1.46 de l'apartat anterior, anàlogues de les primeres, s'observa com la fragmentació de les dades en grups mensuals ha suposat finalment una millora en la descripció de les oscil·lacions interanuals. D'aquesta

comparació se n'extreu, per un costat, que totes les oscil·lacions estacionals, sigui quin sigui el grup d'edat, són més aparents a partir de la utilització dels factors mes i any combinats que no pas amb el factor campanya. Per un altre costat, també s'observa com desapareixen els grups amb grans errors típics en les mitjanes ajustades, errors que tendeixen a equilibrar-se, malgrat que, com era d'esperar, van augmentant a mesura que augmenta l'edat del grup. Probablement, tant la quantitat de les dades disponibles com la seva forma permetrien obtenir una resolució temporal encara major, fent més grups a partir de la separació, per exemple, de grups quinzenals o setmanals. Aquest extrem, però, no s'ha arribat a aplicar en el present treball.

En aquestes anàlisis tampoc s'ha pogut donar per bo el supòsit de la homocedasticitat, donat que totes les proves prèvies de Levene han detectat diferències altament significatives en les variàncies dels errors. A les figures III.1.58 i III.1.59 s'han representat les variàncies per grup de la covariable i les variàncies dels errors dels dissenys definitius de l'ANCOVA, respectivament. En el cas de les primeres, les variàncies dels grups de l'anàlisi on no s'han introduït grups d'edat (figura III.1.58.A) mostren un difús patró de variació al voltant d'algunes de les variables respecte de les quals s'han representat. D'entrada, i paradoxalment, la variància sembla augmentar lleugerament a mesura que augmenta el nombre de casos de cada grup (n), i s'estabilitza a partir dels 700 casos, aproximadament. Això pot ésser degut al fet que en augmentar el nombre de captures augmenta la probabilitat de captura dels peixos més vells, fent que apareguin en major mesura en les dades, i fent augmentar així la dispersió al voltant de la mitjana global. També semblen donar-se certes fluctuacions de la variància al llarg de la mitjana per grup del logaritme del pes. I alhora, al llarg de l'espectre temporal intranual, s'apunta un mínim cap a finals de primavera. Es fa difícil, però, assegurar que aquests hipotètics patrons es mantindrien en cas de disposar de més dades, i encara és més difícil intentar donar-hi alguna explicació global. Cal tenir present que cadascuna d'aquestes variàncies deu dependre en gran mesura de la forma que les dades presenten dins de cada grup. Aquesta forma depèn, al seu torn, de com l'atzar ha repartit les captures al llarg de l'espectre de longituds observat, o, semblantment, al llarg de l'espectre d'edats, així com del pes mitjà que presenta en el mes en qüestió la cohort dominant dins les captures totals que configuren les dades del grup.

Són, de fet, les variàncies dels grups formats en els dissenys amb factors d'edat inclosos aquelles que mostren novament patrons clars de variació (figura III.1.58.B). Aquests patrons són els mateixos que s'han observat anteriorment per a les anàlisis amb el factor campanya (figura III.1.47.B), tot i que ara semblen quedar una mica desdibuixades les variacions estacionals al llarg del creixement, possiblement com a conseqüència de la major fragmentació de les dades i la disminució, tot i que no generalitzada, del nombre de casos per grup. Malgrat aquest lleuger efecte ara esmentat d'augment de la dispersió dels valors de variància, el principal factor que encara marca la variació de la variància és l'edat, o, paral·lelament, la mitjana per grup del logaritme del pes, cosa que aparentment continua posant de manifest una marcada i particular evolució ontogenètica en aquestes variàncies. Cal

tenir present, però, la notable influència que té l'amplitud del rang de la variable sobre la variància per grup d'edat, aspecte ja discutit en el darrer apartat.

En el cas de les variàncies dels errors (figura III.1.59), pràcticament no mostren cap patró visible quan no s'ha introduït a les anàlisis cap factor d'edat (figura III.1.59.A). En canvi, quan s'ha introduït aquest factor, les variàncies dels errors (figura III.1.59.B) mostren bàsicament un patró de variació estacional com el que ja s'havia descrit anteriorment (figura III.1.48.B), tot i que, novament, més desdibuixat com a conseqüència de la major fragmentació de les dades en més quantitat de grups i la disminució del nombre de casos per grup. Precisament, el fet que en aquest cas es mantingui una certa concavitat en la forma d'aquests gràfics de les variàncies dels errors quan es representen respecte de l'edat, molt més visible en el cas de l'aplicació del model rectilini, és clarament atribuïble a la disminució de n en els grups d'edat majors.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	tots els peixos ($P<0,0005$)	Log Longitud	1676944,32	1, 20531	<0,0005
		Any	77,20	2, 20531	<0,0005
		Mes	31,06	10, 20531	<0,0005
		Any x Mes	23,36	8, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any	71,67	2, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Mes	24,02	10, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	22,27	8, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 ($P<0,0005$)	Log Longitud	136661,67	1, 19173	<0,0005
		Any	104,82	2, 19173	<0,0005
		Mes	9,98	10, 19173	<0,0005
		Cohort	121,04	5, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Any	99,95	2, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Mes	11,67	10, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Cohort	117,57	5, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	6,83	4, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Any x Cohort	19,82	5, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Mes x Cohort	8,38	32, 19173	<0,0005
	Log Longitud x Any x Mes x Cohort	9,94	7, 19173	<0,0005	
	tots els peixos ($P<0,0005$)	Log Longitud	143407,73	1, 20531	<0,0005
		Any	42,18	2, 20531	<0,0005
		Mes	22,61	10, 20531	<0,0005
		Anells	208,87	3, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any	38,41	2, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Mes	18,77	10, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Anells	219,82	3, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	18,76	8, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any x Anells	8,48	6, 20531	<0,0005
Log Longitud x Mes x Anells		8,42	30, 20531	<0,0005	
Log Longitud x Any x Mes x Anells	8,95	23, 20531	<0,0005		
Definitiu (ANCOVA)	tots els peixos ($P<0,0005$)	Log Longitud	4393157,09	1, 20531	<0,0005
		Any	137,48	2, 20531	<0,0005
		Mes	269,89	10, 20531	<0,0005
		Any x Mes	65,16	8, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 ($P<0,0005$)	Log Longitud	562362,89	1, 19173	<0,0005
		Any	170,03	2, 19173	<0,0005
		Mes	411,56	10, 19173	<0,0005
	Cohort	314,37	5, 19173	<0,0005	
	tots els peixos ($P<0,0005$)	Log Longitud	555229,77	1, 20531	<0,0005
Any		21,04	2, 20531	<0,0005	
Mes		338,58	10, 20531	<0,0005	
Anells		923,28	3, 20531	<0,0005	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	tots els peixos ($P<0,0005$)	Any	80,36	2, 20531	<0,0005
		Mes	31,06	10, 20531	<0,0005
		Any x Mes	23,36	8, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	224847,62	21, 20531	<0,0005
	campanyes 1 a 10 ($P<0,0005$)	Any	104,82	2, 19173	<0,0005
		Mes	9,98	10, 19173	<0,0005
		Cohort	121,04	5, 19173	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes x Cohort	10227,26	67, 19173	<0,0005
	tots els peixos ($P<0,0005$)	Any	42,18	2, 20531	<0,0005
		Mes	22,61	10, 20531	<0,0005
		Anells	208,87	3, 20531	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes x Anells	7870,18	23, 20531	<0,0005

Taula III.1.18. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors any, mes, cohort i anells i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	659,16	1, 20532	<0,0005
		(Log Longitud) ²	589,53	1, 20532	<0,0005
		Any	0,763	2, 20532	0,4659
		Mes	17,39	10, 20532	<0,0005
		Any x Mes	3,82	8, 20532	<0,0005
		Log Longitud x Any	1,2	2, 20532	0,3012
		(Log Longitud)² x Any	1,83	2, 20532	0,1600
		Log Longitud x Mes	18,18	10, 20532	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Mes	18,34	10, 20532	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	4,02	8, 20532	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Any x Mes	4,31	8, 20532	<0,0005
		Campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Longitud	174,18	1, 19173
	(Log Longitud) ²		5,75	1, 19173	0,0172
	Any		30,38	2, 19173	<0,0005
	Mes		12,89	10, 19173	<0,0005
	Cohort		21,05	5, 19173	<0,0005
	Longitud x Any		28,05	2, 19173	<0,0005
	(Log Longitud) ² x Any		26,47	2, 19173	<0,0005
	Longitud x Mes		14,61	10, 19173	<0,0005
	(Log Longitud) ² x Mes		15,72	10, 19173	<0,0005
	Longitud x Cohort		20,30	5, 19173	<0,0005
	(Log Longitud) ² x Cohort		20,15	5, 19173	<0,0005
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)		Longitud	19,75	1, 20531
		(Log Longitud) ²	0,07	1, 20531	0,7951
		Any	16,72	2, 20531	<0,0005
		Mes	24,61	10, 20531	<0,0005
		Anells	9,45	3, 20531	<0,0005
		Longitud x Any	10,98	2, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ² x Any	6,45	2, 20531	0,0019
		Longitud x Mes	25,81	10, 20531	<0,0005
(Log Longitud) ² x Mes		26,01	10, 20531	<0,0005	
Longitud x Anells		10,59	3, 20531	<0,0005	
(Log Longitud) ² x Anells		11,84	3, 20531	<0,0005	
Definitiu (ANCOVA)		tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	4449,98	1, 20532
	(Log Longitud) ²		3480,78	1, 20532	<0,0005
	Any		183,74	2, 20532	<0,0005
	Mes		389,42	10, 20532	<0,0005
	Any x Mes		114,86	8, 20532	<0,0005
	Campanyes 1 a 10 (<i>P</i> <0,0005)	Longitud	2867,15	1, 19173	<0,0005
		(Log Longitud) ²	1737,16	1, 19173	<0,0005
		Any	0,96	2, 19173	0,3850
		Mes	496,74	10, 19173	<0,0005
		Cohort	109,09	3, 19173	<0,0005
	tots els peixos (<i>P</i> <0,0005)	Longitud	3613,09	1, 20531	<0,0005
		(Log Longitud) ²	846,61	1, 20531	<0,0005
		Any	9,58	2, 20531	<0,0005
		Mes	408,35	10, 20531	<0,0005
		Anells	201,58	3, 20531	<0,0005

Taula III.1.19. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors any, mes, cohort i anells i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

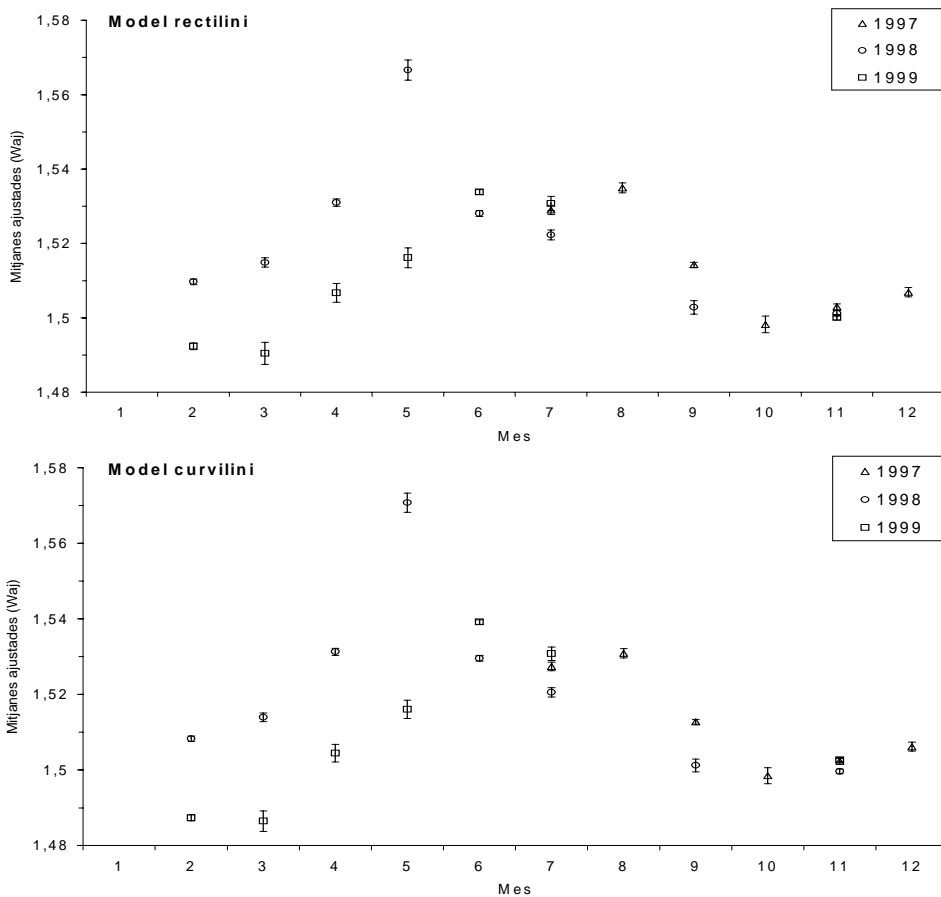


Figura III.154. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (any i mes) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19).

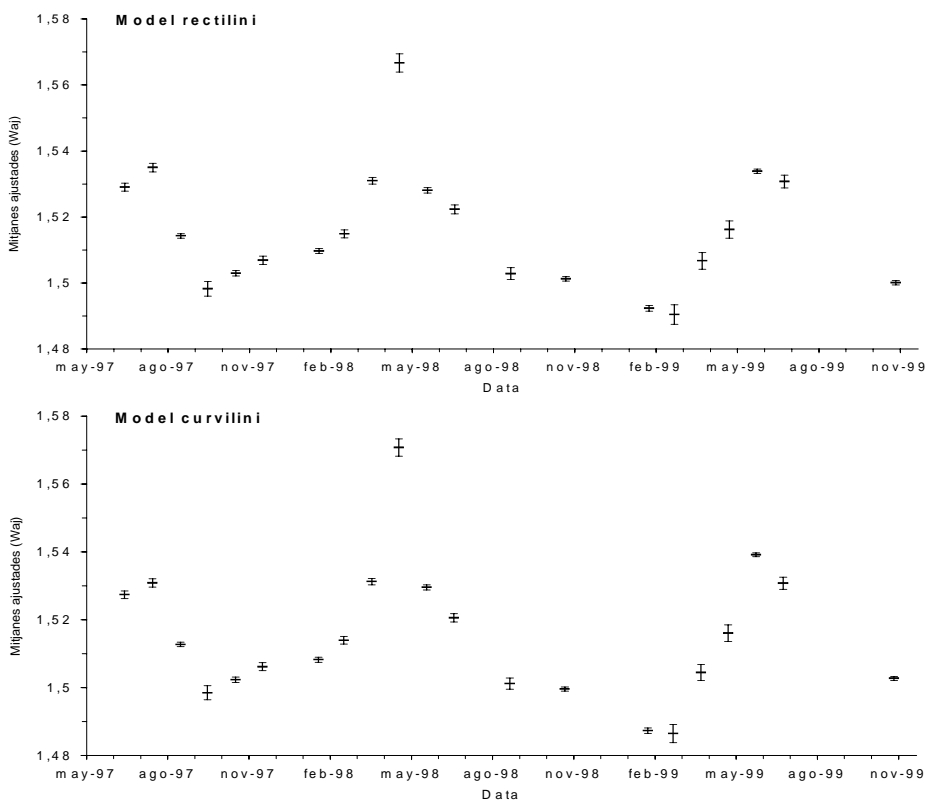


Figura III.155. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (any i mes) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19), representats respecte de la data.

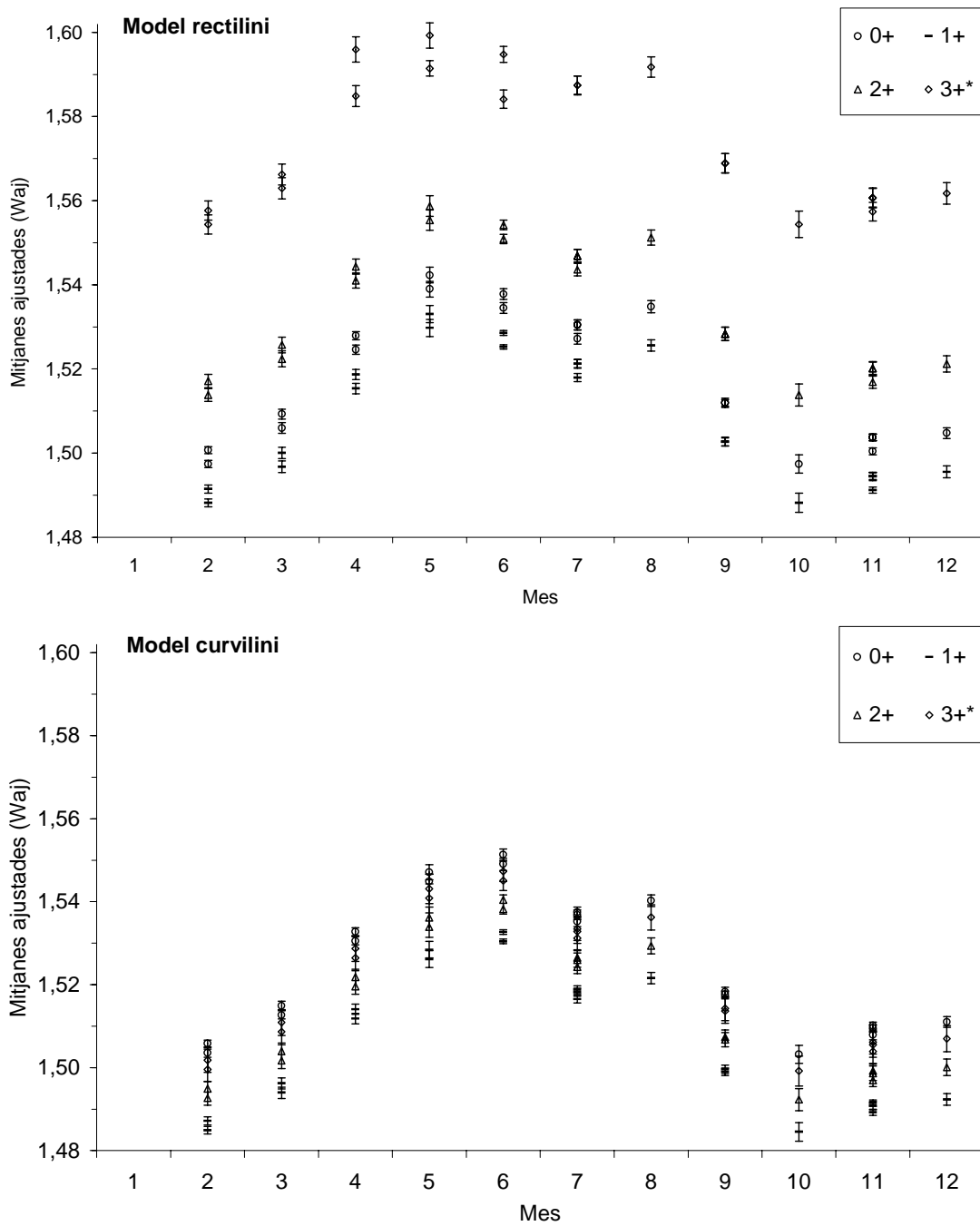


Figura III.1.56. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb tres factors (any, mes i anells) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19), representats respecte del mes. * Grups amb tots els casos d'edat igual o superior a 3 anys.

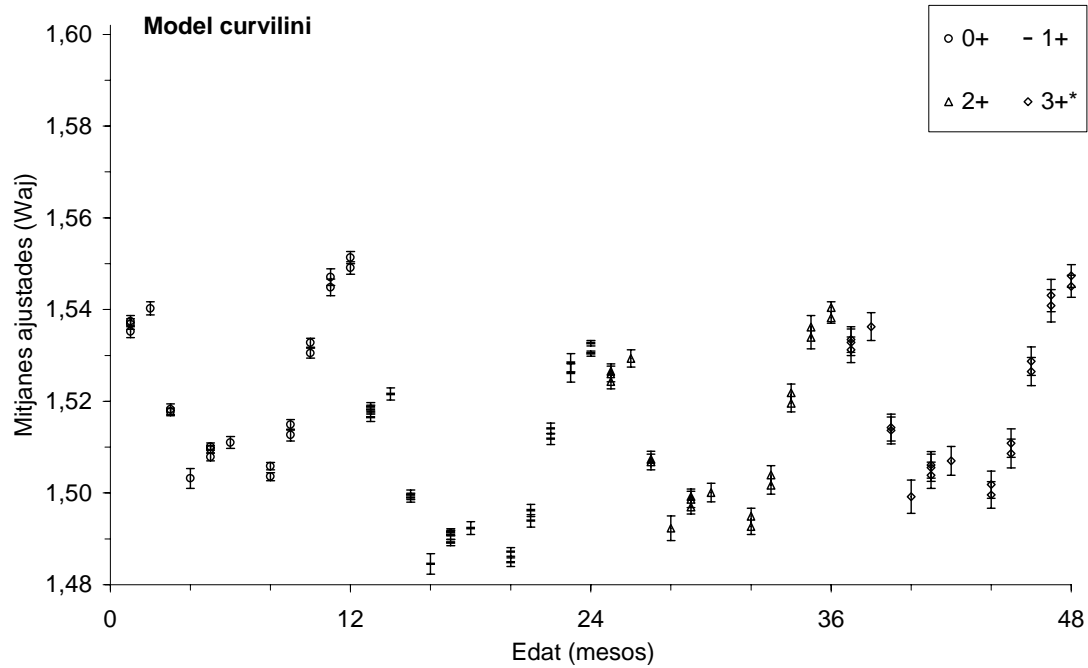
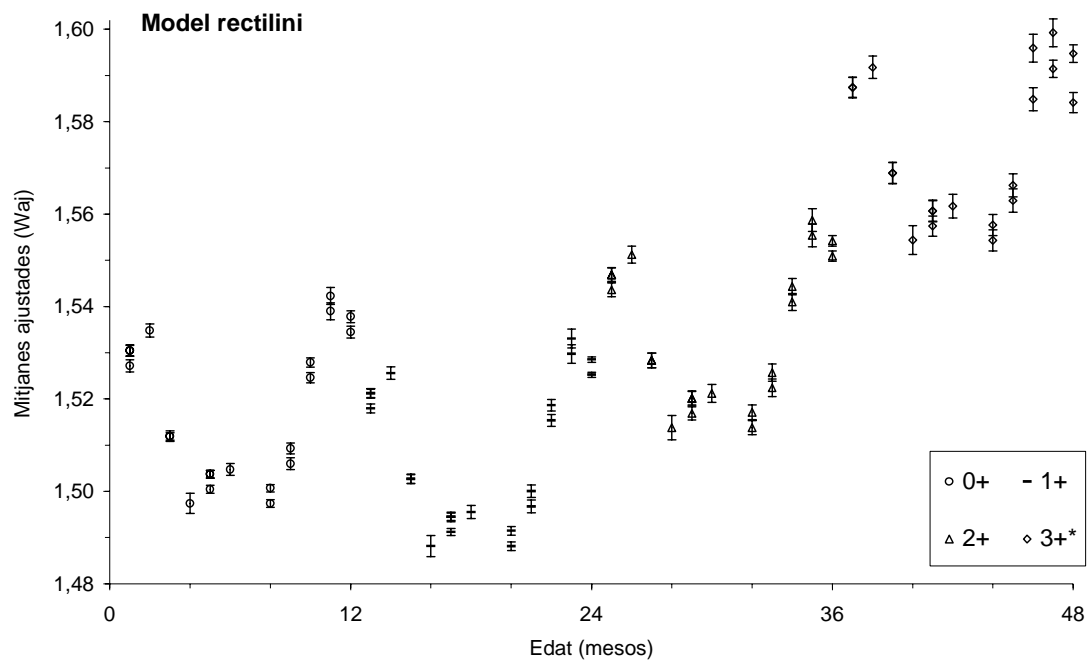


Figura III.1.57. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb tres factors (any, mes i anells) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19), representats, independentment de la data de pesca, només respecte de l'edat assignada a cada grup. * Grups amb tots els casos d'edat igual o superior a 3 anys.

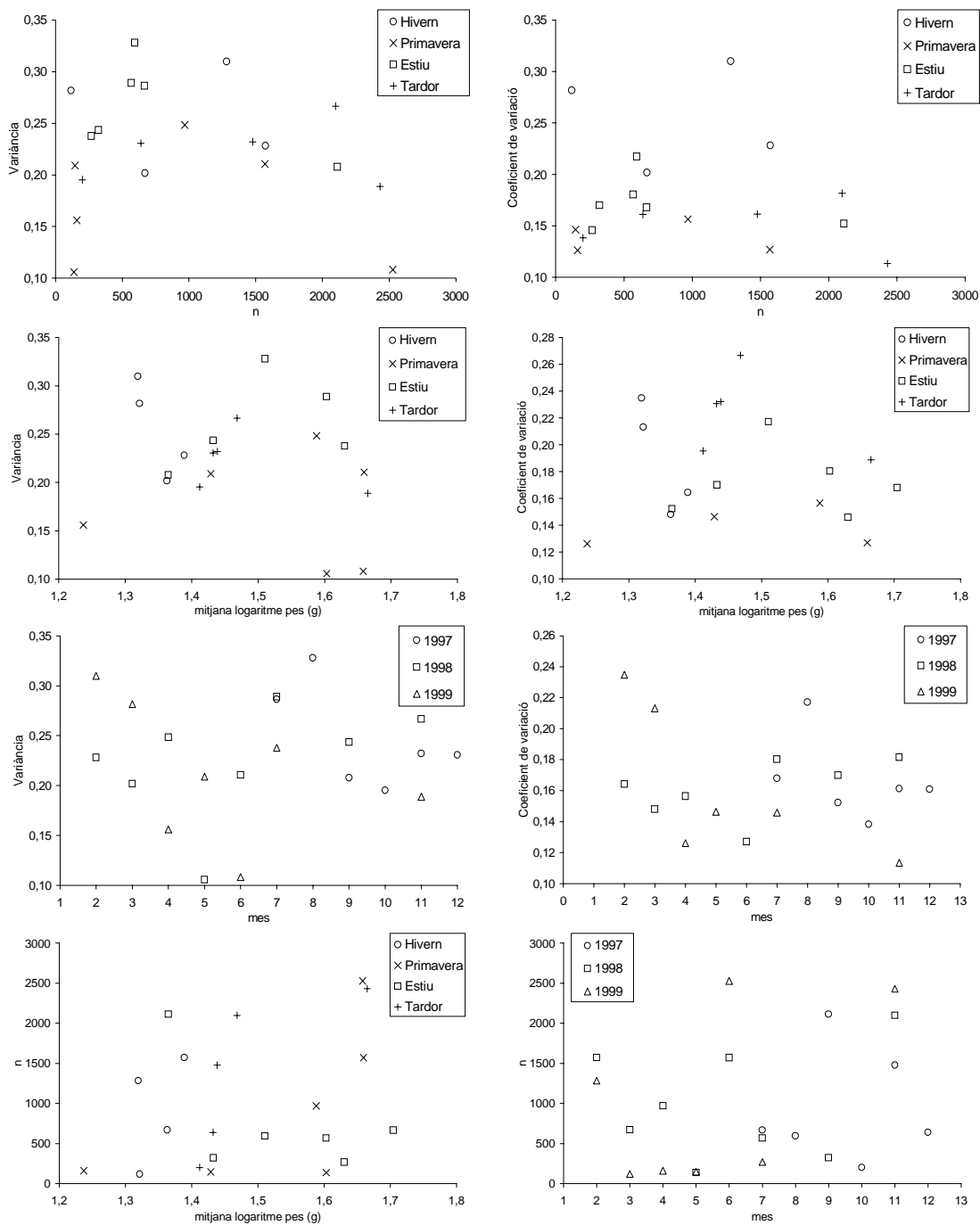


Figura III.1.58.A. Variàncies i coeficients de variació per grup de la variable logarítmica del pes en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (any i mes) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19).

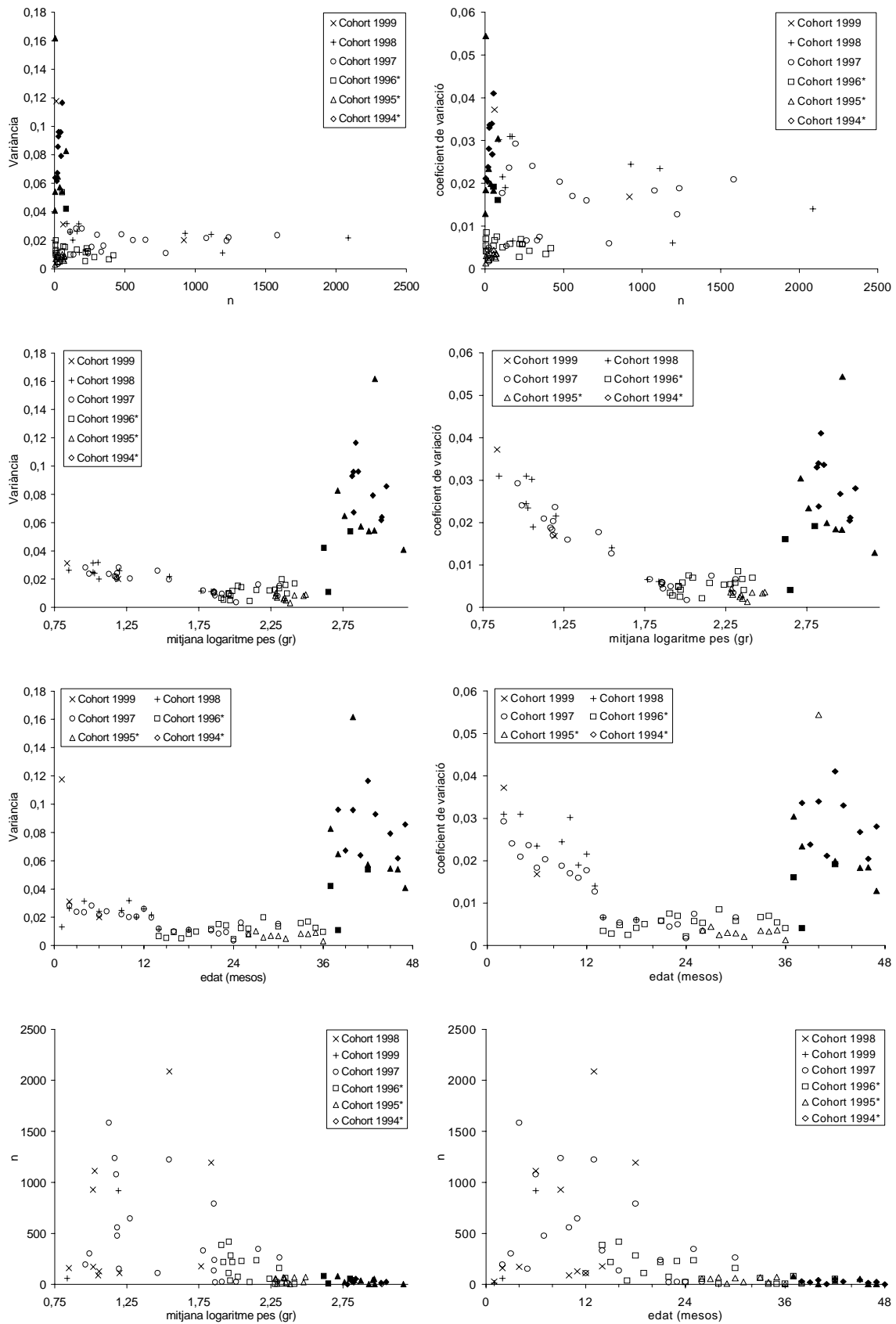


Figura III.1.58.B. Variàncies i coeficients de variació per grup de la variable logarítmica del pes en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb tres factors [any, mes i anells o bé any, mes i cohort (grups equivalents)] (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19).

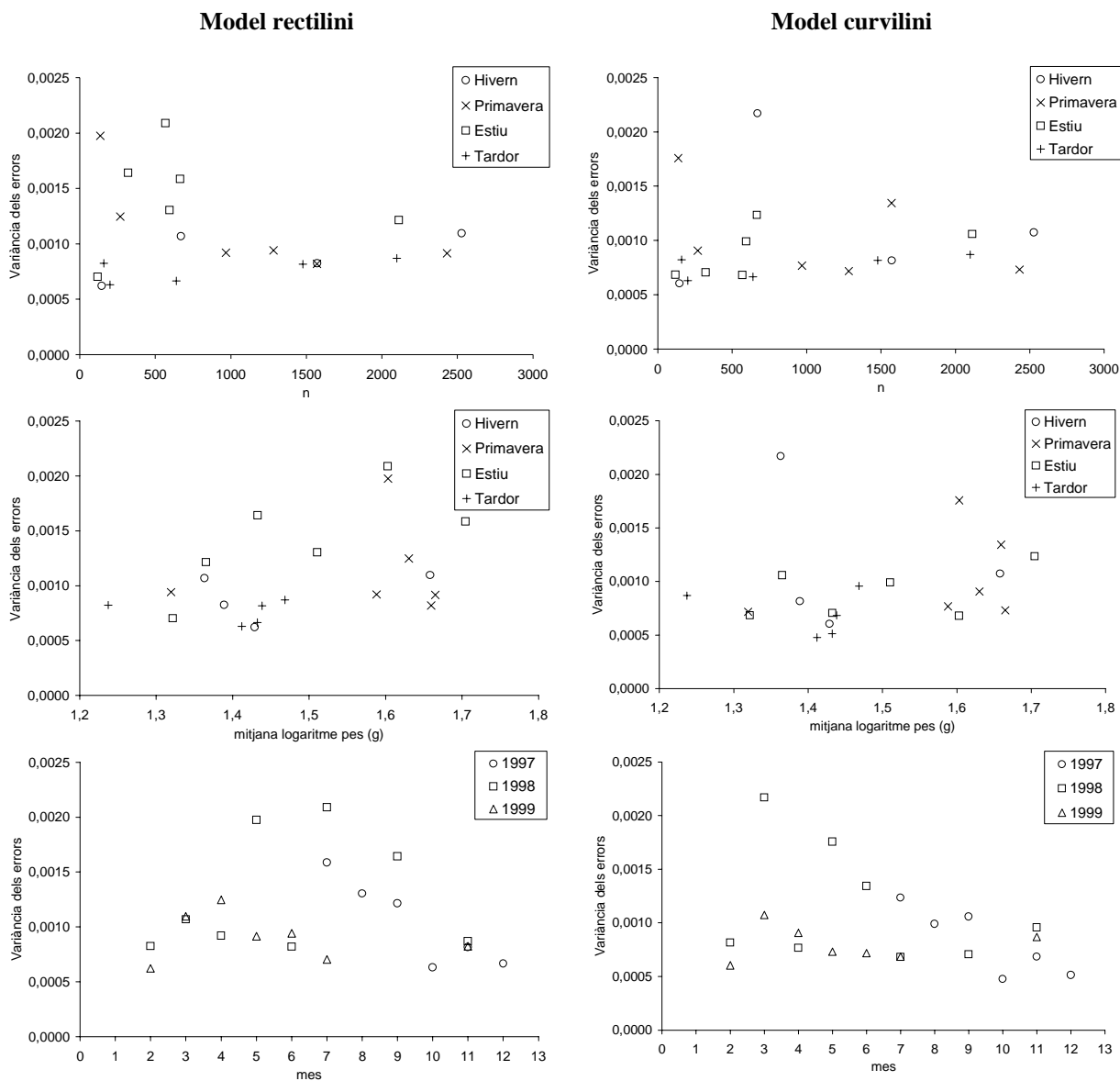


Figura III.1.59.A. Variàncies dels errors per grup obtingudes en els dissenys definitius de les anàlisis de la covariància pels models rectilini (esquerra) i curvilini (dreta) amb dos factors (any i mes) (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19).

Model rectilini

Model curvilini

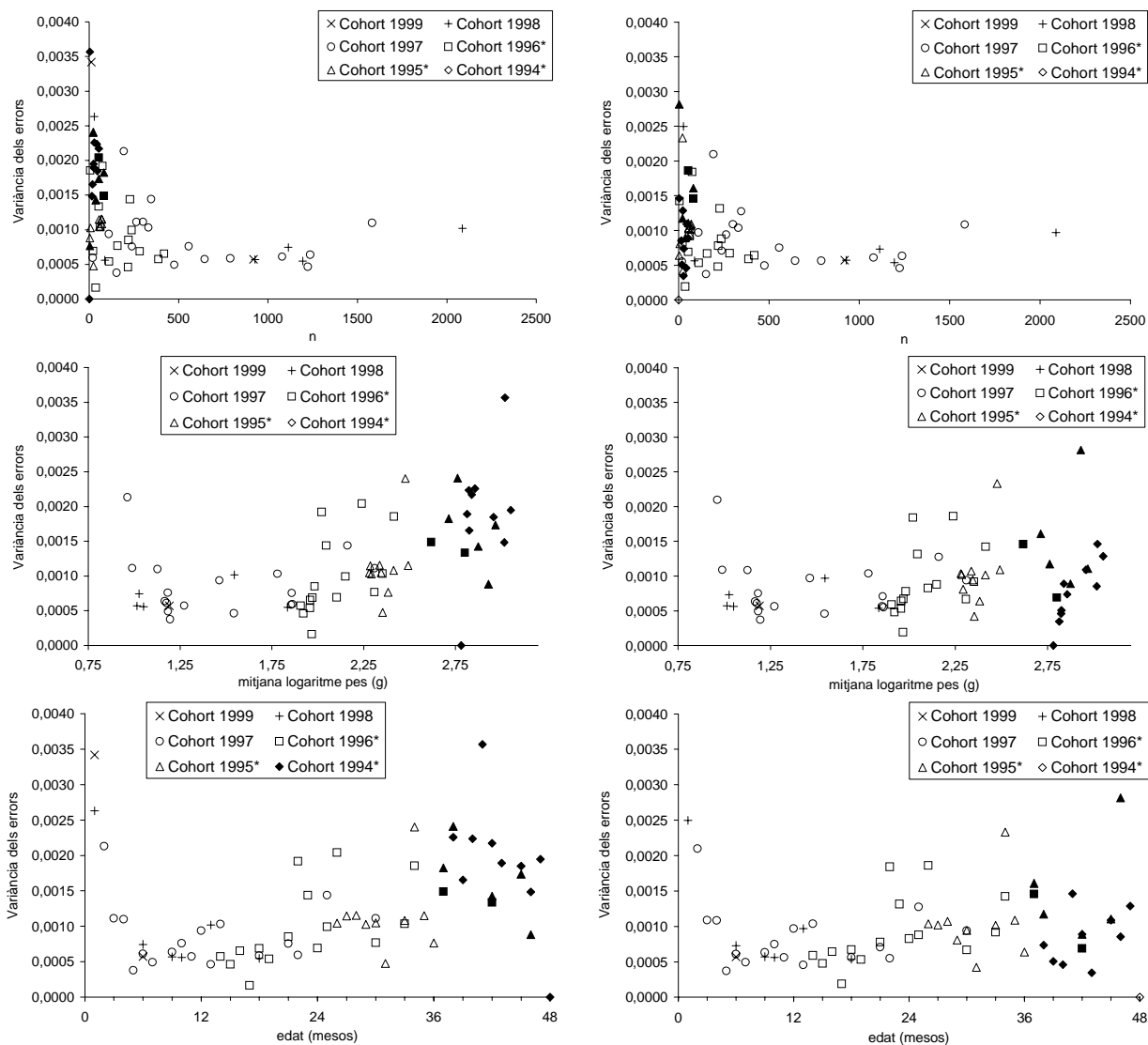


Figura III.1.59.B. Variàncies dels errors per grup obtingudes en els dissenys definitius de les anàlisis de la covariància pels models rectilini (esquerra) i curvilini (dreta) amb tres factors [any, mes i anells, o bé any, mes i cohort (grups equivalents)] (vegeu les taules III.1.18 i III.1.19).

Anàlisi en blocs

Dels múltiples dissenys possibles de realitzar fragmentant en sèries d'anàlisis independents les anàlisis globals de l'apartat anterior, se n'han escollit dos. El primer passa per la fragmentació mitjançant el factor anells (edat) incloent dins de cada bloc els factors anys i mes, mentre que en el segon s'ha recorregut al factor mes per fragmentar-lo amb els factors any i anells dins de cada anàlisi particular. Les anàlisis del primer disseny contenen caselles buides, i per tant ha calgut recórrer a les sumes de quadrats de tipus IV. No s'ha optat per emprar el factor cohort en cap cas ni de cap forma perquè hauria fet aparèixer encara més caselles buides. Pel que fa al segon disseny en blocs, tan sols s'han analitzat els vuit mesos per als quals es disposava de dades per més d'un any.

Per a la primera sèrie d'anàlisis tan sols s'ha aplicat el model rectilini (taula III.1.20), ja que, com s'ha vist en el disseny similar exposat a les taules III.1.14 i III.1.15, no és d'esperar que l'aplicació del model curvilini millori els resultats, encara que es detectés un hipotètica regressió significativa per a la segona covariable. Com era d'esperar, s'ha detectat una heterocedasticitat molt significativa en totes les anàlisis d'aquesta sèrie. Els resultats dels dissenys preliminars mostren només heterogeneïtats significatives de pendents per a les dues edats més joves (0+ i 1+), de les quals es tenen moltes més dades. És, per tant, força versemblant pensar que en el cas de les altres dues anàlisis (2+ i $\geq 3+$) es pot estar cometent un error de tipus II, en no detectar l'heterogeneïtat possiblement com a conseqüència de la menor quantitat de dades disponibles. En qualsevol cas, pràcticament tots els testos dels dissenys finals típics han detectat diferències significatives, tant pel que fa a la regressió amb la covariable (logaritme de la longitud), com a l'efecte dels factors mes, any i llur interacció. Tan sols per a aquest dos darrers no s'ha trobat un efecte significatiu en l'anàlisi dels peixos més vells, per la qual cosa cal insistir de nou en el problema de l'escassetesa de dades que pot afectar la potència dels testos. Les dues anàlisis de regressions separades realitzades per als peixos més joves han generat resultats desiguals. La primera ha detectat diferències significatives en les ordenades a l'origen dels grups separats per tots dos factors i la seva interacció. En canvi, la segona, curiosament, no ha detectat heterogeneïtat significativa d'ordenades a l'origen pels factors principals, fet que, per altra banda, no sembla aportar res de nou.

En els gràfics de les mitjanes ajustades d'aquestes darreres anàlisis (figura III.1.60), s'observen les mateixes oscil·lacions estacionals que ja s'han vingut mostrant reiteradament. Es torna a fer aparent el fet que, almenys per als primers mesos de l'any, el 1998 fou un any en què la perca americana tingué millor condició respecte del 1999. Això és generalitzable a tots els grups d'edat, encara que és sobretot visible als més joves (0+). Un aspecte nou, prou remarcable, que es destaca en aquest gràfics, és la presència d'irregularitat que trenca la continuïtat de les oscil·lacions estacionals i que es manifesta en un mínim situat al mes de maig. Aquest mínim no apareix en els peixos més joves, essent a partir dels de més d'un any i majors en què es fa visible. El mínim s'allunya més de la trajectòria "esperada" com més vells

són els peixos, malgrat que també cal indicar que els errors típics associats a les mitjanes ajustades per al més de maig són també clarament majors com més vells són. Aquesta irregularitat ja era observable en la figura III.1.56 amb les mitjanes ajustades del model global, tot i que allà és molt poc aparent. Sembla evident que la causa d'aquests mínims es trobaria en el cicle reproductiu. De fet, la perca americana inicia el període de posta justament el mes de maig (Vila 1996). Per tant, aquesta hipotètica disminució de la condició no és res més que la pèrdua de pes total –l'única mesura de què es disposa en aquest treball–, deguda a la posta. Lògicament, aquesta pèrdua de pes només afecta les femelles, cosa que podria explicar en part per què l'error típic de la mitjana ajustada augmenta tant en aquest més en relació als altres. Ara bé, els mascles de la perca americana defensen els nius i els petits juvenils, cosa que també pot fer pensar en una eventual disminució de la condició associada a aquest esforç addicional. Cal dir també que aquest és un dels mesos, d'entre aquells en què es mostrejà, per al que es disposava de menys dades. En conseqüència, això deu explicar part d'aquesta disminució de la precisió, i potser també sigui font d'un possible biaix impossible d'avaluar.

En qualsevol cas, hi ha un parell de qüestions més a esmentar derivades de l'observació d'aquest mínim de maig. En primer lloc, en aquesta espècie, en general i també concretament a l'Estany de Banyoles, el període de posta s'allarga fins a finals del mes de juliol. En canvi, els mínims detectats es circumscriuen només al mes de maig. A risc d'ésser altament especulatiu, això indicaria que la primera posta és considerablement més gran que les postes següents que cada individu va fent de forma fraccionada al llarg d'uns dos mesos i escaig, fet ja constatat per a la perca americana a Banyoles (Vila 1996), així com en altres estudis per a la mateixa espècie i altres espècies amb posta fraccionada (Maraldo i MacCrimmon 1981, Rosenblum *et al.* 1994, Sammons *et al.* 1999, Wiegmann *et al.* 1997). En segon lloc, és de destacar el fet que en els individus madurs i malgrat el mínim de maig, les mitjanes ajustades mostren una evolució similar a la dels joves. És a dir, els resultats del maig suposen un trencament sobre una tendència amb oscil·lacions estacionals (mínims hivernals i màxims estivals), aparentment homogènia entre grups d'edat. D'alguna manera, això indicaria que el pes total tendeix a seguir una evolució intranual semblant, al marge de l'edat, tot i que els peixos joves destinarien l'augment de reserves a un creixement més ràpid, mentre que els adults el destinarien a la reproducció a costa del creixement, fet que s'aniria accentuant progressivament amb l'edat. S'ha de dir que el grup en què aquestes manifesten menys clarament les oscil·lacions estacionals és el dels més vells (edat igual o major que tres anys), degut probablement a la migradesa de les dades de què es disposa per a aquestes edats.

La segona sèrie d'anàlisis fetes, fragmentant mitjançant el factor mes, s'ha dut a terme amb el model rectilini per una banda (taula III.1.21.A i III.1.21.B) i repetint-se amb el curvilini, per una altra (taula III.1.22.A i III.1.22.B). Novament, s'ha detectat heterocedasticitat significativa en quasi totes les anàlisis. Els resultats dels dissenys preliminars amb el primer model mostren que tan sols en dos dels mesos (març i abril) es pot donar per bona una homogeneïtat completa de coeficients de regressió. La resta d'anàlisis preliminars han

detectat heterogeneïtat de pendents respecte del factor anells (edat), i en un cas també respecte de la interacció entre factors. Els dissenys definitius amb aquest mateix model han donat lloc a resultats significatius per a la major part dels testos, i han aparegut diferències no significatives només en un mes pel factor any, en dos pel factor anells, i en quatre per llur interacció. Les anàlisis de regressions separades també han detectat majoritàriament diferències significatives en les ordenades a l'origen.

Per la seva banda, les anàlisis amb el model curvilini han reportat resultats millors en els dissenys preliminars, ja que en cinc dels vuit mesos analitzats es pot donar per bona una homogeneïtat de pendents completa. En els altres tres mesos (abril, setembre i novembre) s'ha trobat heterogeneïtat significativa de coeficients de regressió vinculada al factor anells, tot i que per a un d'aquest mesos tan sols un dels set testos d'heterogeneïtat de pendents realitzats ($(\log \text{ longitud})^2 \times \text{anells}$) ha generat un resultat significatiu. Pel que fa als dissenys finals, llevat del mes de maig, totes les anàlisis han detectat regressions significatives per a les dues covariables. La resta de testos han detectat novament i majoritària efectes significatius pel factor anells, pel qual només en un mes no s'ha de rebutjar la hipòtesi nul·la d'igualtat de mitjanes ajustades. En canvi, pel factor any, i a diferència del model rectilini, apareixen efectes significatius només en tres dels mesos analitzats. La interacció entre els dos factors torna a ser significativa en la meitat de les anàlisis.

Les mitjanes ajustades obtingudes d'aquests dos darrers blocs d'anàlisis es mostren conjuntament a la figura III.1.61. S'hi observen patrons semblants als ja mostrats anteriorment a la figura III.1.51. Les mitjanes ajustades del model rectilini estàndard tendeixen a presentar formes còncaves, mentre que les del curvilini formen trajectòries més planes.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Edat: 0+ (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	78039,24	1, 10055	<0,0005
		Any	7,66	2, 10055	<0,0005
		Mes	6,94	10, 10055	<0,0005
		Any x Mes	3,97	8, 10055	<0,0005
		Log Longitud x Any	7,34	2, 10055	<u>0,0007</u>
		Log Longitud x Mes	5,86	10, 10055	<u><0,0005</u>
		Log Longitud x Any x Mes	4,07	8, 10055	<u><0,0005</u>
	Edat: 1+ (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	16773,21	1, 8247	<0,0005
		Any	22,19	2, 8247	<0,0005
		Mes	16,54	10, 8247	<0,0005
		Any x Mes	9,32	8, 8247	<0,0005
		Log Longitud x Any	22,25	2, 8247	<u><0,0005</u>
		Log Longitud x Mes	16,39	10, 8247	<u><0,0005</u>
		Log Longitud x Any x Mes	11,29	8, 8247	<u><0,0005</u>
	Edat: 2+ (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1093,96	1, 1616	<0,0005
		Any	0,73	2, 1616	0,4824
Mes		1,11	10, 1616	0,3510	
Any x Mes		0,71	8, 1616	0,6821	
Log Longitud x Any		0,71	2, 1616	0,4918	
Log Longitud x Mes		1,13	10, 1616	0,3375	
Log Longitud x Any x Mes		0,71	8, 1616	0,6827	
Edat: 3+* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	6262,29	1, 611	<0,0005	
	Any	1,46	2, 611	0,2322	
	Mes	1,81	10, 611	0,0563	
	Any x Mes	1,03	6, 611	0,4015	
	Log Longitud x Any	1,47	2, 611	0,2305	
	Log Longitud x Mes	1,79	10, 611	0,0591	
	Log Longitud x Any x Mes	1,10	6, 611	0,3617	
Definitiu (ANCOVA)	Edat: 0+ (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	282857,14	1, 10055	<0,0005
		Any	108,40	2, 10055	<0,0005
		Mes	105,55	10, 10055	<0,0005
		Any x Mes	52,27	8, 10055	<0,0005
	Edat: 1+ (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	151703,26	1, 8247	<0,0005
		Any	9,08	2, 8247	<0,0005
		Mes	150,94	10, 8247	<0,0005
		Any x Mes	8,03	8, 8247	<0,0005
	Edat: 2+ (<i>P</i> =0,0018)	Log Longitud	18885,40	1, 1616	<0,0005
		Any	15,21	2, 1616	<0,0005
		Mes	14,508	10, 1616	<0,0005
		Any x Mes	5,18	8, 1616	<0,0005
Edat: 3+ * (<i>P</i> =0,0006)	Log Longitud	40236,73	1, 611	<0,0005	
	Any	1,77	2, 611	0,1715	
	Mes	3,558	10, 611	0,0001	
	Any x Mes	1,58	7, 611	0,1375	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Edat: 0+ (<i>P</i> <0,0005)	Any	9,90	2, 10055	<0,0005
		Mes	6,94	10, 10055	<0,0005
		Any x Mes	3,969	8, 10055	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	13691,37	21, 10055	<0,0005
	Edat: 1+ (<i>P</i> <0,0005)	Any	0,56	2, 8247	0,5696
		Mes	2,03	10, 8247	0,0263
		Any x Mes	4,085	8, 8247	<0,0005
		Log Longitud x Any x Mes	7432,29	21, 8247	<0,0005

Taula III.1.20. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per edats) basades en els factors any i mes i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *comprèn aquesta i totes les edats més grans.

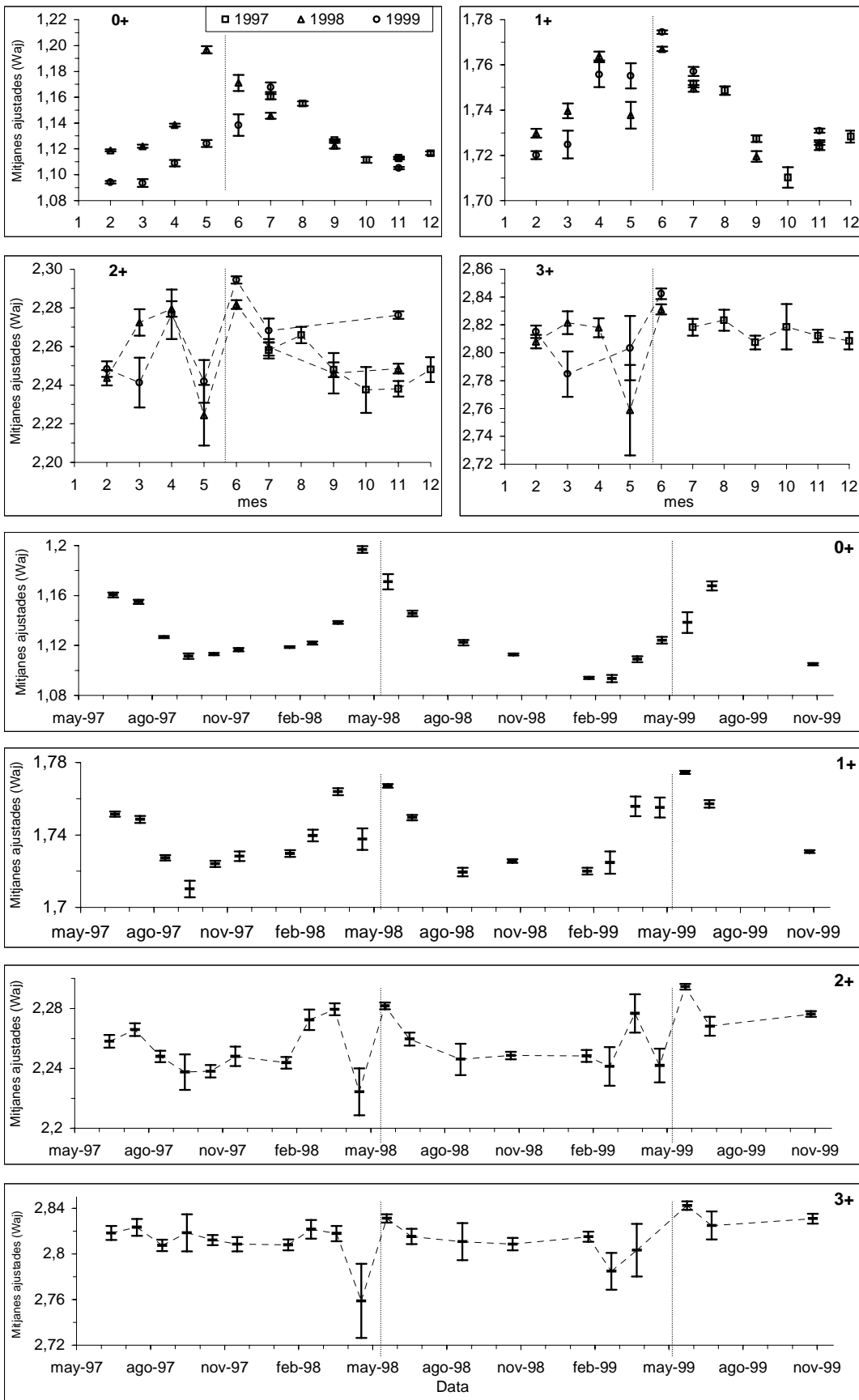


Figura III.1.60. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pel model rectilini amb dos factors (any i mes), i separant per edats (vegeu la taula III.1.20), representats o bé respecte del mes (dalt) o bé respecte de la data (baix). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinúua. Les línies discontinúues verticals senyalen la data d'aniversari, separant a banda i banda els grups que tot i tenir la mateixa edat (mesurada en anys sencers) pertanyen a diferents cohorts.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Febrer (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	20283,50	1, 2855	<0,0005
		Any	0,0027	1, 2855	0,9583
		Anells	32,65	3, 2855	<0,0005
		Any x Anells	0,561	3, 2855	0,6408
		Log Longitud x Any	0,008	1, 2855	0,9275
		Log Longitud x Anells	35,56	3, 2855	<0,0005
		Log Longitud x Any x Anells	0,509	3, 2855	0,6762
	Març (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1823,46	1, 787	<0,0005
		Any	0,0011	1, 787	0,9740
		Anells	2,11	3, 787	0,0972
		Any x Anells	1,991	3, 787	0,1138
		Log Longitud x Any	0,002	1, 787	0,9619
		Log Longitud x Anells	2,07	3, 787	0,1031
		Log Longitud x Any x Anells	1,98	3, 787	0,1160
	Abril (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1969,29	1, 1104	<0,0005
		Any	0,8853	1, 1104	0,3470
		Anells	3,16	2, 1104	0,0430
		Any x Anells	0,149	2, 1104	0,8618
		Log Longitud x Any	0,998	1, 1104	0,3180
		Log Longitud x Anells	3,18	2, 1104	0,0420
		Log Longitud x Any x Anells	0,104	2, 1104	0,9010
	Maig (<i>P</i> =0,0932)	Log Longitud	141,14	1, 279	<0,0005
		Any	1,99	1, 279	0,1599
		Anells	3,43	2, 279	0,0337
		Any x Anells	1,51	2, 279	0,2227
		Log Longitud x Any	1,97	1, 279	0,1618
		Log Longitud x Anells	3,50	2, 279	0,0317
		Log Longitud x Any x Anells	1,50	2, 279	0,2252
Juny (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	3,09	1, 4097	<0,0005	
	Any	3,09	1, 4097	0,0786	
	Anells	25,99	3, 4097	0,0000	
	Any x Anells	2,10	3, 4097	0,0987	
	Log Longitud x Any	3,54	1, 4097	0,0599	
	Log Longitud x Anells	23,06	3, 4097	<0,0005	
	Log Longitud x Any x Anells	2,63	3, 4097	0,0487	
Juliol (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	3847,64	1, 1501	<0,0005	
	Any	1,32	2, 1501	0,2675	
	Anells	3,56	3, 1501	0,0138	
	Any x Anells	0,889	5, 1501	0,4877	
	Log Longitud x Any	1,67	2, 1501	0,1893	
	Log Longitud x Anells	4,00	3, 1501	0,0075	
	Log Longitud x Any x Anells	0,821	5, 1501	0,5346	
Setembre (<i>P</i> =0,0123)	Log Longitud	4416,91	1, 2433	<0,0005	
	Any	1,61	1, 2433	0,2042	
	Anells	14,17	3, 2433	<0,0005	
	Any x Anells	1,83	3, 2433	0,1395	
	Log Longitud x Any	1,79	1, 2433	0,1812	
	Log Longitud x Anells	16,17	3, 2433	<0,0005	
	Log Longitud x Any x Anells	1,79	3, 2433	0,1468	
Novembre (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	37699,08	1, 6007	<0,0005	
	Any	3,18	2, 6007	0,0416	
	Anells	60,80	3, 6007	0,0000	
	Any x Anells	2,55	6, 6007	0,0180	
	Log Longitud x Any	3,73	2, 6007	0,0243	
	Log Longitud x Anells	68,51	3, 6007	<0,0005	
	Log Longitud x Any x Anells	2,93	6, 6007	0,0075	

Taula III.1.21.A. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per mesos) basades en els factors any i anells i una única covariable (model rectilini). Llegendra com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Definitiu (ANCOVA)	Febrer (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	89744,36	1, 2855	<0,0005
		Any	11,3291	1, 2855	0,0007
		Anells	197,51	3, 2855	<0,0005
		Any x Anells	16,931	3, 2855	<0,0005
	Març (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	18228,09	1, 787	<0,0005
		Any	23,19	1, 787	<0,0005
		Anells	12,90	3, 787	<0,0005
		Any x Anells	1,02	3, 787	0,3819
	Abril (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	24174,15	1, 1104	<0,0005
		Any	10,56	1, 1104	0,0012
		Anells	3,85	2, 1104	0,0216
		Any x Anells	2,14	2, 1104	0,1180
	Maig (<i>P</i> =0,2850)	Log Longitud	7707,27	1, 279	<0,0005
		Any	6,1055	1, 279	0,0141
		Anells	1,59	2, 279	0,2066
		Any x Anells	55,913	2, 279	<0,0005
	Juny (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	98586,76	1, 4097	<0,0005
		Any	14,7831	1, 4097	<0,0005
		Anells	114,75	3, 4097	<0,0005
		Any x Anells	20,293	3, 4097	<0,0005
	Juliol (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	18045,81	1, 1501	<0,0005
		Any	5,3998	2, 1501	0,0046
		Anells	61,59	3, 1501	<0,0005
		Any x Anells	1,606	5, 1501	0,1416
Setembre (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	47479,99	1, 2433	<0,0005	
	Any	0,0018	1, 2433	0,9664	
	Anells	53,17	3, 2433	<0,0005	
	Any x Anells	1,835	3, 2433	0,1387	
Novembre (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	160219,32	1, 6007	<0,0005	
	Any	24,9840	2, 6007	<0,0005	
	Anells	406,53	3, 6007	<0,0005	
	Any x Anells	42,615	6, 6007	<0,0005	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Febrer (<i>P</i> <0,0005)	Any	4,98	1, 2855	0,0257
		Anells	32,96	3, 2855	<0,0005
		Any x Anells	27,95	3, 2855	<0,0005
		Log Longitud x Anells	23291,33	4, 2855	<0,0005
	Maig (<i>P</i> =0,2127)	Any	8,60	1, 279	0,0036
		Anells	2,38	2, 279	0,0942
		Any x Anells	29,93	2, 279	<0,0005
		Log Longitud x Anells	2598,19	3, 279	<0,0005
	Juny (<i>P</i> <0,0005)	Any	2,04	1, 4097	0,1538
		Anells	27,59	3, 4097	<0,0005
		Any x Anells	1,38	3, 4097	0,2479
		Log Longitud x Anells	25076,56	4, 4097	<0,0005
	Juliol (<i>P</i> <0,0005)	Any	4,99	2, 1501	0,0070
		Anells	22,61	3, 1501	<0,0005
		Any x Anells	2,08	6, 1501	0,0526
		Log Longitud x Anells	4752,14	4, 1501	<0,0005
	Setembre (<i>P</i> =0,0347)	Any	1,05	1, 2433	0,3067
		Anells	34,71	3, 2433	<0,0005
		Any x Anells	0,291	3, 2433	0,8319
		Log Longitud x Anells	12463,42	4, 2433	<0,0005
	Novembre (<i>P</i> <0,0005)	Any	49,29	2, 6007	<0,0005
		Anells	88,32	3, 6007	<0,0005
		Any x Anells	45,417	6, 6007	<0,0005
		Log Longitud x Anells	42044,23	4, 6007	<0,0005

Taula III.1.21.B. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per mesos) basades en els factors any i anells i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Febrer (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,73	1, 2855	0,392
		(Log Longitud) ²	0,05	1, 2855	0,828
		Any	2,70	1, 2855	0,100
		Anells	2,21	3, 2855	0,085
		Any x Anells	1,4	3, 2855	0,242
		Log Longitud x Any	2,79	1, 2855	0,095
		(Log Longitud)² x Any	2,88	1, 2855	0,090
		Log Longitud x Anells	2,45	3, 2855	0,062
		(Log Longitud)² x Anells	2,76	3, 2855	0,041
		Log Longitud x Any x Anells	1,39	3, 2855	0,243
		(Log Longitud)² x Any x Anells	1,39	3, 2855	0,245
	Març (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,18	1, 787	0,669
		(Log Longitud) ²	0,42	1, 787	0,515
		Any	0,02	1, 787	0,890
		Anells	0,32	3, 787	0,813
		Any x Anells	0,41	3, 787	0,746
		Log Longitud x Any	0,01	1, 787	0,908
		(Log Longitud)² x Any	0,01	1, 787	0,925
		Log Longitud x Anells	0,27	3, 787	0,845
		(Log Longitud)² x Anells	0,22	3, 787	0,880
Log Longitud x Any x Anells		0,41	3, 787	0,746	
	(Log Longitud)² x Any x Anells	0,07	2, 787	0,935	
Abril (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	1,42	1, 1104	0,234	
	(Log Longitud) ²	0,55	1, 1104	0,460	
	Any	1,77	1, 1104	0,184	
	Anells	7,76	2, 1104	<0,0005	
	Any x Anells	2,6	2, 1104	0,075	
	Log Longitud x Any	1,59	1, 1104	0,208	
	(Log Longitud)² x Any	1,41	1, 1104	0,235	
	Log Longitud x Anells	7,94	2, 1104	<0,0005	
	(Log Longitud) ² x Anells	8,13	2, 1104	<0,0005	
	Log Longitud x Any x Anells	2,46	2, 1104	0,086	
	(Log Longitud)² x Any x Anells	-	0, 1104	-	
Maig (<i>P</i> =0,0932)	Log Longitud	0,01	1, 279	0,910	
	(Log Longitud) ²	4,33	1, 279	0,038	
	Any	3,50	1, 279	0,063	
	Anells	1,28	3, 279	0,283	
	Any x Anells	1,61	3, 279	0,188	
	Log Longitud x Any	3,07	1, 279	0,081	
	(Log Longitud)² x Any	2,04	1, 279	0,155	
	Log Longitud x Anells	1,28	3, 279	0,282	
	(Log Longitud)² x Anells	1,25	3, 279	0,289	
	Log Longitud x Any x Anells	2,45	2, 279	0,089	
	(Log Longitud)² x Any x Anells	1,4	1, 279	0,238	
Juny (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	12,19	1, 4097	<0,0005	
	(Log Longitud) ²	2,66	1, 4097	0,103	
	Any	0,50	1, 4097	0,480	
	Anells	2,39	3, 4097	0,067	
	Any x Anells	1,36	3, 4097	0,252	
	Log Longitud x Any	0,28	1, 4097	0,594	
	(Log Longitud)² x Any	0,06	1, 4097	0,800	
	Log Longitud x Anells	2,42	3, 4097	0,064	
	(Log Longitud)² x Anells	2,4	3, 4097	0,066	
	Log Longitud x Any x Anells	1,37	3, 4097	0,251	
	(Log Longitud)² x Any x Anells	1,37	3, 4097	0,250	

Taula III.1.22.A. (Primera part) Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per mesos) basades en els factors any i anells i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	Gl	P
Preliminar	Juliol (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	2,59	1, 1501	0,108
		(Log Longitud) ²	0,96	1, 1501	0,328
		Any	1,17	2, 1501	0,310
		Anells	2,55	3, 1501	0,054
		Any x Anells	1,04	6, 1501	0,394
		Log Longitud x Any	1,25	2, 1501	0,287
		(Log Longitud)² x Any	1,31	2, 1501	0,269
		Log Longitud x Anells	2,83	3, 1501	0,037
		(Log Longitud)² x Anells	3,22	3, 1501	0,022
		Log Longitud x Any x Anells	1,01	6, 1501	0,420
	(Log Longitud)² x Any x Anells	1,04	5, 1501	0,390	
	Setembre (<i>P</i> =0,0123)	Log Longitud	0,37	1, 2433	0,541
		(Log Longitud) ²	0,22	1, 2433	0,641
		Any	4,42	1, 2433	0,036
		Anells	3,88	3, 2433	0,009
		Any x Anells	2,18	3, 2433	0,089
		Log Longitud x Any	4,25	1, 2433	0,039
		(Log Longitud)² x Any	4,05	1, 2433	0,044
		Log Longitud x Anells	3,79	3, 2433	0,010
		(Log Longitud)² x Anells	5,59	2, 2433	0,004
		Log Longitud x Any x Anells	2,14	3, 2433	0,093
	(Log Longitud)² x Any x Anells	3,08	2, 2433	0,046	
	Novembre (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,09	1, 6007	0,759
		(Log Longitud) ²	2,04	1, 6007	0,153
		Any	0,01	2, 6007	0,995
		Anells	4,43	3, 6007	0,004
		Any x Anells	1,7	6, 6007	0,117
Log Longitud x Any		<0,0005	2, 6007	0,998	
(Log Longitud)² x Any		<0,0005	2, 6007	0,998	
Log Longitud x Anells		4,45	3, 6007	0,004	
(Log Longitud)² x Anells		4,46	3, 6007	0,004	
Log Longitud x Any x Anells		1,67	6, 6007	0,124	
(Log Longitud)² x Any x Anells	0,73	5, 6007	0,603		

Taula III.1.22.A. (Segona part) Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per mesos) basades en els factors any i anells i dues covariables (model curvilini). Llegendada com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Definitiu (ANCOVA)	Febrer (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	288,51	1, 2855	<0,0005
		(Log Longitud) ²	112,45	1, 2855	<0,0005
		Any	7,14	1, 2855	0,0076
		Anells	29,79	3, 2855	<0,0005
		Any x Anells	27,70	3, 2855	<0,0005
	Març (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	64,03	1, 787	<0,0005
		(Log Longitud) ²	6,77	1, 787	0,0095
		Any	20,68	1, 787	<0,0005
		Anells	5,82	3, 787	0,0006
		Any x Anells	1,38	3, 787	0,2470
	Abril (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	11,10	1, 1104	0,0009
		(Log Longitud) ²	29,69	1, 1104	<0,0005
		Any	2,84	1, 1104	0,0925
		Anells	5,92	2, 1104	0,0028
		Any x Anells	7,82	2, 1104	0,0004
	Maig (<i>P</i> =0,3382)	Log Longitud	16,59	1, 279	<0,0005
		(Log Longitud) ²	0,27	1, 279	0,6066
		Any	1,02	1, 279	0,3143
		Anells	4,07	3, 279	0,0075
		Any x Anells	40,66	3, 279	<0,0005
	Juny (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	336,18	1, 4097	<0,0005
		(Log Longitud) ²	31,88	1, 4097	<0,0005
		Any	0,18	1, 4097	0,6752
		Anells	11,59	3, 4097	<0,0005
		Any x Anells	3,19	3, 4097	0,0227
	Juliol (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	72,71	1, 1501	<0,0005
		(Log Longitud) ²	45,63	1, 1501	<0,0005
		Any	4,61	2, 1501	0,0101
		Anells	2,78	3, 1501	0,0398
		Any x Anells	2,12	6, 1501	0,0483
	Setembre (<i>P</i> <0,0095)	Log Longitud	36,68	1, 2433	<0,0005
		(Log Longitud) ²	140,21	1, 2433	<0,0005
Any		0,92	1, 2433	0,3375	
Anells		10,97	3, 2433	<0,0005	
Any x Anells		0,14	3, 2433	0,9343	
Novembre (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	353,50	1, 6007	<0,0005	
	(Log Longitud) ²	308,58	1, 6007	<0,0005	
	Any	50,55	2, 6007	<0,0005	
	Anells	41,24	3, 6007	<0,0005	
	Any x Anells	43,53	6, 6007	<0,0005	

Taula III.1.22.B Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per mesos) basades en els factors any i anells i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12.

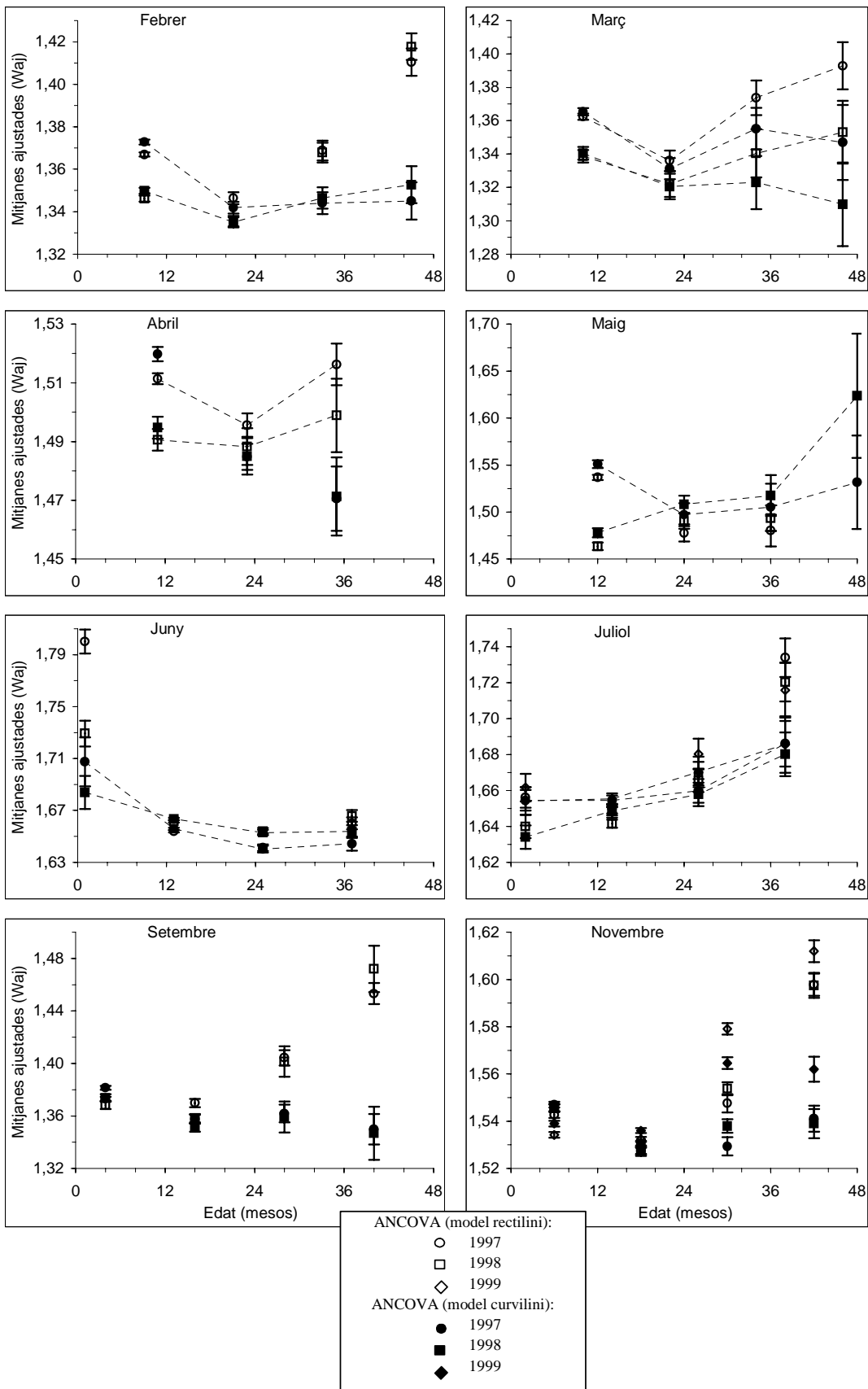


Figura III.1.61. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (any i anells), i separant per mesos (vegeu les taules III.1.21 i III.1.22). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinua.

Anàlisis basades en els factors Estany, campanya, i cohort

Anàlisi en conjunt

Donat que es varen dur a terme alguns mostratges suplementaris a l'estanyol del Vilar durant el primer any de mostratge (1997-1998), s'han realitzat una sèrie d'ANCOVA destinades a comparar les dues masses d'aigua, aquesta i l'Estany (taula III.1.23). A partir dels factors Estany i campanya (data de captura), s'han dut a terme dos tipus de dissenys preliminars amb el model rectilini estàndard, l'un sense introduir el factor cohort, que en aquest cas separa en grups d'edat d'igual forma com ho hauria fet el factor anells, i l'altre, introduint-lo. En tots dos s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, malgrat que en el segon disseny ha estat parcial, apareixent associada només al factor cohort, com era d'esperar d'acord amb els resultats mostrats en els apartats anteriors, i també a dues interaccions dobles. Els dissenys definitius mostren resultats molt significatius en tots els testos, excepte, en el segon disseny, pel factor Estany i per la seva interacció amb el factor cohort. Així doncs, la inclusió del factor cohort en l'anàlisi provoca bàsicament una disminució de l'efecte del factor Estany, cosa que indica que la variabilitat en la condició es veu més influenciada per l'edat i per la data (campanya) que no pas per l'Estany. Pel que fa als resultats de les anàlisis de regressions separades, apareixen alguns resultats no significatius, la qual cosa indica que les ordenades a l'origen de les regressions per a cada grup que separa el factor en qüestió no són significativament diferents. En qualsevol cas, també en aquestes anàlisis la major part dels resultats són un altre cop significatius.

S'han repetit aquestes anàlisis amb el model curvilini, obtenint uns resultats completament paral·lels als del model rectilini, tant en els dissenys preliminars com en els finals (taula III.1.24). Les mitjanes ajustades d'ambdós models es mostren gràficament a les figures III.1.62 i III.1.63. D'entrada, tot i que el període del qual es tenen dades per a les dues masses d'aigua és relativament curt, s'hi observa netament una evolució de la condició que segueix una part de les oscil·lacions estacionals ja descrites anteriorment. Per altra banda, només en els gràfics del disseny sense el factor cohort (edat) (figura III.1.62) es dóna una diferència notable entre la condició de les perques americanes de l'Estany i les de l'estanyol en dues de les campanyes analitzades, diferències que es mantenen amb el model curvilini. Aquest resultat, però, pot ésser enganyós degut al biaix que es pot haver produït per les escasses captures obtingudes al Vilar que poden haver provocat que un determinat grup d'edat en algunes dates tingui un pes relatiu en les dades molt superior. En canvi, quan s'ha separat per cohorts (figura III.1.63), i tal com ja s'apuntava a partir dels resultats numèrics de les anàlisis, el factor Estany sembla tenir un efecte relativament petit, si és que el té, en comparació amb la data i l'edat. Així, es dóna una separació notable entre les mitjanes ajustades de cada cohort i per a cada data, separació, però, que es redueix quan s'ha aplicat el model curvilini. Malgrat tot, d'existir algun efecte del factor Estany sobre la condició, els resultats gràfics indicarien, en general, que els peixos de l'Estany presentaven en el període que es va fer el mostratge una millor condició que els de l'estanyol del Vilar.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Log Longitud	270987,08	1, 8432	<0,0005
		Campanya	21,48	3, 8432	<0,0005
		Estany	6,28	1, 8432	0,0123
		Campanya x Estany	8,98	3, 8432	<0,0005
		Log Longitud x Campanya	25,94	3, 8432	<0,0005
		Log Longitud x Estany	8,49	1, 8432	0,0036
		Log Longitud x Campanya x Estany	8,27	3, 8432	<0,0005
		Log Longitud	11182,78	1, 8432	<0,0005
	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Campanya	0,70	3, 8432	0,5499
		Estany	6,22	1, 8432	0,0126
		Cohort	46,31	2, 8432	<0,0005
		Campanya x Estany	5,90	3, 8432	0,0005
		Campanya x Cohort	4,04	6, 8432	<0,0005
		Estany x Cohort	3,65	2, 8432	0,0261
		Log Longitud x Campanya	0,43	3, 8432	0,7313
		Log Longitud x Estany	0,29	1, 8432	0,5913
		Log Longitud x Cohort	38,87	2, 8432	<0,0005
		Log Longitud x Campanya x Estany	5,40	3, 8432	0,0011
		Log Longitud x Campanya x Cohort	4,13	6, 8432	<0,0005
		Log Longitud x Estany x Cohort	4,17	2, 8432	0,0156
Definitiu (ANCOVA)	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Log Longitud	1499858,69	1, 8432	<0,0005
		Campanya	61,42	3, 8432	<0,0005
		Estany	65,75	1, 8432	<0,0005
		Campanya x Estany	14,10	3, 8432	<0,0005
	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Log Longitud	212124,33	1, 8432	<0,0005
		Campanya	103,63	3, 8432	<0,0005
		Estany	6,12	1, 8432	0,0133
		Cohort	57,24	2, 8432	<0,0005
		Campanya x Estany	17,67	3, 8432	<0,0005
		Campanya x Cohort	39,28	6, 8432	<0,0005
Estany x Cohort	0,61	2, 8432	0,5456		
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Campanya	21,48	3, 8432	<0,0005
		Estany	6,28	1, 8432	0,0123
		Campanya x Estany	8,99	3, 8432	<0,0005
		Log Longitud x Campanya x Estany	197365,99	8, 8432	<0,0005
	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. ($P < 0,0005$)	Campanya	3,83	3, 8432	<0,0005
		Estany	0,01	1, 8432	0,0094
		Cohort	27,86	2, 8432	0,9353
		Campanya x Estany	9,29	3, 8432	<0,0005
		Campanya x Cohort	4,59	6, 8432	<0,0005
		Estany x Cohort	2,23	2, 8432	0,1079
		Log Longitud x Campanya x Estany x Cohort	9119,46	24, 8432	<0,0005

Taula III.1.23. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar. Anàlisi en conjunt basades en els factors Estany, campanya i cohort i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P	
Preliminar	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	14,90	1, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ²	77,50	1, 8432	<0,0005	
		Campanya	6,40	3, 8432	<0,0005	
		Estany	15,48	1, 8432	<0,0005	
		Campanya x Estany	6,67	3, 8432	<0,0005	
		Log Longitud x Campanya	6,30	3, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ² x Campanya	6,30	3, 8432	<0,0005	
		Log Longitud x Estany	14,03	1, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ² x Estany	12,53	1, 8432	<0,0005	
		Log Longitud x Campanya x Estany	6,45	3, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ² x Campanya x Estany	6,18	3, 8432	<0,0005	
		Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	4,92	1, 8432	0,0266
			(Log Longitud) ²	1,94	1, 8432	0,1642
			Campanya	2,33	3, 8432	0,0720
	Estany		0,00	1, 8432	0,9687	
	Cohort		5,84	2, 8432	0,0028	
	Campanya x Estany		5,72	3, 8432	0,0009	
	Definitiu (ANCOVA)	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)	Campanya x Cohort	1,70	6, 8432	0,1165
			Estany x Cohort	0,48	2, 8432	0,6188
			Log Longitud x Campanya	2,30	3, 8432	0,0753
(Log Longitud)² x Campanya			2,27	3, 8432	0,0791	
Log Longitud x Estany			0,00	1, 8432	0,9703	
Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)		(Log Longitud)² x Estany	0,00	1, 8432	0,9731	
		Log Longitud x Cohort	5,82	2, 8432	0,0029	
		(Log Longitud) ² x Cohort	5,81	2, 8432	0,0032	
		Log Longitud x Campanya x Estany	5,53	3, 8432	0,0012	
		(Log Longitud) ² x Campanya x Estany	5,34	3, 8432	0,0008	
		Log Longitud x Campanya x Cohort	1,71	6, 8432	0,1140	
		(Log Longitud)² x Campanya x Cohort	1,98	5, 8432	0,0794	
		Log Longitud x Estany x Cohort	0,55	2, 8432	0,5740	
		(Log Longitud)² x Estany x Cohort	0,63	2, 8432	0,5311	
Definitiu (ANCOVA)	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	460,77	1, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ²	642,44	1, 8432	<0,0005	
		Campanya	87,67	3, 8432	<0,0005	
		Estany	23,40	1, 8432	<0,0005	
		Campanya x Estany	19,91	3, 8432	<0,0005	
	Campanyes 2, 3, 4 i 6. Cohorts 1997, 1996 i 1995*. (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	273,01	1, 8432	<0,0005	
		(Log Longitud) ²	178,60	1, 8432	<0,0005	
		Campanya	36,47	3, 8432	<0,0005	
		Estany	4,96	1, 8432	0,0260	
		Cohort	47,03	2, 8432	<0,0005	
		Campanya x Estany	21,35	3, 8432	<0,0005	
		Campanya x Cohort	13,27	6, 8432	<0,0005	
		Estany x Cohort	0,56	2, 8432	0,5699	

Taula III.1.24. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar. Anàlisi en conjunt basades en els factors Estany, campanya i cohort i dues covariables (model curvilini). Llegendra com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

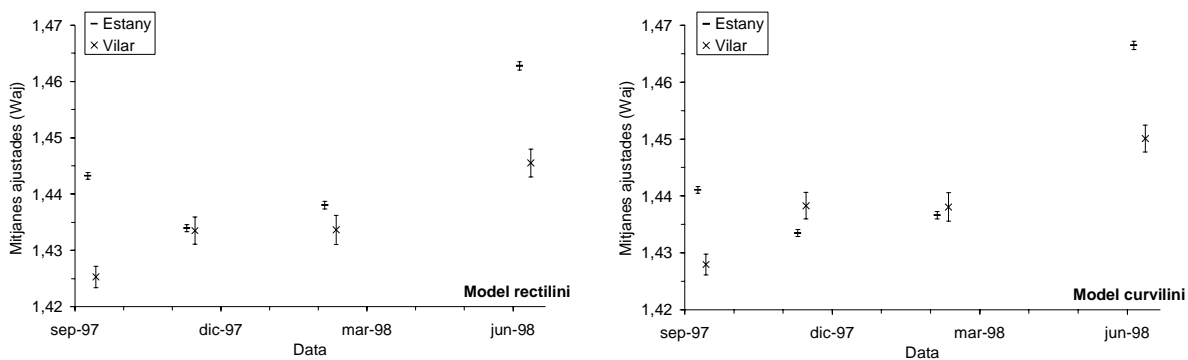


Figura III.1.62. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (campanya i Estany) (vegeu les taules III.1.23 i III.1.24).

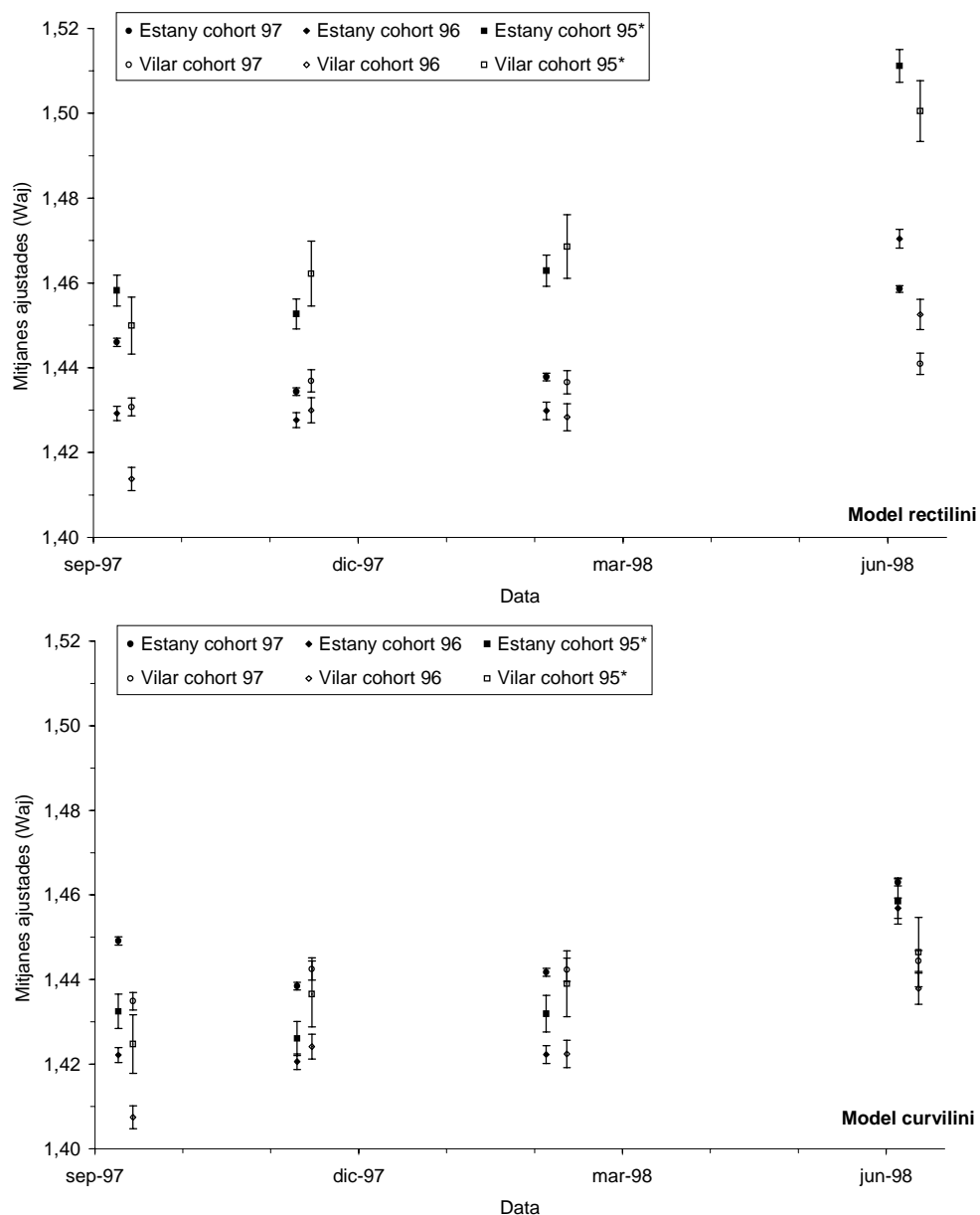


Figura III.1.63. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb tres factors (campanya, Estany i cohort) (vegeu les taules III.1.23 i III.1.24). *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Anàlisi en blocs

Separadament per a cada cohort o grup de cohorts, s'ha realitzat un disseny amb els altres dos factors, campanya i Estany (estanyol o Estany) (taula III.1.25). Segons el test de Levene, novament tampoc hi ha homogeneïtat de variàncies dels errors en cap de les anàlisis. Per altra banda, només en el cas de la cohort de 1997, les interaccions amb la covariable donen resultats significatius. Els resultats dels dissenys definitius mostren efectes significatius d'ambdós factors i de la seva interacció per a les cohorts de 1997 i de 1996, de les quals es disposa de més dades que per a la cohort de 1995, cosa que pot explicar per què en aquesta darrera no es detecta cap efecte significatiu dels factors. Tal com s'apuntava a partir de les anàlisis en conjunt anteriors, les mitjanes ajustades (figura III.1.64) per a l'Estany solen tenir valors més alts que per a l'estanyol, especialment quan les distàncies són més grans.

S'ha fet també una altra anàlisi en blocs fragmentant les dades mitjançant les dates (campanyes). Per a cada una de les quatre campanyes de les quals es disposava de dades de l'estanyol del Vilar, s'han realitzat anàlisis separades amb els factors Estany i cohort (edat) (taula III.1.26). A banda de la ja habitual detecció prèvia d'heterocedasticitat, tan sols en una de les anàlisis s'assoleix l'homogeneïtat de pendents per a tots els factors. En les tres restants apareix heterogeneïtat de coeficients de regressió associada al factor cohort. És sobretot també associat a aquest factor on es detecten efectes significatius en els dissenys definitius, mentre que per al factor Estany només n'apareixen en una de les campanyes, i en cap per la interacció entre factors. Preveient que probablement s'obtidria amb més facilitat l'homogeneïtat de coeficients de regressió, s'han repetit, ara també, les anàlisis amb el model curvilini (taula III.1.27), introduint-hi la segona covariable ($\log \text{ longitud}$)². Els resultats mostren com, efectivament, s'assoleix l'homogeneïtat de pendents en quasi tots els casos, excepte en la interacció entre la segona covariable i el factor cohort en l'anàlisi de la campanya 3, tot i que per a la resta d'interaccions amb les covariables d'aquesta anàlisi no s'han trobat resultats significatius. De tota manera, els resultats dels dissenys definitius amb el model curvilini han resultat molt similars als dels model rectilini, i s'hi troben, malgrat tot i sobretot, efectes significatius del factor cohort, però no pas pel factor Estany. Confirmant els resultats dels testos, els gràfics obtinguts amb les mitjanes ajustades d'aquests models (figura III.1.65) mostren bàsicament que hi ha molt poques diferències entre les de les dues masses d'aigua per a una mateixa data i edat.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P	
Preliminar	Cohort 1997 Campanyes 2, 3, 4 i 6 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	30780,015	1, 6507	<0,0005	
		Campanya	7,176	3, 6507	<0,0005	
		Estany	20,425	1, 6507	<0,0005	
		Campanya x Estany	11,679	3, 6507	<0,0005	
		Log Longitud x Campanya	6,632	3, 6507	<0,0005	
		Log Longitud x Estany	20,066	1, 6507	<0,0005	
	Cohort 1996 Campanyes 2, 3, 4, i 6 ($P = 0,0039$)	Log Longitud	9123,73	1, 1559	<0,0005	
		Campanya	2,39	3, 1559	0,0667	
		Estany	2,97	1, 1559	0,0849	
		Campanya x Estany	0,75	3, 1559	0,5245	
		Log Longitud x Campanya	2,69	3, 1559	0,0450	
		Log Longitud x Estany	3,13	1, 1559	0,0772	
Cohort 1995* Campanyes 2, 3, 4, i 6 ($P = 0,0428$)	Log Longitud	743,11	1, 349	<0,0005		
	Campanya	1,32	3, 349	0,2670		
	Estany	0,15	1, 349	0,7013		
	Campanya x Estany	2,50	2, 349	0,0839		
	Log Longitud x Campanya	1,26	3, 349	0,2868		
	Log Longitud x Estany	0,13	1, 349	0,7185		
Definitiu (ANCOVA)	Cohort 1997 Campanyes 2, 3, 4 i 6 ($P < 0,0005$)	Log Longitud	188264,38	1, 6507	<0,0005	
		Campanya	22,94	3, 6507	<0,0005	
		Estany	11,71	1, 6507	0,0006	
		Campanya x Estany	23,78	3, 6507	<0,0005	
	Cohort 1996 Campanyes 2, 3, 4, i 6 ($P = 0,0039$)	Log Longitud	19602,97	1, 1559	<0,0005	
		Campanya	41,53	3, 1559	<0,0005	
		Estany	9,84	1, 1559	0,0017	
	Cohort 1995* Campanyes 2, 3, 4, i 6 ($P = 0,0541$)	Log Longitud	7848,92	1, 349	<0,0005	
		Campanya	3,43	3, 349	0,0172	
		Estany	1,10	1, 349	0,2946	
	Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Cohort 1997 Campanyes 2, 3, 4 i 6 ($P < 0,0005$)	Campanya	7,18	3, 6507	<0,0005
			Estany	20,42	1, 6507	<0,0005
Campanya x Estany			11,68	3, 6507	<0,0005	
Log Longitud x Campanya x Estany			23939,12	8, 6507	<0,0005	

Taula III.1.25. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar. Anàlisi en blocs (separant per cohorts) basades en els factors campanya i Estany i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

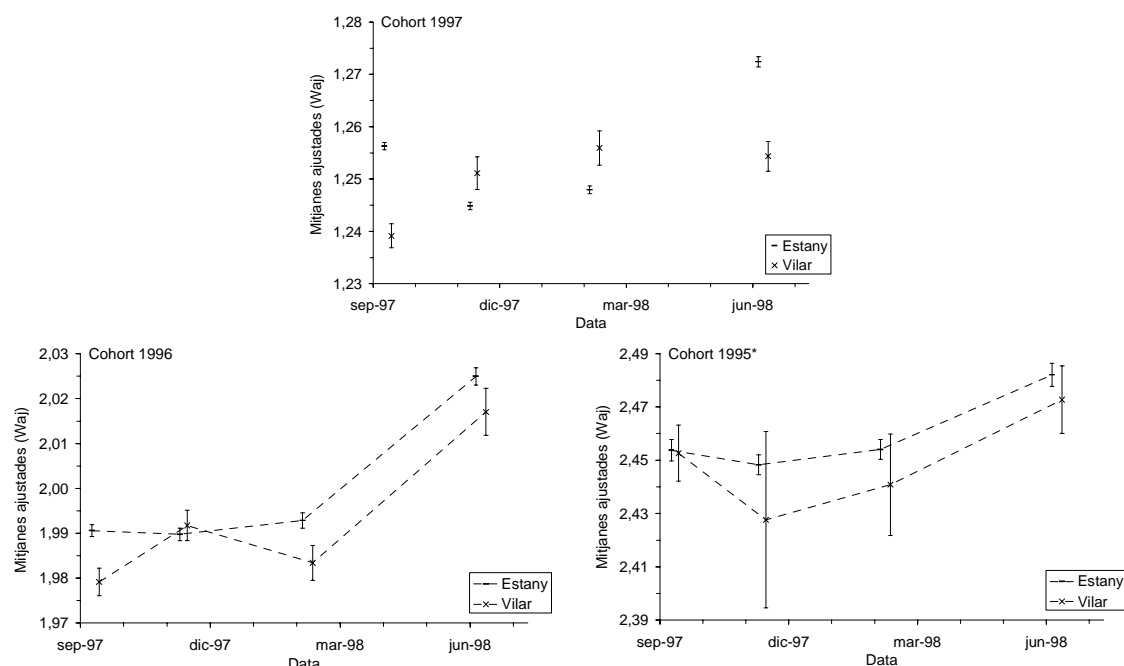


Figura III.1.64. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pel model rectilini (campanya i Estany), i separant per cohorts (vegeu la taula III.1.25). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinúta. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Campanya 2 Setembre 1997 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0191)	Log Longitud	1161,80	1, 2493	<0,0005
		Estany	?	1, 2493	?
		Cohort	5,04	2, 2493	0,025
		Estany x Cohort	0,01	2, 2493	0,910
		Log Longitud x Estany	1,90	1, 2493	0,169
		Log Longitud x Cohort	3,47	2, 2493	0,031
		Log Longitud x Estany x Cohort	0,01	2, 2493	0,914
	Campanya 3 Novembre-Desembre 1997 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0273)	Log Longitud	5476,19	1, 2177	<0,0005
		Estany	2,07	1, 2177	0,151
		Cohort	6,37	2, 2177	0,002
		Estany x Cohort	0,25	2, 2177	0,615
		Log Longitud x Estany	2,05	1, 2177	0,153
		Log Longitud x Cohort	6,45	2, 2177	<u>0,002</u>
		Log Longitud x Estany x Cohort	0,21	2, 2177	0,645
	Campanya 4 Febrer-Març 1998 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0043)	Log Longitud	2057,65	1, 1975	<0,0005
		Estany	2,48	1, 1975	0,116
Cohort		1,63	2, 1975	0,203	
Estany x Cohort		3,11	2, 1975	0,078	
Log Longitud x Estany		2,25	1, 1975	0,134	
Log Longitud x Cohort		7,09	2, 1975	<u>0,001</u>	
	Log Longitud x Estany x Cohort	4,39	2, 1975	0,013	
Campanya 6 Juny 1998 Cohorts 1997, 1996 i 1995* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	5722,10	1, 1784	<0,0005	
	Estany	3,06	1, 1784	0,080	
	Cohort	23,76	2, 1784	<0,0005	
	Estany x Cohort	5,39	2, 1784	0,005	
	Log Longitud x Estany	4,10	1, 1784	0,043	
	Log Longitud x Cohort	25,60	2, 1784	<0,0005	
	Log Longitud x Estany x Cohort	6,43	2, 1784	<u>0,002</u>	
Definitiu (ANCOVA)	Campanya 2 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i>=0,0509)	Log Longitud	48801,81	1, 2493	<0,0005
		Estany	2,95	1, 2493	0,086
		Cohort	30,74	2, 2493	<0,0005
		Estany x Cohort	1,30	2, 2493	0,2732
	Campanya 3 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0272)	Log Longitud	65764,72	1, 2177	<0,0005
		Estany	0,83	1, 2177	0,362
		Cohort	7,98	2, 2177	<0,0005
		Estany x Cohort	0,79	2, 2177	0,459
	Campanya 4 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0004)	Log Longitud	52724,26	1, 1975	<0,0005
		Estany	1,50	1, 1975	0,221
		Cohort	18,33	2, 1975	<0,0005
		Estany x Cohort	4,98	2, 1975	0,007
Campanya 6 Cohorts 1997, 1996 i 1995* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	54426,93	1, 1784	<0,0005	
	Estany	12,70	1, 1784	<0,0005	
	Cohort	11,07	2, 1784	<0,0005	
	Estany x Cohort	3,08	2, 1784	0,046	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	Campanya 3 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0864)	Estany	2,07	1, 2177	0,151
		Cohort	6,37	2, 2177	<u>0,002</u>
		Estany x Cohort	0,25	2, 2177	0,615
		Log Longitud x Estany x Cohort	13244,49	6, 2177	<0,0005
	Campanya 4 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0043)	Estany	2,48	1, 1975	0,116
		Cohort	7,19	2, 1975	<u>0,001</u>
		Estany x Cohort	4,37	2, 1975	0,013
		Log Longitud x Estany x Cohort	8905,83	6, 1975	<0,0005
	Campanya 6 Cohorts 1997, 1996 i 1995* (<i>P</i> <0,0005)	Estany	3,08	1, 1784	0,080
Cohort		23,76	2, 1784	<0,0005	
Estany x Cohort		5,39	2, 1784	<u>0,005</u>	
Log Longitud x Estany x Cohort		9662,47	6, 1784	<0,0005	

Taula III.1.26. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar. Anàlisi en blocs (separant per campanyes) basades en els factors Estany i cohort i una única covariable (model rectilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	Campanya 2 Setembre 1997 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0191)	Log Longitud	0,25	1, 2493	0,620
		(Log Longitud) ²	0,01	1, 2493	0,930
		Estany	0,46	1, 2493	0,499
		Cohort	0,29	2, 2493	0,749
		Estany x Cohort	1,61	2, 2493	0,201
		Log Longitud x Estany	0,73	1, 2493	0,394
		(Log Longitud)² x Estany	1,05	1, 2493	0,307
		Log Longitud x Cohort	0,33	2, 2493	0,719
		(Log Longitud)² x Cohort	0,25	2, 2493	0,779
		Log Longitud x Estany x Cohort	1,63	2, 2493	0,195
	(Log Longitud)² x Estany x Cohort	2,42	2, 2493	0,089	
	Campanya 3 Novembre-Desembre 1997 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0273)	Log Longitud	1,06	2, 2177	0,304
		(Log Longitud) ²	9,92	1, 2177	0,002
		Estany	3,15	1, 2177	0,076
		Cohort	4,80	2, 2177	0,008
		Estany x Cohort	2,95	2, 2177	0,052
Log Longitud x Estany		0,24	1, 2177	0,626	
(Log Longitud)² x Estany		6,51	1, 2177	0,011	
Log Longitud x Cohort		4,66	2, 2177	0,010	
(Log Longitud)² x Cohort		5,00	2, 2177	0,007	
Log Longitud x Estany x Cohort		0,00	2, 2177	0,985	
(Log Longitud)² x Estany x Cohort	2,92	2, 2177	0,054		
Campanya 4 Febrer-Març 1998 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0043)	Log Longitud	1,52	1, 1975	0,218	
	(Log Longitud) ²	0,06	1, 1975	0,438	
	Estany	0,07	1, 1975	0,798	
	Cohort	0,73	2, 1975	0,482	
	Estany x Cohort	2,52	2, 1975	0,081	
	Log Longitud x Estany	0,07	1, 1975	0,797	
	(Log Longitud)² x Estany	0,06	1, 1975	0,800	
	Log Longitud x Cohort	0,70	2, 1975	0,498	
	(Log Longitud)² x Cohort	0,67	2, 1975	0,514	
	Log Longitud x Estany x Cohort	2,65	2, 1975	0,071	
(Log Longitud)² x Estany x Cohort	0,34	2, 1975	0,712		
Campanya 6 Juny 1998 Cohorts 1997, 1996 i 1995* (<i>P</i> <0,0005)	Log Longitud	0,96	1, 1784	0,327	
	(Log Longitud) ²	3,05	1, 1784	0,081	
	Estany	2,57	1, 1784	0,109	
	Cohort	0,21	2, 1784	0,809	
	Estany x Cohort	0,96	2, 1784	0,383	
	Log Longitud x Estany	2,53	1, 1784	0,112	
	(Log Longitud)² x Estany	2,48	1, 1784	0,115	
	Log Longitud x Cohort	0,19	2, 1784	0,828	
	(Log Longitud)² x Cohort	0,17	2, 1784	0,840	
	Log Longitud x Estany x Cohort	0,89	2, 1784	0,410	
(Log Longitud)² x Estany x Cohort	0,82	2, 1784	0,441		
Definitiu (ANCOVA)	Campanya 2 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0179)	Log Longitud	11,06	1, 2493	0,001
		(Log Longitud) ²	45,17	1, 2493	<0,0005
		Estany	5,20	1, 2493	0,023
		Cohort	13,61	2, 2493	<0,0005
	Campanya 3 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0593)	Estany x Cohort	0,61	2, 2493	0,543
		Log Longitud	65,36	1, 2177	<0,0005
		(Log Longitud) ²	8,54	1, 2177	0,004
		Estany	0,53	1, 2177	0,466
	Campanya 4 Cohorts 1997, 1996 i 1995 (<i>P</i> =0,0015)	Cohort	12,2	2, 2177	<0,0005
		Estany x Cohort	0,56	2, 2177	0,570
		Log Longitud	21,80	1, 1975	<0,0005
		(Log Longitud) ²	30,62	1, 1975	<0,0005
	Campanya 6 Cohorts 1997, 1996 i 1995* (<i>P</i> <0,0005)	Estany	1,09	1, 1975	0,296
		Cohort	30,75	2, 1975	<0,0005
		Estany x Cohort	3,47	2, 1975	0,031
		Log Longitud	100,16	1, 1784	<0,0005
	(Log Longitud) ²	49,95	1, 1784	<0,0005	
	Estany	10,10	1, 1784	0,002	
	Cohort	0,92	2, 1784	0,399	
	Estany x Cohort	2,87	2, 1784	0,057	

Taula III.1.27. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en blocs (separant per campanyes) basades en els factors Estany i cohort i dues covariables (model curvilini). Llegenda com en la taula III.1.12. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

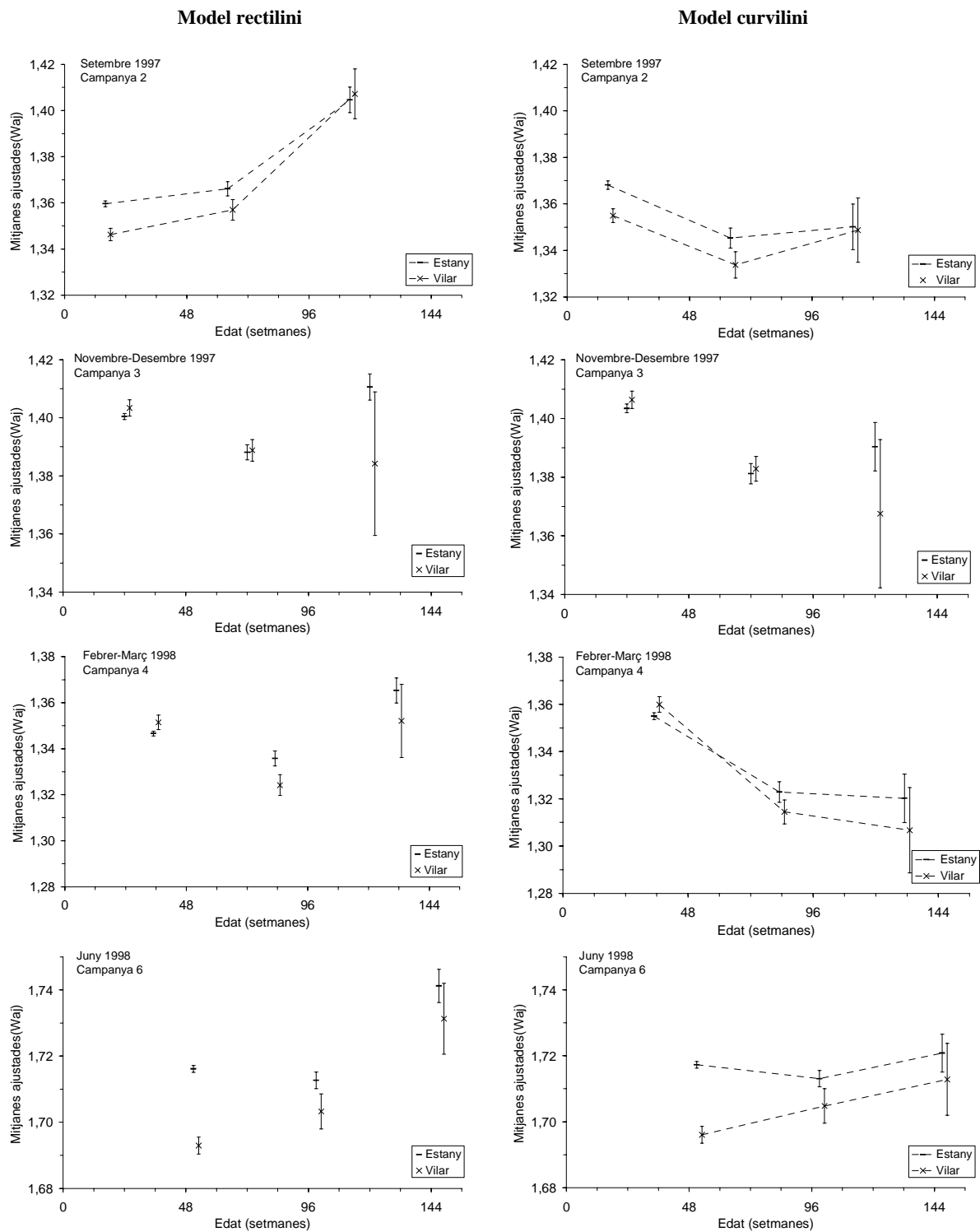


Figura III.1.65. Mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (Estany i cohort), i separant per campanyes (vegeu les taules III.1.26 i III.1.27). En les anàlisis en què no s'ha detectat heterogeneïtat de coeficients de regressió, s'han unit les mitjanes ajustades amb una línia discontinúta. *Agrupacions de cohorts (vegeu el peu de la figura III.1.9).

Anàlisi basades en els factors anells i sexe

Per tal d'eliminar l'efecte de les variacions estacionals en el pes total, degudes, entre altres, al cicle reproductiu, s'han dut a terme unes anàlisis amb els peixos pescats el novembre de 1999 que han estat sexats i se'ls ha assignat una edat a partir dels otòlits. Aquesta és l'època de l'any en què les gònades de les femelles madures de perca americana estan menys desenvolupades. L'anàlisi s'ha fet primer conjuntament amb totes les dades introduint els factors sexe i anells (edat mesurada en anys sencers) i després separant per sexes, i per tant amb un únic factor: anells (taula III.1.28). En els mascles s'ha disposat de quatre edats (1 a 4 anys), mentre que en les femelles, de 7 edats (1 a 7 anys). Els joves de l'any, que no han estat sexats pel fet de ser immadurs, s'han omès de les anàlisis en què s'han separat els sexes. També s'han repetit les anàlisis amb el model curvilini (taula III.1.29).

En cap dels testos previs de Levene s'ha detectat heterocedasticitat significativa. En canvi, en les anàlisis en conjunt, apareix heterogeneïtat significativa de pendents en el model rectilini, que desapareix, això sí, quan s'aplica el curvilini. Els dissenys definitius d'ANCOVA d'aquestes anàlisis no mostren efectes significatius de cap dels factors, anells o sexe, ni de llur interacció. Per la seva banda, en les anàlisis per separat, els mascles mostren homogeneïtat de pendents i de variàncies dels errors en els resultats del disseny preliminar, però no mostren diferències significatives en la condició a través de les edats en el disseny final. En el cas de les femelles, en canvi, no es pot considerar que hi hagi homogeneïtat de pendents, encara que sí de variàncies dels errors. Tampoc es detecta un efecte significatiu de l'edat sobre la condició.

Tot i els resultats dels testos, en els cas de les femelles, de les quals es disposa d'una sèrie d'edats més àmplia, el gràfic de les mitjanes ajustades (figura III.1.66) pel model rectilini mostra una certa evolució ascendent de la condició al llarg de l'edat. Probablement, la baixa quantitat de dades en bona part dels grups d'edat, que explicaria de passada els elevats errors típics de llurs mitjanes ajustades, explicaria també que no s'hagi detectat un efecte significatiu de l'edat. De tota manera, i com era d'esperar, les mitjanes ajustades de les femelles obtingudes amb el model curvilini no mostren aquesta trajectòria ascendent. Tot plegat lliga amb allò que s'observa en la figura (taula III.1.14), on apareix poca variació en la b i la a al llarg del creixement dels mascles, tot i que cal tornar a remarcar l'absència dels joves que probablement sí que portarien a trobar diferències en cas que s'incloguessin. Per contra, en aquesta mateixa figura s'observa una certa variació en les femelles i en totes les dades conjuntes, en les quals es fa molt evident que els joves de l'any tenen una menor b i una major a .

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	novembre 1999 (P=0,7078)	Log Longitud	8607,59	1, 465	<0,0005
		Anells	4,09	3, 465	0,0070
		Sexe	0,055	1, 465	0,8153
		Anells x Sexe	1,94	3, 465	0,1227
		Log Longitud x Anells	4,15	3, 465	<u>0,0064</u>
		Log Longitud x Sexe	0,107	1, 465	0,7438
	Log Longitud x Anells x Sexe	1,93	3, 465	0,1234	
	novembre 1999 mascles (P=0,4969)	Log Longitud	3673,40	1, 213	<0,0005
		Log Longitud x Anells	0,63	3, 213	0,5944
novembre 1999 femelles (P=0,2959)	Log Longitud	498,72	1, 258	<0,0005	
	Anells	3,17	6, 258	0,0052	
	Log Longitud x Anells	3,24	6, 258	<u>0,0044</u>	
Definitiu (ANCOVA)	novembre 1999 (P=0,2816)	Log Longitud	12358,12	1, 465	<0,0005
		Anells	1,18	3, 465	0,3156
		Sexe	0,23	1, 465	0,6295
	Anells x Sexe	0,78	3, 465	0,5036	
	nov. 1999, mascles (P=0,5005)	Log Longitud	5795,59	1, 213	<0,0005
	Anells	0,61	3, 213	0,6120	
nov. 1999, femelles (P=0,1522)	Log Longitud	7050,32	1, 258	<0,0005	
	Anells	1,38	6, 258	0,2146	
Definitiu (Anàlisi de regressions separades)	novembre 1999 (P=0,6157)	Anells	4,48	3, 465	<u>0,0041</u>
		Sexe	1,23	1, 465	0,2673
		Anells x Sexe	1,07	3, 465	0,3613
	Log Longitud x Anells	3165,47	4, 465	<0,0005	
	nov. 1999, femelles (P=0,2959)	Anells	3,17	6, 258	0,0052
		Log Longitud x Anells	1064,10	7, 258	<0,0005

Taula III.1.28. Anàlisi de la covariància i de regressions separades per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors anells i sexe i una única covariable (model rectilini), i també anàlisi en blocs (separant per sexe) basades en el factor anells i una única covariable. Llegenda com en la taula III.1.12.

Disseny	Dades	Font de variació	F	gl	P
Preliminar	novembre 1999 (P=0,7078)	Log Longitud	2,27	1, 465	0,132
		(Log Longitud) ²	0,20	1, 465	0,652
		Anells	1,55	3, 465	0,202
		Sexe	0,92	1, 465	0,339
		Anells x Sexe	0,52	3, 465	0,672
		Log Longitud x Anells	1,55	3, 465	0,201
		(Log Longitud)² x Anells	1,54	3, 465	0,203
		Log Longitud x Sexe	0,94	1, 465	0,332
		(Log Longitud)² x Sexe	0,97	1, 465	0,326
	Longitud x Anells x Sexe	0,50	3, 465	0,680	
	(Log Longitud)² x Anells x Sexe	0,49	3, 465	0,689	
	novembre 1999 mascles (P=0,4969)	Log Longitud	2,27	1, 209	0,134
		(Log Longitud) ²	0,75	1, 209	0,388
		Log Longitud x Anells	1,51	3, 209	0,212
	(Log Longitud)² x Anells	1,47	3, 209	0,223	
novembre 1999 femelles (P=0,2959)	Log Longitud	2,15	1, 258	0,144	
	(Log Longitud) ²	1,77	1, 258	0,185	
	Anells	0,81	6, 258	0,563	
	Log Longitud x Anells	0,80	6, 258	0,568	
(Log Longitud)² x Anells	0,89	4, 258	0,468		
Definitiu (ANCOVA)	novembre 1999 (P=0,4977)	Log Longitud	2,84	1, 465	0,0927
		(Log Longitud) ²	8,43	1, 465	0,0039
		Anells	3,39	3, 465	0,0180
		Sexe	0,95	1, 465	0,3313
	Anells x Sexe	0,97	3, 465	0,4056	
	nov. 1999, mascles (P=0,5202)	Log Longitud	3,19	1, 209	0,0755
		(Log Longitud) ²	1,02	1, 209	0,3131
		Anells	0,95	3, 209	0,4191
	nov. 1999, femelles (P=0,3941)	Log Longitud	0,75	1, 258	0,3864
		(Log Longitud) ²	9,99	1, 258	0,0018
		Anells	1,57	6, 258	0,1576

Taula III.1.29. Anàlisi de la covariància per a la perca americana a l'Estany de Banyoles. Anàlisi en conjunt basades en els factors anells i sexe i dues covariables (model curvilini), i també anàlisi en blocs (separant per sexe) basades en el factor anells i dues covariables. Llegenda com en la taula III.1.12.

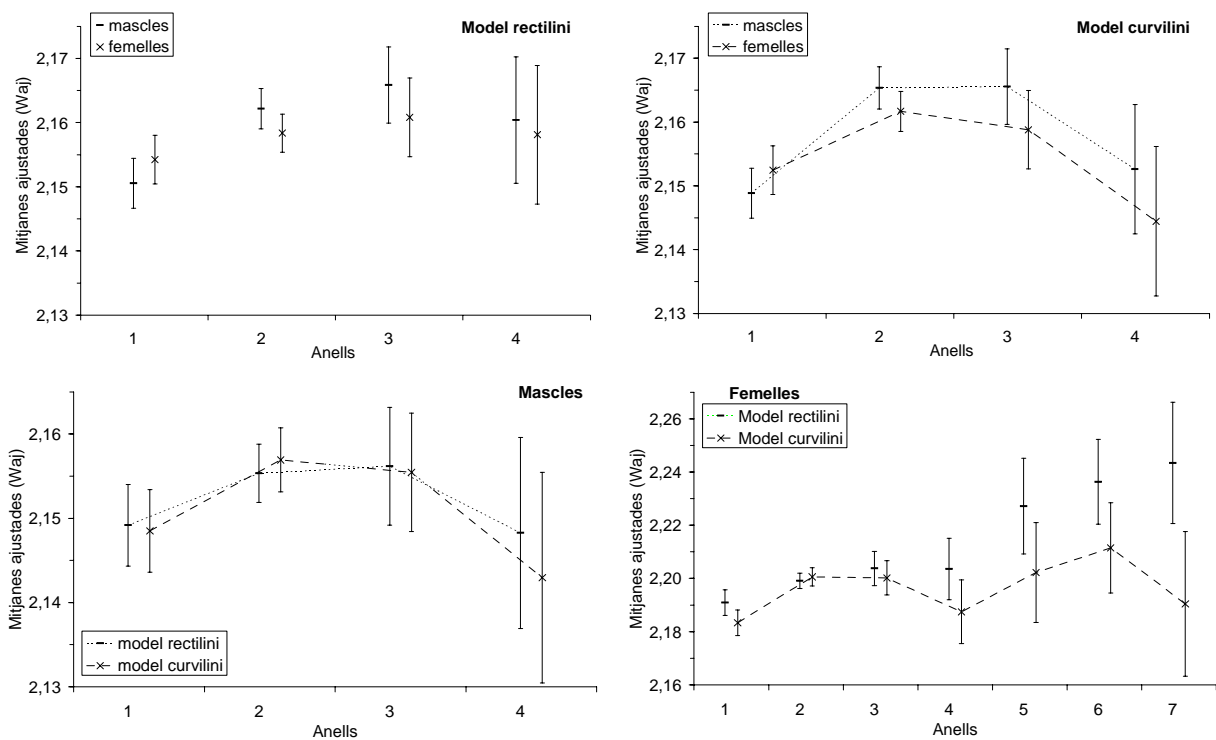


Figura III.1.66. Dalt: mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb dos factors (anells i sexe). Baix: mitjanes ajustades (W_{aj}) i errors típics associats obtinguts en les anàlisis de la covariància pels models rectilini i curvilini amb un factor (anells), i separant per sexes (vegeu les taules III.1.28 i III.1.29).

III.1.5 Comparació amb altres treballs

A la taula III.1.30 es recullen una sèrie d'estimacions dels paràmetres b i a del model al·lomètric per a la relació entre la longitud i el pes de la perca americana obtingudes en diferents treballs, la majoria dels quals realitzats en poblacions dels EUA. Les dades s'han obtingut de la FishBase (Froese i Pauly 2003). En un primer examen d'aquestes dades, tot i comparant-les amb altres fonts (Murphy *et al.* 1992) on també apareixien una part d'originàries d'un treball més antic (Carlander a Froese i Pauly 2003), s'ha detectat un desajustament entre els valors de $\log a$, no només atribuïble a la conversió d'unitats en què es presenta en ambdues fonts aquest paràmetre (de g/mm a g/cm). S'ha comprovat que en la primera font hi ha un error sistemàtic que aparentment afectaria tots els valors, motiu pel qual han estat corregits. Numèricament, aquest error sembla haver consistit en què, per a fer el canvi d'unitats esmentat, s'ha restat el valor 3 a tots els valors de $\log a$, malgrat que, de fet, el que cal fer és restar-hi el corresponent valor associat de b . No existeix la completa seguretat que aquest error s'hagi comès en totes les dades que es presenten en la FishBase. És possible que tan sols siguin errònies les dades provinents de Carlander (a Froese i Pauly 2003), que són, però, la majoria. S'ha optat, doncs, per corregir-les totes previ a la comparació amb les estimacions de Banyoles. Cal reconèixer, en qualsevol cas, que tot plegat afegeix força més incertesa a aquestes comparacions, a banda de la que ja hi afegeixen altres aspectes que tot seguit es comentaran.

D'entrada cal fer notar que pràcticament totes les estimacions es van obtenir per regressió lineal de tipus I però que, en canvi, com es pot veure, no totes provenen del mateix tipus de longitud. Això fa que no siguin completament comparables entres si. A la figura III.1.67.A es veu clarament com els casos provinents de longituds estàndard es situen per sobre de la resta, la majoria dels quals provenen de longituds totals, i s'hi configuren netament dues trajectòries paral·leles, una per a cadascuna d'aquests dos tipus de longitud. En el cas de les estimacions provinents de longituds furcals, no és distingible una diferència amb les que provenen de longituds totals, ja que hi ha tan sols tres casos per a aquest primer tipus de mesura. Cal tenir en compte, a més, que en aquesta espècie aquests dos tipus de mesura de longitud s'aproximen molt més entre si que no pas amb la longitud estàndard, que és força inferior.

Per altra banda, el rang de longituds de cada estudi varia notablement. Així, trobem des d'estimacions fetes a partir de rangs amples que possiblement engloben bona part de l'espectre de longituds possibles per a la població en qüestió fins a rangs estrets que només agafen individus d'una petita part d'aquest espectre, passant per tota una sèrie de situacions intermèdies. A part, desconeixem quina és la distribució dels casos dins aquest rang. Tot això pot afectar considerablement les estimacions finals dels paràmetres a i b , com ja s'ha vist. A més, alguns d'aquests estudis s'han realitzat a partir de relativament pocs casos, cosa que incrementa el risc de biaix en aquestes estimacions. Altres possibles fonts de confusió en les dades són, per un costat, el fet que s'inclouin dades de les dues subespècies reconegudes per a la perca americana (*M.s.salmoides* i *M.s.floridanus*), amb creixement i morfometria ben

diferenciats (Coutant i DeAngelis 1983, Week 1984, Beamesderfer i North 1995), i, per un altre costat, el fet que no es tingui constància de en quins casos s'ha emprat el pes total i en quins l'eviscerat, malgrat que probablement sigui el primer el més àmpliament usat.

Per a comparar les dades del present treball amb les d'aquests altres estudis, s'han afegit a la figura III.1.67.B algunes de les estimacions de b i a obtingudes a partir de les dades de Banyoles, tant per a la longitud furcal com per a la total. Les estimacions fetes a partir de totes les dades se situen en una posició més o menys central de la dispersió de punts que apareix en el gràfic, mentre que les estimacions dels paràmetres fetes a partir dels peixos de longitud inferior a 180 mm se situen més amunt (b menor i a major), i les obtingudes a partir dels peixos majors a 180 mm se situen més avall (b major i a menor). Aquest fenomen, ja explicat més amunt, es repeteix en certa mesura en les dades recollides a la taula III.1.30, per sobre de les probables diferències entre localitats degudes a altres factors. Així, quan les dades disponibles per a un estudi en concret corresponen a peixos petits, les estimacions de b solen ser baixes i les d' a , altes, i viceversa. Per tant, també a partir de la comparació de poblacions diferents s'observa un canvi en aquests paràmetres al llarg del creixement. Aquest canvi, a més, apareix associat de nou a una forta correlació negativa entre els valors dels paràmetres b i a que apareixen a la figura III.1.67 ($r=-0.9937$, estimacions a partir de longituds estàndard; $r=-0.9762$, estimacions a partir de longituds furcals; $r=-0.9639$, estimacions a partir de longituds totals). La correlació entre els dos paràmetres explica l'evolució aparellada i antagònica que tenen els dos paràmetres al llarg del creixement dels peixos, i tot plegat estaria relacionat amb les limitacions del model bàsic per a descriure el canvi en l'al·lometria al llarg del creixement.

Mitjançant regressió lineal aplicada sobre tots els parells de dades de b i $\log a$ derivats de longitud total, s'ha obtingut una recta amb un pendent B igual a $-1,24$ (figura III.1.67.B) (taula III.1.31). Aquest valor és molt proper a l'obtingut per al mateix paràmetre B a partir de les estimacions de b i $\log a$ obtingudes sobre diferents grups de dades de l'Estany de Banyoles (taula III.1.10). Com ja s'ha dit anteriorment, $-B$ es pot interpretar com el punt de tall mig de totes les rectes d'al·lometria associades a cada parell de valors de b i $\log a$. Així doncs, aquest punt és ara als 170 mm, aproximadament, que de nou se situa al voltant de la longitud de maduració per a l'espècie (Vila 1996), en la qual es produiria un canvi en l'al·lometria. Utilitzant només els tres punts corresponents a Banyoles que apareixen a la figura III.1.67.B, l'estimació de B per regressió lineal dóna un resultat de $-1,34$, molt semblant als anteriors i que, fent el logaritme del seu valor absolut, dóna al seu torn un punt de tall de 220 mm, aproximadament. Aquest valor també és proper a la longitud de maduració. Com era d'esperar, donada la procedència heterogènia de les dades, en aquest cas una regressió curvilínia amb un polinomi de $2n$ grau, no dóna un ajustament millor que la regressió lineal. Per altra banda, tot i que els valors de B de les dues regressions ara esmentades és lleugerament diferent i que el valor del paràmetre A és major en el cas de Banyoles que en el de totes les altres dades conjuntes (taula III.1.31), a la figura III.1.67.B s'observa com les dues rectes corresponents són pràcticament i aparent paral·leles dins el rang observat de parells de

valors estimats per als paràmetres a i b . A més a més, la recta de Banyoles se situa per sota, indicant ja que gaudeix d'una menor condició que el conjunt de la resta de poblacions.

Donat que no es disposa de les dades originals de longitud i pes que han portat a les estimacions que apareixen a la figura III.1.67, com per altra banda passa amb la major part de comparacions amb resultats d'estudis publicats, no és possible la utilització de l'ANCOVA per a determinar possibles diferències significatives en la condició entre les poblacions.

El càlcul del pes relatiu (W_r) a partir d'alguna de les rectes estàndards de referència proposades per a la perca americana (Anderson i Neumann 1996) permetria comparar la condició d'aquesta espècie a Banyoles amb la d'altres estudis. Ara bé, com ja s'ha dit a l'apartat de mètodes, la utilització d'índexs com W_r no és estadísticament correcta. A banda, el fet de prendre com a recta de referència una única equació, considerada com a representativa d'una arbitrària bona condició per a l'espècie, pot tenir un cert atractiu en la gestió del recurs pesquer a l'hora d'intentar millorar la qualitat de les captures esportives, però també cal considerar alguns possibles problemes més d'aquest mètode comparatiu.

D'entrada, si no es dóna linealitat, malgrat la transformació logarítmica de les dades de longitud i pes, com passa en el cas de la perca americana a l'Estany de Banyoles, una recta de regressió lineal no hauria de servir com a referència, donat que la condició variarà al llarg de la longitud no només com a conseqüència de la separació a la recta de referència sinó també com a conseqüència del grau de curvatura de la relació $\log L - \log W$. En principi, els autors que proposen una nova recta estàndard per al càlcul de W_S i W_r també proposen una longitud mínima per sota de la qual no s'ha de calcular W_S (Murphy *et al.* 1990). Entre altres motius, això es fa per eliminar les mesures de pes amb un error excessiu, donat que sovint s'utilitzen sistemes de pesatge poc precisos, especialment quan s'efectuen els pesatges al camp. Imposant aquesta longitud mínima també s'està reduint l'efecte negatiu de la manca hipotètica de linealitat en les dades, tot i que no forçosament s'elimina completament.

Finalment, s'ha optat per utilitzar el mètode gràfic descrit al capítol de material i mètodes per a comparar la condició de la perca americana de l'Estany de Banyoles amb la d'altres poblacions, tot i que, com ja s'ha dit llavors, cal reconèixer la seva rudimentarietat. A la figura III.1.68 se'n mostren els resultats. Només s'han inclòs les estimacions d' a i b fetes a partir de dades de longitud total, donat que eren les més nombroses de les disponibles. Per tant, pel que fa a Banyoles s'han utilitzat també les estimacions d'aquests paràmetres derivades de les regressions lineals sobre les dades amb la longitud furcal transformada a longitud total. Tot i el que s'ha comentat al paràgraf anterior en relació a l'ús del pes relatiu (W_r), s'han introduït als gràfics el parell de valors per als paràmetres al·lomètrics associats al pes estàndard (W_S), que s'utilitza per al càlcul del primer. Així, sense arribar a fer el càlcul del pes relatiu per a les dades de Banyoles, s'ha pres W_S com una referència addicional. D'aquesta manera, a la figura III.1.68 apareixen dos gràfics, el primer (A) amb la població de Banyoles

com a referència, i el segon (B) amb una població de referència amb al·lometria definida per als valors d' a i b de la recta estàndard del pes estàndard (W_S).

En el primer gràfic, s'observa com no hi ha cap punt que es trobi en les situacions IV, V o VI, en les quals la condició de les poblacions comparades estaria en principi per sota de la de referència, és a dir, per sota de la de Banyoles. En conjunt, la major part de poblacions comparades semblen tenir una millor condició que la de Banyoles, a jutjar tan sols pels valors d' a i b . Tot i que una part dels punts es troben en les situacions III i VII, en què hi hauria un encreuament de les rectes de regressió corresponents amb la de Banyoles dins el rang de longituds observades per a aquesta darrera ($2,2\text{cm} < L < 57\text{cm}$), aquest encreuament tendeix a donar-se majoritàriament de forma que, en la major part de l'espectre de longituds, la població comparada presenta major condició que la de Banyoles. Només algunes poblacions estan representades per punts que queden gràficament per sota de la línia discontinua que marca els punts d'encreuament que es donen en la longitud de maduració de la població de Banyoles. En aquests casos escadussers, les perques de Banyoles presenten millor condició en la major part de longituds.

En canvi, en el segon gràfic, la situació quasi s'inverteix, de tal manera que la població de referència, que ara és una d'hipotètica on W_r és sempre igual a 100, presenta millor condició en general que la major part de les poblacions amb què es compara. Això es plasma en el fet que molts punts d'aquest segon gràfic quedin en les situacions IV i VI, inclosos els tres punts que representen la població de l'Estany de Banyoles. Tots els punts que es troben en aquestes situacions representen poblacions que, d'acord amb l'índex del pes relatiu (W_r), tenen una condició menor que 100 (valor considerat arbitràriament òptim) per a qualsevol longitud. De fet, el pes estàndard (W_S) es fixa a partir de dades d'un conjunt ampli de poblacions i mitjançant una tècnica ja esmentada en l'apartat de mètodes que utilitza arbitràriament el percentil 75. Per tant, té tendència a situar la condició estàndard en un nivell alt.

a (g/cm)	log a (g/cm)	log a (g/cm) corregit	b	Interval de longitud (cm)	Tipus longitud	n	Estat	Localitat
0,0220	-1,6576	-1,8076	2,850	20,0 - 48,0	LF	171	N. Caledònia	Llac Yate
0,0113	-1,9469	-1,9059	3,041	15,0 - 55,9	LF	482	EUA	Llac Wier, Florida
0,0060	-2,2218	-2,0588	3,163	11,0 - 43,0	LF		EUA	Llac Folsom, California
0,0316	-1,5003	-1,5503	2,950	1,8 - 24,2	LE	33	EUA	Silver Springs, Florida
0,0317	-1,4989	-1,5379	2,961	-	LE		Japó	LLac Nishinoko
0,0240	-1,6198	-1,6208	2,999	-	LE		Japó	Llac Shorenji
0,0167	-1,7773	-1,7193	3,058	6,0 - 43,9	LE	64	EUA	Llac East, Iowa
0,0178	-1,7496	-1,6896	3,060	4,1 - 45,9	LE	466	EUA	Nort de Utah
0,0162	-1,7905	-1,7155	3,075	9,6 - 29,1	LE	62	EUA	Llac Red Haw, Iowa
0,0304	-1,5171	-1,7081	2,809	12,5 - 28,0	LT	29	EUA	Llac Chicksaw, Oklahoma
0,0263	-1,5800	-1,6800	2,900	17,0 - 29,0	LT		EUA	Embassament de Big Creek, Iowa
0,0158	-1,8013	-1,8413	2,960	5,1 - 25,4	LT	5984	EUA	Alabama
0,0093	-2,0315	-1,9925	3,039	1,0 - 12,9	LT	1019	EUA	Llac Powell, Utah
0,0080	-2,0969	-2,0279	3,069	8,4 - 54,6	LT	185	EUA	Llac Fort Smith, Arkansas
0,0100	-2,0000	-1,9090	3,091	5,1 - 53,0	LT	172	EUA	Llac Clear, Iowa
0,0076	-2,1192	-2,0252	3,094	12,5 - 41,0	LT		EUA	Llac Clearwater, Missouri
0,0087	-2,0605	-1,9525	3,108	8,6 - 47,5	LT	104	EUA	Llac Canton, Oklahoma
0,0073	-2,1367	-2,0237	3,113	5,1 - 30,5	LT	34	EUA	Iowa
0,0055	-2,2596	-2,0996	3,160	27,5 - 53,3	LT	490	EUA	Alabama
0,0052	-2,2840	-2,1210	3,163	5,6 - 55,1	LT	688	EUA	Llac Alanconnie, Pennsylvania
0,0034	-2,4685	-2,2205	3,248	5,1 - 61,0	LT	3174	EUA	Oklahoma
0,0034	-2,4685	-2,2185	3,250	15,0 - 55,9	LT	93	EUA	Canals de Florida
0,0027	-2,5686	-2,2946	3,274	12,7 - 51,8	LT	577	EUA	Llac Cumberland, Kentucky
0,0026	-2,5850	-2,3000	3,285	21,6 - 62,7	LT	64	EUA	Llac Blue Cypress, Florida
0,0032	-2,4949	-2,2029	3,292	1,0 - 12,9	LT	1691	EUA	Llac Powell, Utah
0,0026	-2,5850	-2,2650	3,320	24,0 - 40,0	LT		EUA	Embassament de Big Creek, Iowa
0,0017	-2,7696	-2,4396	3,330	11,7 - 44,7	LT	72	EUA	Llac Ike, Iowa
0,0041	-2,3872	-2,0542	3,333	12,5 - 28,0	LT	89	EUA	Llac Rod and Gun Club, Oklahoma
0,0017	-2,7696	-2,3916	3,378	12,5 - 53,0	LT	50	EUA	Llac Elephante Butte, New Mexico
0,0381	-1,4191	-1,6461	2,773	-	Desc.		EUA	Alabama
0,0240	-1,6198	-1,7078	2,912	-	Desc.		EUA	Llac Red Haw, Iowa
0,0189	-1,7235	-1,7915	2,932	-	Desc.	93	EUA	Porter, California
0,0161	-1,7932	-1,8102	2,983	-	Desc.	357	EUA	Applegate, California
0,0237	-1,6253	-1,6323	2,993	-	Desc.		EUA	Michigan
0,0144	-1,8416	-1,8316	3,010	-	Desc.		EUA	Llac Bobwhite, Iowa
0,0136	-1,8665	-1,8475	3,019	-	Desc.		EUA	Llac Bobwhite, Iowa
0,0126	-1,8996	-1,8696	3,030	-	Desc.		EUA	Florida
0,0142	-1,8477	-1,8107	3,037	-	Desc.		EUA	Llac Big Sage, California
0,0105	-1,9788	-1,9288	3,050	-	Desc.	111	EUA	Florida
0,0108	-1,9666	-1,9046	3,062	-	Desc.	359	EUA	Reuter, California
0,0102	-1,9914	-1,9214	3,070	-	Desc.	477	EUA	Florida
0,0117	-1,9318	-1,8618	3,070	-	Desc.	257	EUA	Florida
0,0099	-2,0044	-1,9284	3,076	-	Desc.		EUA	Embassament de Salt Springs Valley
0,0132	-1,8794	-1,7644	3,115	-	Desc.		EUA	Embassament de Norris, Tennessee
0,0064	-2,1938	-2,0628	3,131	-	Desc.	50	EUA	Llac Sutherland, California
0,0058	-2,2366	-2,0716	3,165	-	Desc.		EUA	Llac Bobwhite, Iowa
0,0064	-2,1938	-2,0198	3,174	-	Desc.		EUA	Rhode Island
0,0082	-2,0862	-1,8992	3,187	-	Desc.	378	EUA	Back Bay, Virginia
0,0072	-2,1427	-1,9527	3,190	-	Desc.	489	EUA	Florida
0,0042	-2,3768	-2,1608	3,216	-	Desc.		EUA	Llac Red Haw, Iowa
0,0038	-2,4202	-2,1812	3,239	-	Desc.		EUA	Llac Green Valley, Iowa
0,0036	-2,4437	-2,1997	3,244	-	Desc.		EUA	Llac Red Haw, Iowa
0,0012	-2,9208	-2,6718	3,249	-	Desc.		EUA	Oklahoma
0,0030	-2,5229	-2,2149	3,308	-	Desc.		EUA	Llac Sutherland, California
0,0024	-2,6198	-2,3108	3,309	-	Desc.		EUA	Llac Bull Shoals, Arizona
0,0019	-2,7212	-2,3772	3,344	-	Desc.		EUA	Llac Beaver, Arizona
0,0021	-2,6778	-2,3198	3,358	-	Desc.		EUA	Llac Sutherland, California
0,0017	-2,7696	-2,3916	3,378	-	Desc.		EUA	Llac Beaver, Arizona
0,0010	-3,0000	-2,5380	3,462	-	Desc.		EUA	Llac Bull Shoals, Arizona
0,0008	-3,0969	-2,6139	3,483	-	Desc.		EUA	Llac Bull Shoals, Arizona

Taula III.1.30. Recopilació d'estimacions de diferents poblacions de perca americana dels paràmetres a i b del model al·lomètric obtingudes per regressió lineal (Froese i Pauly 2003).

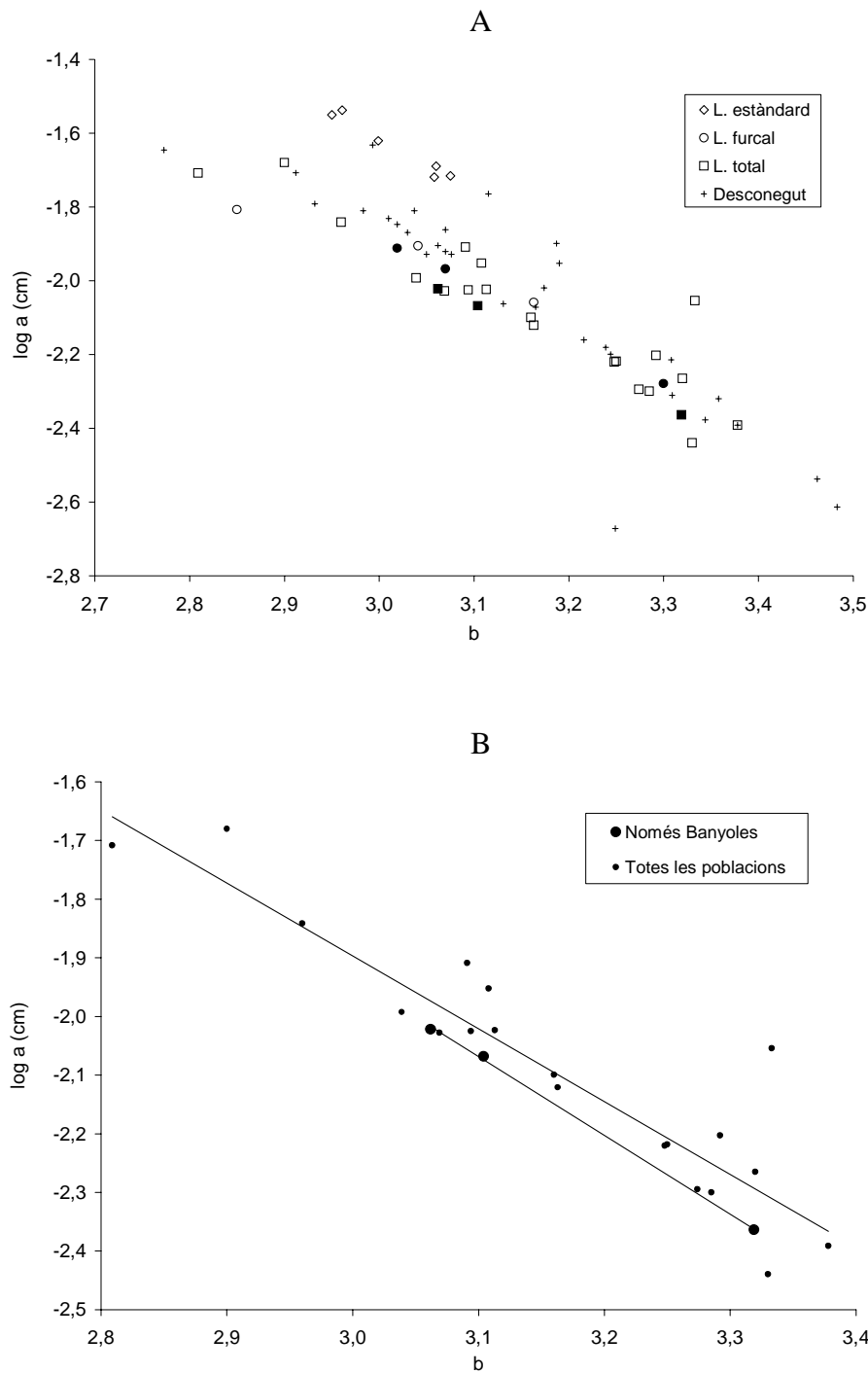


Figura III.1.67. A: representació gràfica dels paràmetres al·lomètrics de la taula III.1.30, obtinguts a partir de dades de pes total i diferents mesures de la longitud; per a la població de Banyoles, s'han introduït tres parells d'estimacions (rodones en negre) obtinguts el primer a partir de totes les dades de longitud furcal, el segon a partir dels casos on LF<180mm, i el tercer a partir dels casos on LF<180mm, i, a més a més, les mateixes estimacions obtingudes a partir de les longituds totals (quadrats en negre) (vegeu la taula III.1.30). B: representació gràfica dels paràmetres al·lomètrics de la taula III.1.30, obtinguts a partir de dades de longitud i pes totals, i rectes de regressió lineal de $\log a$ vs b amb totes les poblacions i només per a Banyoles (taula III.1.31).

Dades	Regressió	error	error	error	R^2	error
-------	-----------	-------	-------	-------	-------	-------

(a i b per grup)	aplicada	A	típic	B	típic	C	típic	ajustat	típic	n
Només Banyoles	lineal	2,103	0,122	-1,346	0,039	-	-	0,9984	0,0075	3
Totes les poblacions	lineal	1,831	0,360	-1,243	0,114	-	-	0,8433	0,0804	23
	curvilínia	2,040	6,738	-1,377	4,322	0,021	0,692	0,8355	0,0823	23

Taula III.1.31. Regressions de log a vs b combinant estimacions d'aquests paràmetres de diferents poblacions (FishBase), o per a tres dels parells d'estimacions per a Banyoles (vegeu la figura III.1.67.B).

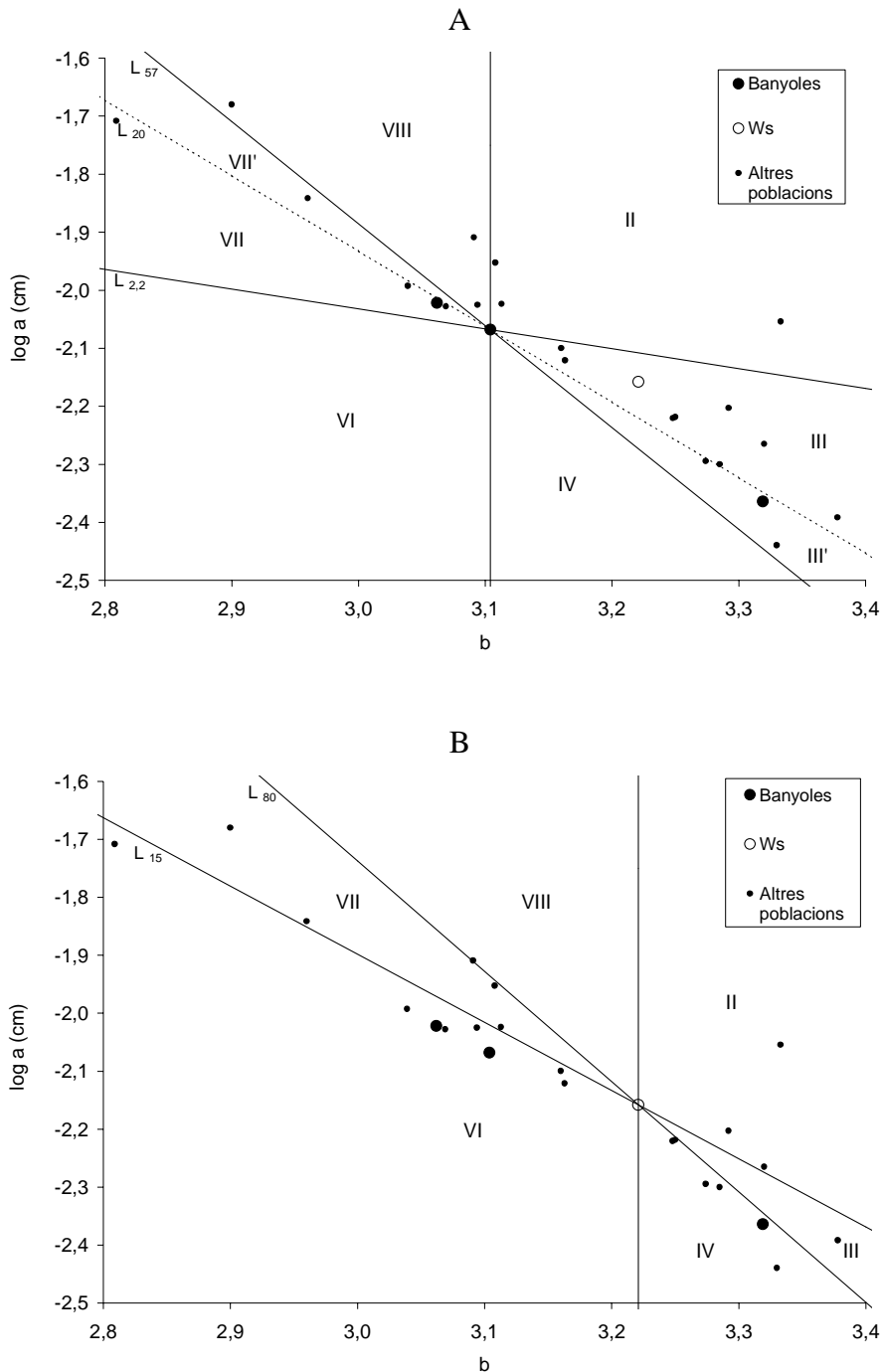


Figura III.1.68. Aplicació del mètode gràfic per a la comparació de la condició d'un conjunt de poblacions (Froese i Pauly 2003) de perca americana amb dues poblacions de referència: Banyoles (A) i una població hipotètica (B) amb pes relatiu sempre igual a 100 ($W_r = 100$) caracteritzada per tenir una recta al·lomètrica coincident amb la del pes estàndard (W_s). En el primer gràfic (A), la línia discontinua uneix els punts amb coordenades que donarien lloc a rectes que s'encreuarien amb la de Banyoles en la longitud aproximada de maduració sexual (20 cm). Les longituds mínimes i màximes en el gràfic A s'han fixat d'acord amb les observades per a Banyoles (2,2 i 57 cm, respectivament), i, en el gràfic B, d'acord amb les mínimes i màximes utilitzades per al càlcul de W_s (15 i 80 cm, respectivament).

III.2 Creixement

III.2.1 Estimació dels paràmetres de creixement

Regressió no lineal amb les dades de longitud a l'edat

Mitjançant regressió no lineal, s'han ajustat cadascun dels 19 models de creixement descrits al capítol de mètodes (taula II.5.3) sobre les dades disponibles de longitud a l'edat per a la perca americana. Aquestes dades corresponen als casos en els quals es va dur a terme l'assignació d'edats, ja fos mitjançant otòlits (sobretot de captures de juny i novembre de 1999), o mitjançant escates (sobretot en el cas d'individus recapturats de talla gran).

Malauradament, i tal com es pot veure en la distribució observada de casos (figura III.2.1, per exemple), no es disposa d'una mostra gaire homogènia al llarg de l'espectre anual, i apareix una quantitat força diferent de casos al llarg de totes les fraccions d'edat. En part per aquest motiu, i en part pel grau de dispersió de les dades, les hipotètiques oscil·lacions estacionals podien quedar poc o mal descrites. Per això, s'ha repetit tot el procés d'ajustament dels models sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat (amplitud de rang: any/12). Si bé aquest procediment no és gaire ortodox estadísticament, ja que es redueix arbitràriament la variabilitat original de les dades, s'aplica sovint en l'ajustament de models de creixement, potser en part també per a reduir l'heterocedasticitat de les dades originals. En cap cas no s'han comprovat els supòsits d'homocedasticitat i normalitat, malgrat que la seva violació pot ocasionar, com a mínim, biaixos en les estimacions dels paràmetres. De tota manera, no hi ha alternativa a la regressió lineal per a estimar els paràmetres dels models de creixement a partir d'aquest tipus de dades.

A les figures III.2.1 i III.2.2 es mostren els resultats gràfics de l'ajustament sobre les dades originals i sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat, respectivament, de tres dels models de creixement ajustats: el VBGm sense estacionalitat (model 9), la variant amb estacionalitat de Somers (model 6) i la de Pauly (model 17). Per altra banda, els resultats de totes les regressions no lineals realitzades amb els disset models seleccionats, incloent-hi els tres primers esmentats (9, 6 i 17), es presenten a les taules III.2.1 i III.2.2.

Quan s'utilitzen les dades originals, el model de Somers genera oscil·lacions en què el creixement no arriba a produir aturades hivernals ($C < 1$), mentre que en ajustar el mateix model a les mitjanes de longitud per classe d'edat, el resultat fins i tot preveu una pèrdua hivernal de longitud ($C > 1$), cosa que lògicament no es produeix a la realitat. Per altra banda, en l'ajustament del model de Pauly a les dades originals, el paràmetre *NGT*, que defineix la durada de l'aturada hivernal en el creixement, s'ha estimat en un valor molt proper a zero ($6,3 \cdot 10^{-8}$ anys), mentre que en l'ajustament del mateix model sobre les mitjanes de longitud, aquest paràmetre s'ha estimat en més de dos mesos (0,1781 anys). Per tant, sembla que les dades originals disponibles no permeten descriure tan bé com les mitjanes de longitud per classe d'edat la incidència de l'estacionalitat en el creixement. Comparant els valors dels

AIC_C calculats per als ajustaments dels models 9, 6 i 17 sobre les mitjanes de longitud, podem veure com el millor ajustament és el del darrer model, és a dir, el del model de creixement de Pauly.

Pel que fa a l'ajustament de la resta de models, a la figura III.2.3.A es comparen els seus valors d' AIC_C . En el cas dels ajustaments sobre les dades originals, s'observa una tendència, entre els setze primers models, d'augment de l' AIC_C a mesura que disminueix el nombre de paràmetres o se simplifica el model. Tots aquests models són simplificacions o variacions del mateix model de base, l'1 (model amb estacionalitat de Porch). Per tant, sembla que, estadísticament, dins d'aquest grup de models, els més complexos són més capaços de descriure millor la tendència observada sense que la inclusió de més paràmetres impliqui un augment de l' AIC_C . De fet, justament el model 1 seria el més complex de tots els models ajustats, amb més nombre de paràmetres, i, alhora, el que presenta un menor AIC_C . Els ajustaments també sobre les dades originals amb els models 17, 18 i 19, el primer el de Pauly i els altres dos variacions d'aquest proposades en aquest treball (vegeu el capítol de material i mètodes), mostren valors relativament alts de l' AIC_C , i per tant no són, d'acord amb aquest criteri, tan bons com alguns dels altres models.

Precisament, un major nombre de paràmetres dona major versatilitat al model, essent capaç de descriure millor una dispersió en concret perquè és capaç de "resseguir" amb major exactitud la seva tendència central. Ara bé, fins i tot quan aquest millor ajustament és significativament millor amb criteris com l' AIC_C , com és el cas del primer grup d'ajustaments realitzats en aquest capítol, no necessàriament ha d'ésser possible, o si més no fàcil, la interpretació biològica dels valors estimats per als paràmetres del model corresponent. En concret, el model de Porch (model 1), malgrat tenir un sentit molt clar mentre els valors dels seus paràmetres es mantenen dins uns rangs determinats, també pot donar lloc a situacions de difícil interpretació. Per a il·lustrar millor això, a la figura III.2.4 s'han representat gràficament tots els ajustaments, aparellats amb l'evolució predita de la taxa de creixement (dL/dt). L'ajustament del model 1 a les dades, malgrat ésser el millor mitjançant l' AIC_C , mostra variació estacional en el creixement tan sols en els dos primers anys de vida. Això, quasi amb tota seguretat, no és degut a què realment sigui així, sinó més aviat a mancances de les dades o bé a la qüestió, ja comentada, que l'elevada variància de les dades, que creix a més amb l'edat, enterboleix o camufla les variacions estacionals. Per tant, malgrat ésser teòricament el millor ajustament assolit, cal descartar les estimacions que genera dels paràmetres de creixement. Probablement, per a poder aplicar aquest model caldrien encara moltes més dades, i molt més ben distribuïdes al llarg de l'espectre d'edats.

Els ajustaments dels altres models mostren el mateix problema que el del model generalitzat del qual deriven (model 1), almenys en aquells en què es manté lliure el paràmetre que modula l'esmoreïment amb l'edat de les oscil·lacions estacionals (λ_2). És a dir, en general, aquests models no són capaços de descriure aquestes oscil·lacions en la taxa de creixement al llarg de totes les edats, sinó que produeixen esmoreïments excessivament grans que les

acaben fent desaparèixer, del tot o quasi, abans d'assolir la longevitat màxima observada. Evidentment, aquest problema desapareix quan els models ajustats no incorporen el paràmetre λ_2 , o bé quan el seu valor s'iguali al de λ_1 .

Al marge de les oscil·lacions estacionals, la comparació dels AIC_C dels ajustaments sobre les dades originals (figura III.2.3.A) mostra que els models més simples que no contempnen una variació del coeficient de creixement (K_1) amb l'edat ($K_1=0$) no descriuen tan bé la situació com els que incorporen aquesta variació. És a dir, entre els que incorporen variacions estacionals ($K_2>0$), els models 1 a 4 s'ajusten millor que el 5 i el 6, i entre els que no n'incorporen ($K_2=0$), els models 7 i 8 s'ajusten millor que el 9. Per tant, això sembla indicar que efectivament hi ha una tendència central de variació en el coeficient de creixement, la qual es manifestaria en una disminució d'aquest al llarg de l'edat, donat el fet que els valors estimats per a λ_1 en aquests ajustaments sempre són positius.

Per contra, la comparació dels ajustaments de tota la gamma de models sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat, a través dels AIC_C que se'n deriven (figura III.2.3.B), no es pot interpretar de la mateixa manera que els ajustaments sobre les dades originals. Els valors dels AIC_C són ara molt semblants, exceptuant alguns casos (models 1, 3, 7 i 18) que mostren un millor ajustament i un sol cas que en mostra un de pitjor que el conjunt dels altres (model 6). Paral·lelament, el problema de l'amortiment excessiu de les variacions estacionals de la taxa de creixement no es dona, com era d'esperar ja que les mitjanes mostren més nítidament les oscil·lacions estacionals, com ja s'ha comentat. En canvi, apareixen valors negatius en les estimacions dels paràmetres λ_1 i λ_2 , la qual cosa indica un augment amb l'edat del coeficient de creixement i un augment també amb l'edat de l'amplitud de les seves variacions estacionals, respectivament. Aquest fet és de difícil interpretació, tot i que no va aparellat amb una evolució semblant de la taxa de creixement –cosa que de ben segur no tindria sentit–, que, com es pot veure, sempre disminueix seguint un o altre patró.

Tornant a les oscil·lacions estacionals, el valor del paràmetre NGT pel model 18 (0,3337 anys) és clarament superior al dels altres dos models, els 17 i 19, que també l'incorporen. Com es veurà més endavant, aquesta estimació sembla ésser més propera a la durada real de l'aturada hivernal en el creixement d'aquesta espècie a l'Estany de Banyoles.

A la figura III.2.4, s'observa clarament com els models 1, 3, 7 i 18, que mostren valors menors en l' AIC_C , són els que aconsegueixen novament “resseguir” millor la trajectòria observada, formant una plataforma final en la trajectòria del creixement dels darrers tres anys de vida en la qual la taxa de creixement esdevé nul·la. Aquesta és, bàsicament, la principal diferència que visualment es pot detectar amb els altres ajustaments que es presenten a la mateixa figura. Per tant, és aquesta diferència la que explica estadísticament el seu millor ajustament. Però tenint en compte els pocs casos de què es disposa per a aquestes edats no sembla massa lògic donar gaire importància a aquest fet.

En definitiva, l'ajustament de models de creixement més complexes que els habituals requereix una gran quantitat de dades de longitud a l'edat –no disponible en aquest treball– per tal de garantir que l'estimació dels paràmetres en joc aporti valors interpretables biològicament. Tot i així, els ajustaments realitzats apunten cap al fet que els models convencionals (6 i 9) són clarament millorables.

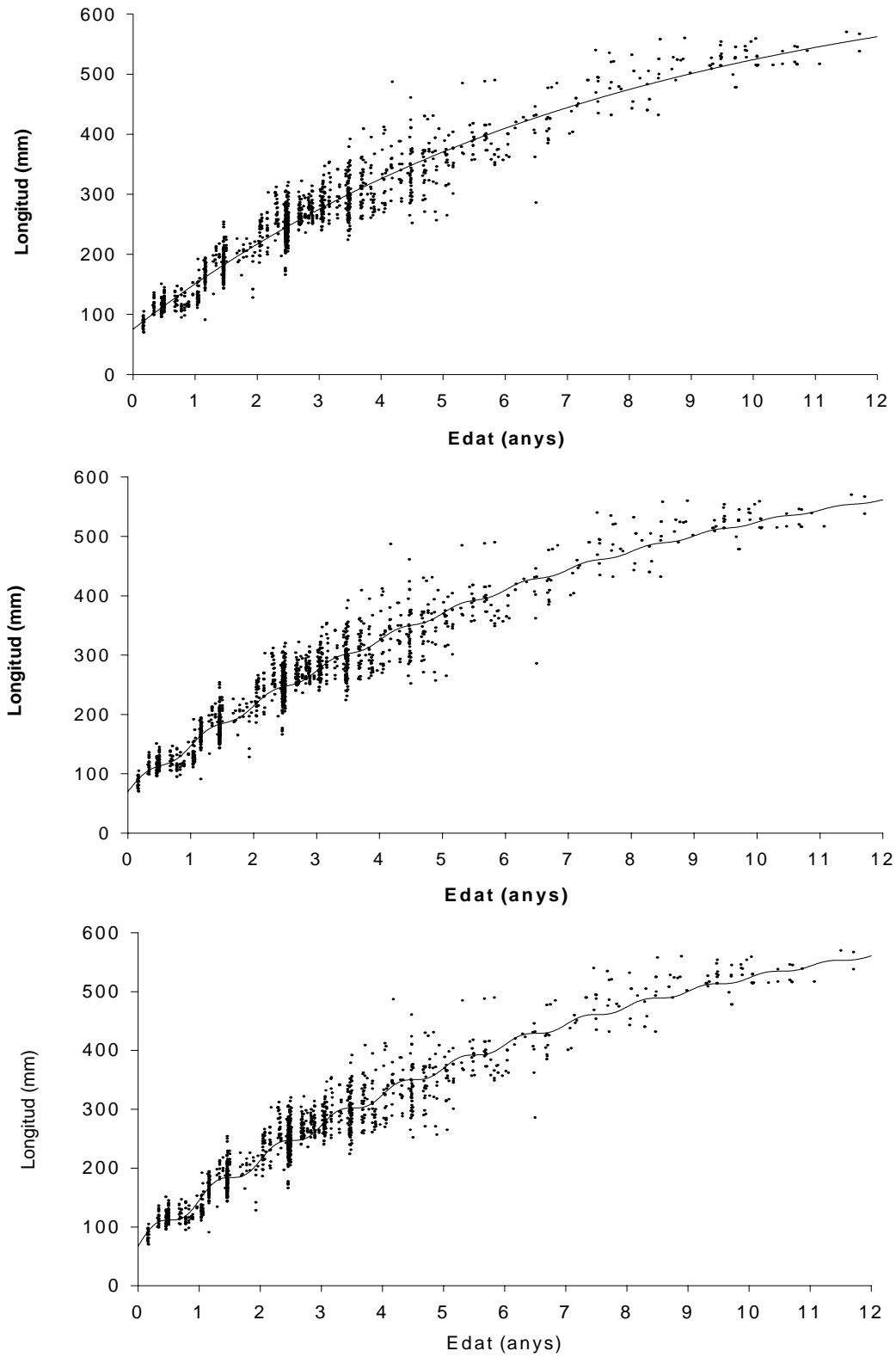


Figura III.2.1 Ajustament per regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement de Von Bertalanffy (model 9; dalt), de Somers (model 6; mig) i de Pauly (model 17; baix).

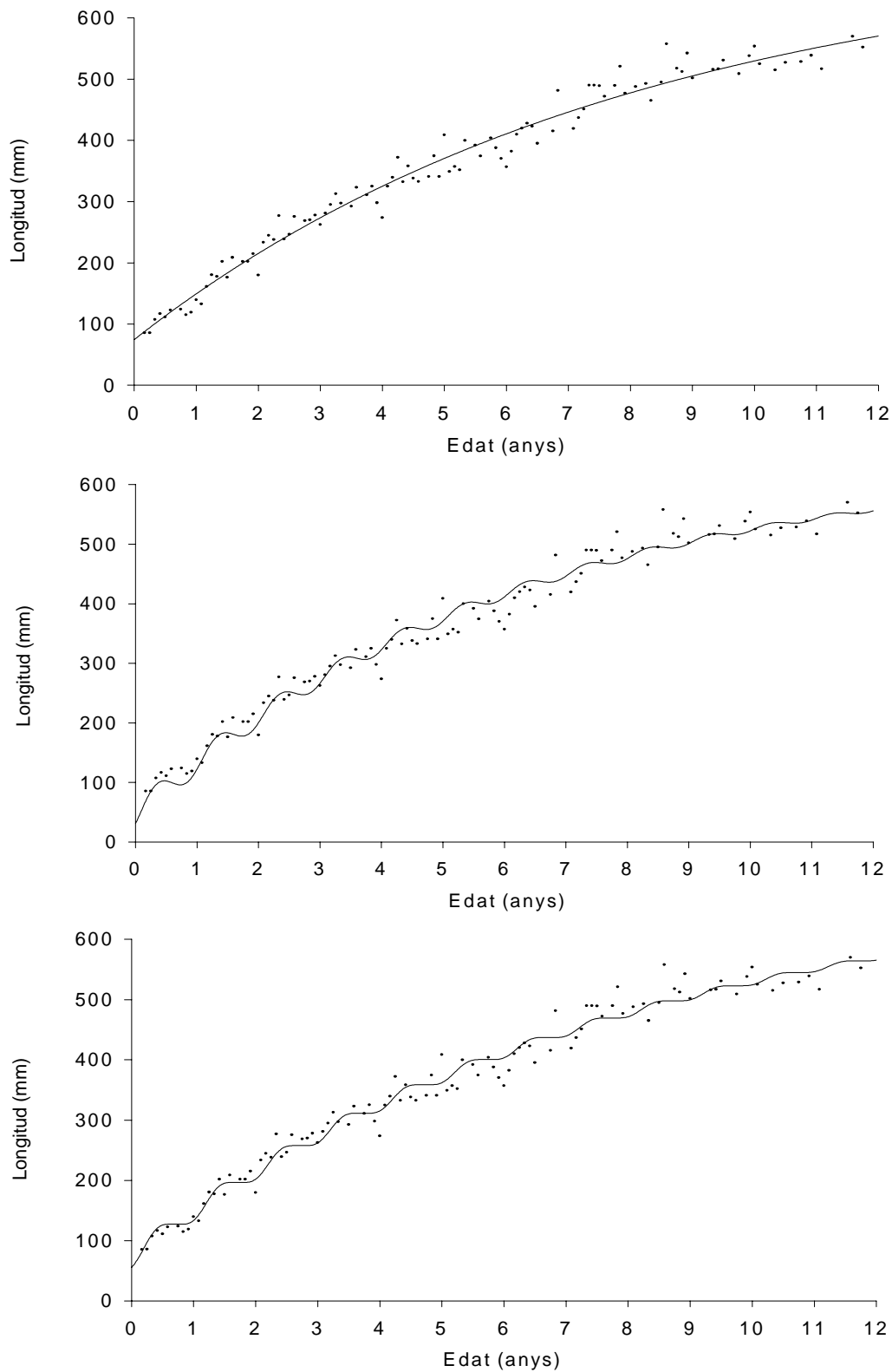


Figura III.2.2 Ajustament per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement de Von Bertalanffy (model 9; dalt), de Somers (model 6; mig) i de Pauly (model 17; baix).

#	Model	Paràmetres										Ajustament			
		L_{inf}	K	t_0	C	t_s	K_0	K_1	K_2	λ_L	λ_2	NGT	N	R^2	AIC _C
1	1050,7 (401,8)	-	-0,87417 (0,0137)	-	0,0431 (0,0199)	0,05436 (0,0377)	0,0863 (0,0429)	0,9464 (0,8843)	0,6696 (0,2961)	3,1327 (1,1539)	-	1444	0,92591	9597,31	9
2	984,7 (14052,5)	-	-0,2264 (1666,4)	-	0,0706 (0,0472)	0,0000 fixat	0,0963 (1,4653)	0,2505 (3,8290)	0,0713 (1,5338)	1,2988 (1,5205)	-	1444	0,9245	9622,47	8
3	906,9 (459,7)	-	-0,6439 (0,1597)	-	0,0241 (0,0299)	0,0676 (0,0820)	0,0480 (0,0117)	0,0506 (0,0379)	0,3651 (0,3987)	0,0000 fixat	-	1444	0,92473	9617,96	8
4	899,9 (785,6)	-	-0,8369 (0,0534)	-	0,0321 (0,0294)	0,0000 fixat	0,1020 (0,0944)	0,05238 (0,06597)	0,0521 (0,1126)	0,0000 fixat	-	1444	0,92434	9623,45	7
5	680,8 (14,8)	-	-0,8874 (0,0282)	-	0,0446 (0,0267)	0,1357 (0,0575)	0,0000 fixat	0,1515 (0,0575)	-	0,3143 (0,2137)	-	1444	0,92429	9624,34	7
6	685,4 (14,92)	0,1337 (0,0054)	-0,8784 (0,032)	0,6067 0,1460	0,0344 (0,0282)	-	0,0000 fixat	-	-	0,0000 fixat	-	1444	0,92417	9624,6	6
7	1117,1 (1356,7)	-	-0,6176 (0,1217)	-	-	0,0444 (0,1063)	0,0476 (0,0198)	0,0000 fixat	0,33033 (0,3303)	-	-	1444	0,92395	9628,9	6
8	1031,89 (19056,3)	-	-0,8253 (0,0929)	-	-	0,0000 fixat	0,0869 (1,7224)	0,0000 fixat	0,0659 (1,7854)	-	-	1444	0,9235	9635,32	5
9	690,0 (15,39)	0,1309 (0,0054)	-0,8854 (0,4610)	-	-	-	0,0000 fixat	0,0000 fixat	-	-	-	1444	0,92327	9637,77	4
10	826,25 (92,55)	-	-0,7087 (0,0797)	-	0,0466 (0,0247)	0,0859 (0,0216)	0,0568 (0,0150)	0,1818 (0,0849)	0,5958 (0,2854)	$=\lambda_1$ fixat	-	1444	0,92509	9611,01	8
11	11009,5 (223703)	0,0065 (0,1322)	-0,7131 (0,1257)	-	0,0296 (0,0311)	0,0024 (0,0517)	$=K$ fixat	0,0541 fixat	0,3139 (0,0838)	0,3708 (0,2859)	-	1444	0,92497	9613,5	8
12	1028,5 (15173,1)	-	-0,8384 (0,0467)	-	0,0310 (0,0443)	0,0000 fixat	0,0887 (1,3992)	0,0541 (0,8520)	0,0679 (1,4444)	$=\lambda_1$ fixat	-	1444	0,92442	9621,94	7
13	1018,04 (15413)	0,0904 (1,4643)	-0,8573 (0,0408)	-	0,0404 (0,0461)	0,0000 fixat	$=K$ fixat	0,0686 fixat	0,3381 (1,5185)	0,3176 (1,5171)	-	1444	0,92456	9619,31	7
14	10216,2 (107232)	0,0070 (0,0732)	-0,7029 (0,0838)	-	0,0257 (0,0284)	0,0026 (0,0292)	$=K$ fixat	0,0541 fixat	0,3176 (0,0675)	$=\lambda_1$ fixat	-	1444	0,92496	9611,63	7
15	1095,06 (2027,38)	-	-0,8431 (0,0408)	-	0,0312 (0,0289)	-0,0003 (0,0834)	0,0834 (0,1652)	-	0,0737 (0,1601)	-	-	1444	0,92447	9621,02	7
16	1041,52 (980(0,9))	0,0882 (0,8888)	-0,8525 (0,0279)	-	0,0237 (0,0263)	0,0000 fixat	$=K$ fixat	0,0700 fixat	0,3176 (0,9050)	$=\lambda_1$ fixat	-	1444	0,92403	9627,26	6
17	681,5 (14,64)	0,1357 (0,0071)	-0,8805 (0,0372)	-	0,0277 (0,0170)	-	-	-	-	-	$6,3 \cdot 10^{-8}$ (0,0312)	1444	0,92378	9632,02	6
18	921,64 (384,8)	-	-0,3876 (0,7447)	-	0,0187 (0,0166)	0,0674 (0,0618)	0,0561 (0,0101)	-	0,4612 (0,3785)	-	$7,0 \cdot 10^{-7}$ (0,0782)	1444	0,9244	9624,36	8
19	861,95 (3454,39)	-	-0,4786 (5,8507)	-	0,9926 (0,0219)	0,0000 fixat	0,1216 (0,5101)	-	0,0760 (0,5773)	-	$4,0 \cdot 10^{-8}$ (0,00781)	1444	0,92206	9666,42	7

Taula III.2.1 Estimació dels paràmetres i dels seus errors estàndards (entre parèntesis) dels models de creixement (vegeu la taula II.5.3) mitjançant regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement, i càlcul de l'AIC_C. K: nombre de paràmetres més un.

# Model	Paràmetres										Ajustament				
	L_{inf}	K	t_0	C	t_s	K_0	K_I	K_2	λ_1	λ_2	NGT	N	R^2	AIC _C	K
1	529,5 (4,9)	-	-0,7154 (0,0640)	-	0,9337 (0,0517)	0,2035 (0,0088)	0,0001 (0,0001)	0,1976 (0,1062)	-1,2533 (0,2938)	-0,0861 (0,1667)	-	104	0,9817	625,17	9
2	2959,6 (19316)	-	-0,8050 (0,1051)	-	0,2004 (0,0602)	0,0000 fixat	0,0285 (0,1947)	0,0336 (0,2304)	0,1104 (0,1253)	0,1558 (0,2056)	-	104	0,9778	642,44	8
3	529,5 (4,9)	-	-0,7290 (0,0547)	-	0,1741 (0,0518)	0,2030 (0,0088)	0,0001 (0,0001)	0,2397 (0,0744)	-1,2544 (0,2929)	0,0000 fixat	-	104	0,9816	622,97	8
4	670,9 (125,0)	-	-0,8396 (0,0986)	-	0,2141 (0,0604)	0,0000 fixat	0,1320 (0,0189)	0,1435 (0,0683)	-0,0171 (0,0641)	0,0000 fixat	-	104	0,9778	640,10	7
5	708,0 (29,3)	-	-0,8201 (0,0626)	-	0,2058 (0,0598)	0,1271 (0,0109)	0,0000 fixat	0,1487 (0,0852)	-	0,0426 (0,1612)	-	104	0,9778	640,09	7
6	644,3 (20,9)	0,1615 (0,01218)	-0,2727 (1358,0)	1,4536 (0,3679)	0,0980 (0,0432)	-	0,0000 fixat	-	-	0,0000 fixat	-	104	0,9733	657,23	6
7	529,9 (5,2)	-	-0,6760 (0,1055)	-	-	0,1996 (0,0093)	0,0001 (0,0002)	0,0000 fixat	-1,1902 (0,2812)	-	-	104	0,9796	628,92	6
8	5363,1 (62414)	-	-0,8707 (0,2444)	-	-	0,0000 fixat	0,0152 (0,1825)	0,0000 fixat	0,1153 (0,1106)	-	-	104	0,9761	643,45	5
9	715,1 (31,1)	0,124 (0,0111)	-0,8899 (0,1256)	-	-	-	0,0000 fixat	0,0000 fixat	-	-	-	104	0,9761	641,21	4
10	716,9 (186,3)	-	-0,8155 (0,1046)	-	0,2043 (0,0606)	0,1150 (0,2236)	0,0110 (0,2007)	0,1493 (0,0911)	0,0509 (0,1758)	$=\lambda_1$ fixat	-	104	0,9778	642,43	8
11	697,6 (178,6)	-0,15008 (0,09053)	-0,8246 (0,1054)	-	0,7064 (0,0608)	0,2785 (0,1023)	$=K$ fixat	$=K$ fixat	0,0039 (0,0702)	0,0376 (0,1789)	-	104	0,9778	642,43	8
12	3298,5 (23638)	-	-0,8046 (0,1149)	-	0,2123 (0,0600)	0,0000 fixat	0,0255 (0,1896)	0,0262 (0,1960)	0,1221 (0,1199)	$=\lambda_1$ fixat	-	104	0,9778	640,17	7
13	679,9 (155,5)	0,13075 (0,02312)	-0,8361 (0,1141)	-	0,2157 (0,0642)	0,0000 fixat	$=K$ fixat	$=K$ fixat	-0,0127 (0,0747)	-0,0051 (0,1205)	-	104	0,9778	640,14	7
14	687,1 (106,7)	-0,14178 (0,07529)	-0,8312 (0,0876)	-	0,7130 (0,0601)	0,2714 (0,0868)	$=K$ fixat	$=K$ fixat	0,0092 (0,0499)	$=\lambda_1$ fixat	-	104	0,9778	640,11	7
15	679,4 (154,5)	-	-0,8342 (0,1222)	-	0,2183 (0,0605)	$9,5 \cdot 10^{-6}$ (0,0001)	0,1309 (0,0230)	-	-0,0129 (0,0745)	-	-	104	0,9778	640,14	7
16	679,4 (153,6)	0,13082 (0,02285)	-0,8358 (0,1139)	-	0,2181 (0,0621)	0,0000 fixat	$=K$ fixat	$=K$ fixat	-0,0129 (0,0741)	$=\lambda_1$ fixat	-	104	0,9778	637,85	6
17	707,3 (29,0)	0,1549 (0,0432)	-0,6381 (0,2302)	-	0,2079 (0,0461)	-	-	-	-	-	0,1781 0,2152	104	0,9779	637,62	6
18	529,2 (5,0)	-	-0,4111 (0,1610)	-	0,1919 (0,0322)	0,3058 (0,0800)	0,0001 (0,0001)	-	-1,2491 (0,2889)	-	0,3337 0,1703	104	0,9816	623,27	8
19	687,7 (174,3)	-	-0,6506 (0,2515)	-	0,2090 (0,0472)	0,0000 fixat	0,1573 (0,0507)	-	-0,0085 (0,0790)	-	0,1734 0,2179	104	0,9779	639,92	7

Taula III.2.2 Estimació dels paràmetres i dels seus errors estàndards (entre parèntesis) dels models de creixement (vegeu la taula II.5.3) mitjançant regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement, i càlcul de l'AIC_C. K: nombre de paràmetres més un.

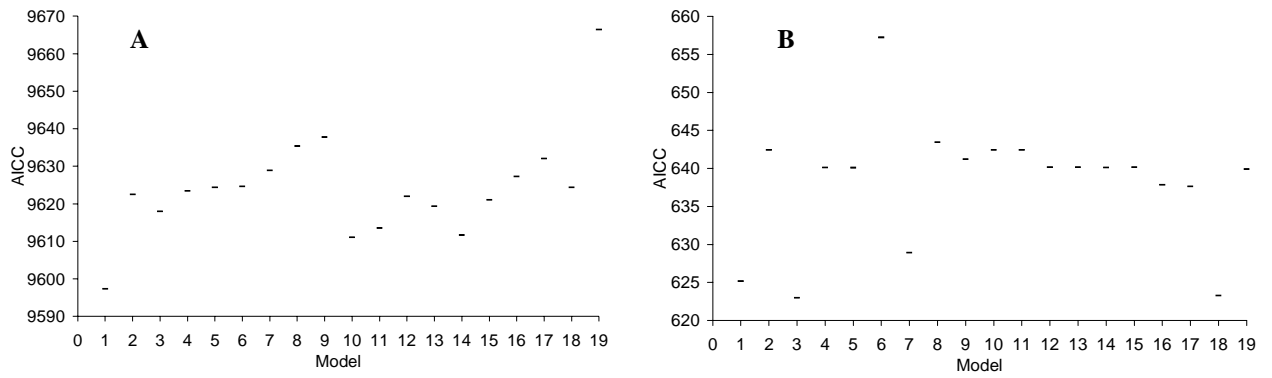


Figura III.2.3 AIC_C calculats per als ajustaments dels models de creixement. A: regressions no lineals sobre les dades originals de longitud a l'edat (taula III.2.1 anterior); B: regressions no lineals sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat (taula III.2.2 anterior).

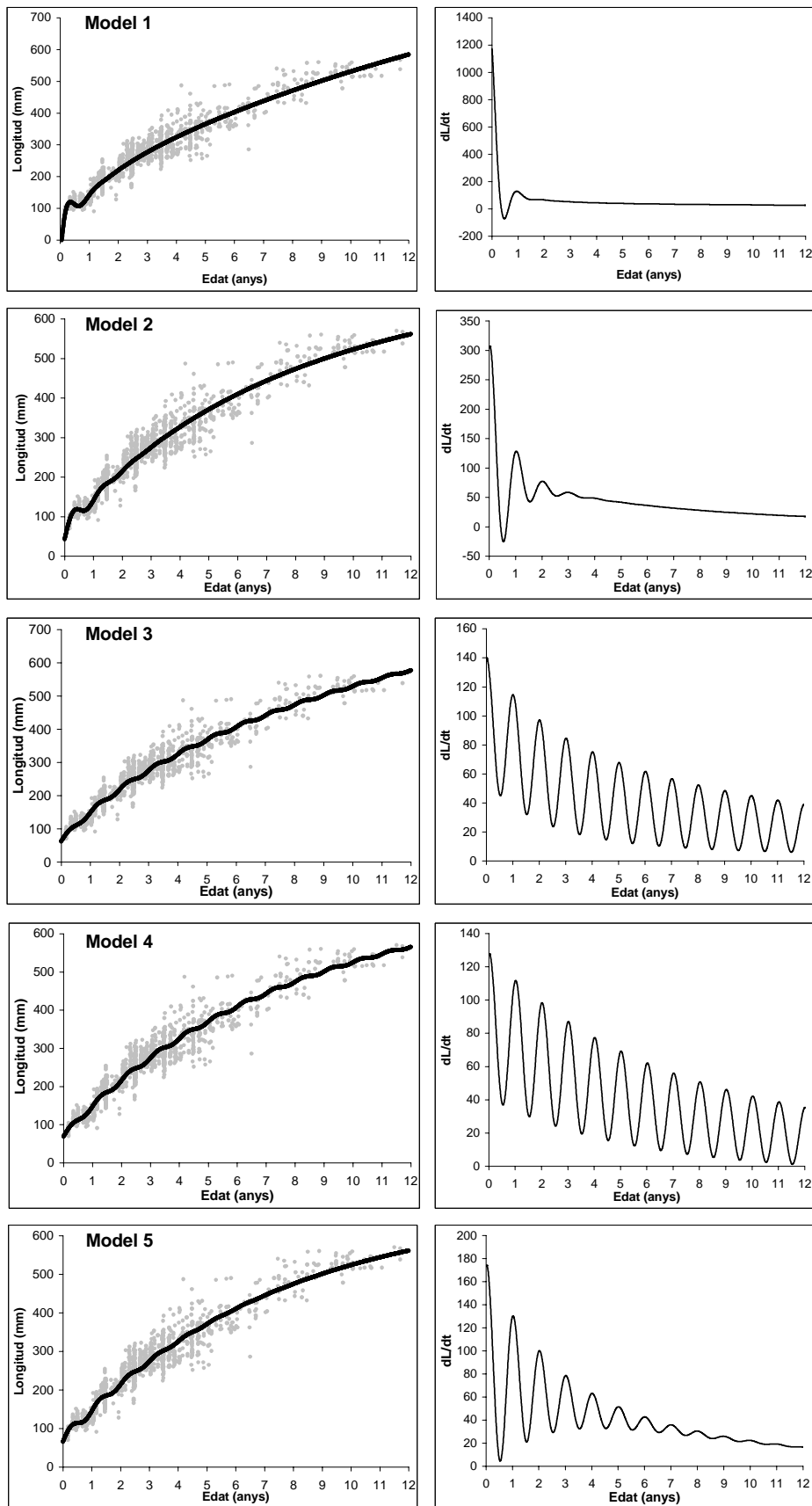


Figura III.2.4.A Ajustament per regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement (taula III.2.1 anterior).

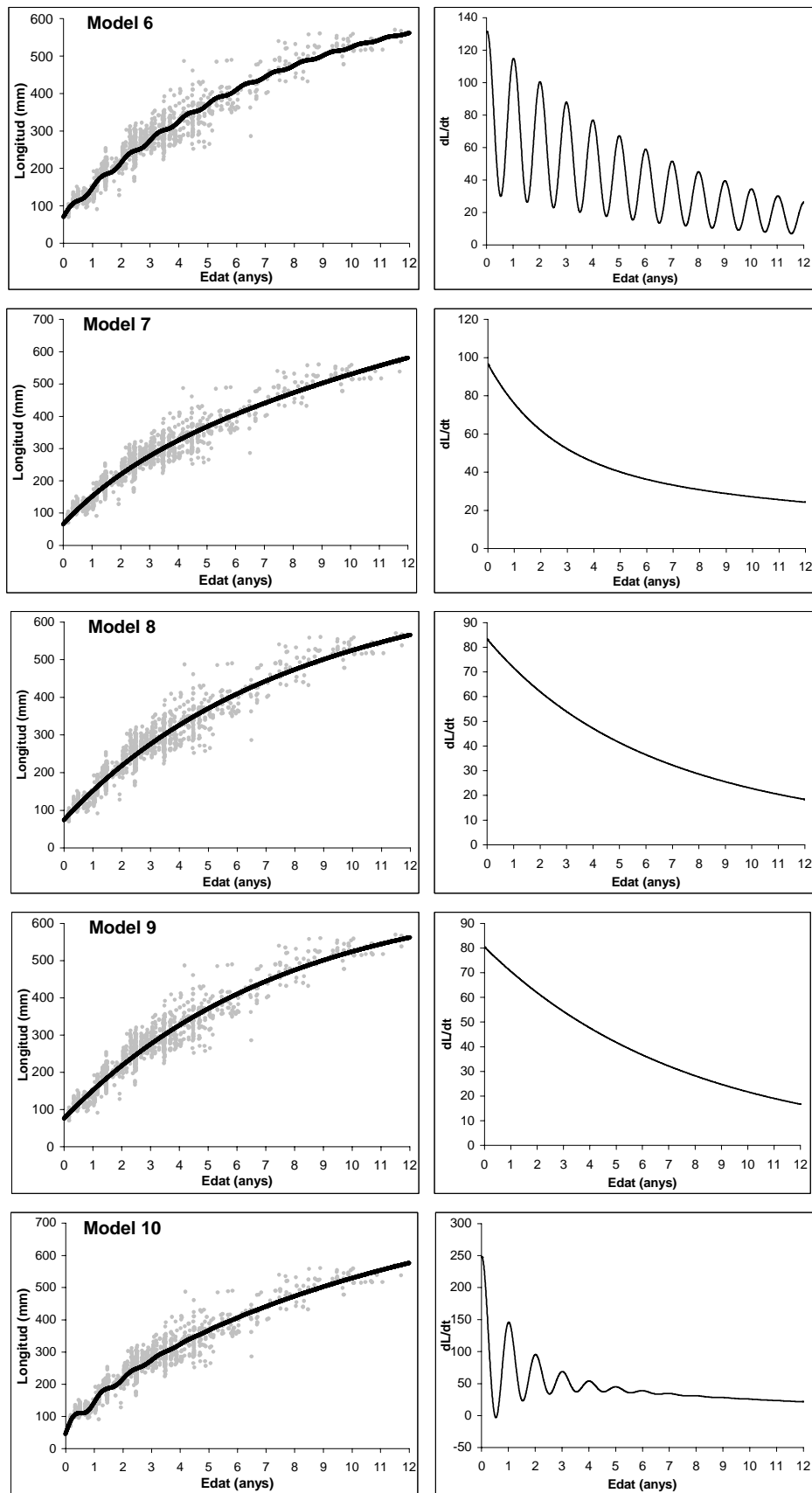


Figura III.2.4.B Ajustament per regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement (taula III.2.1 anterior).

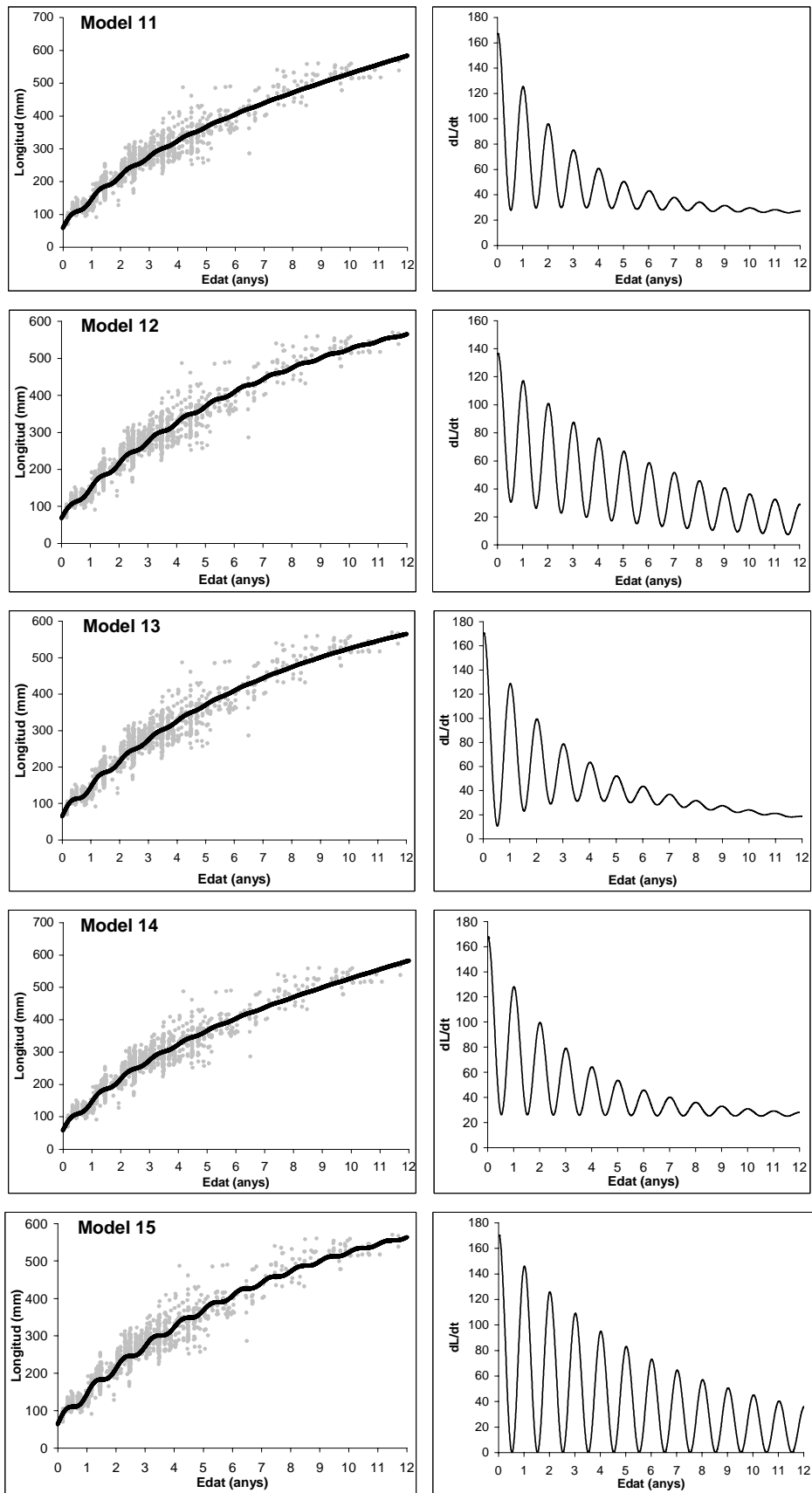


Figura III.2.4.C Ajustament per regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement (taula III.2.1 anterior).

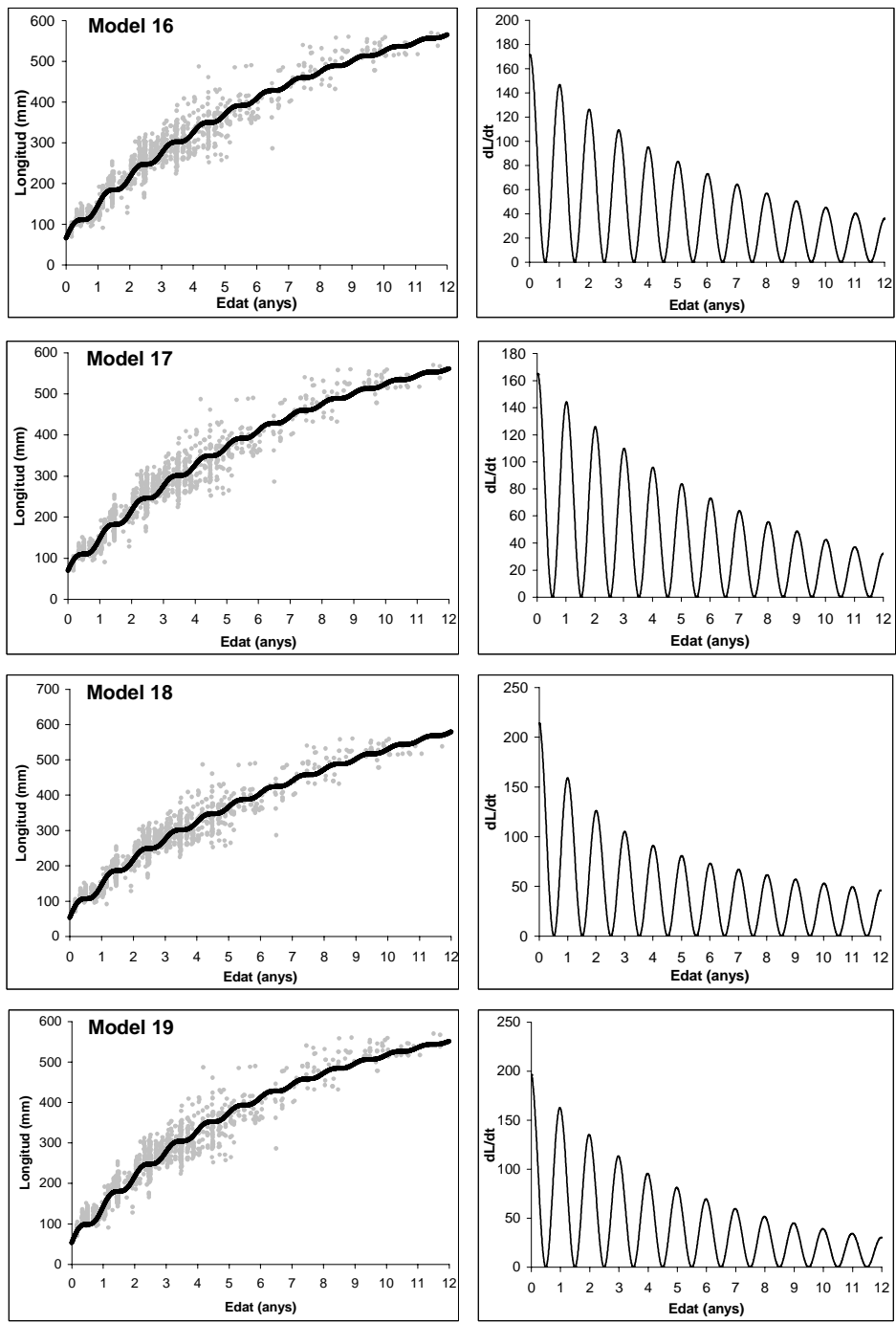


Figura III.2.4.D Ajustament per regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat dels models de creixement (taula III.2.1 anterior).

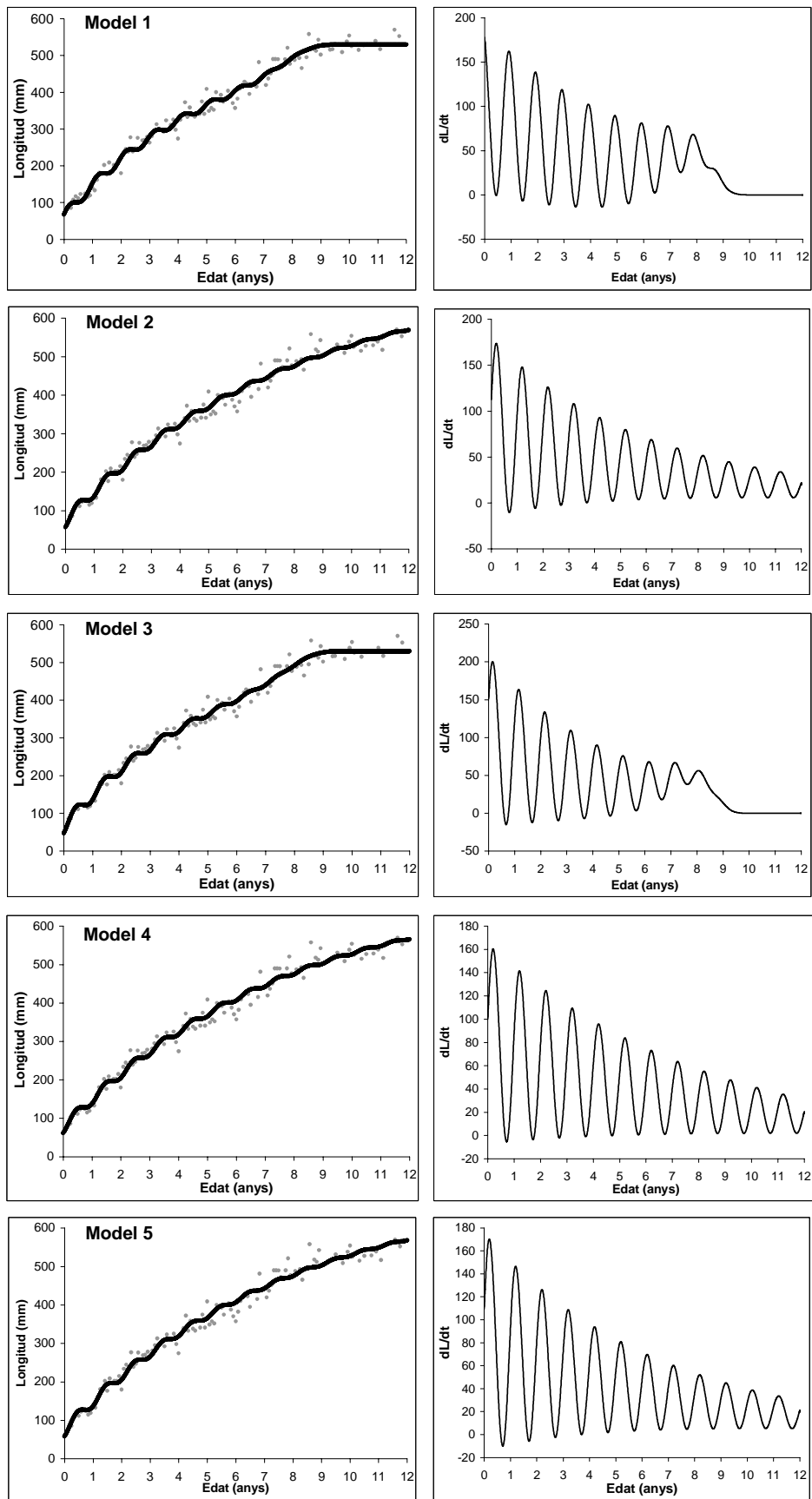


Figura III.2.5.A Ajustament per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement (taula III.2.2 anterior).

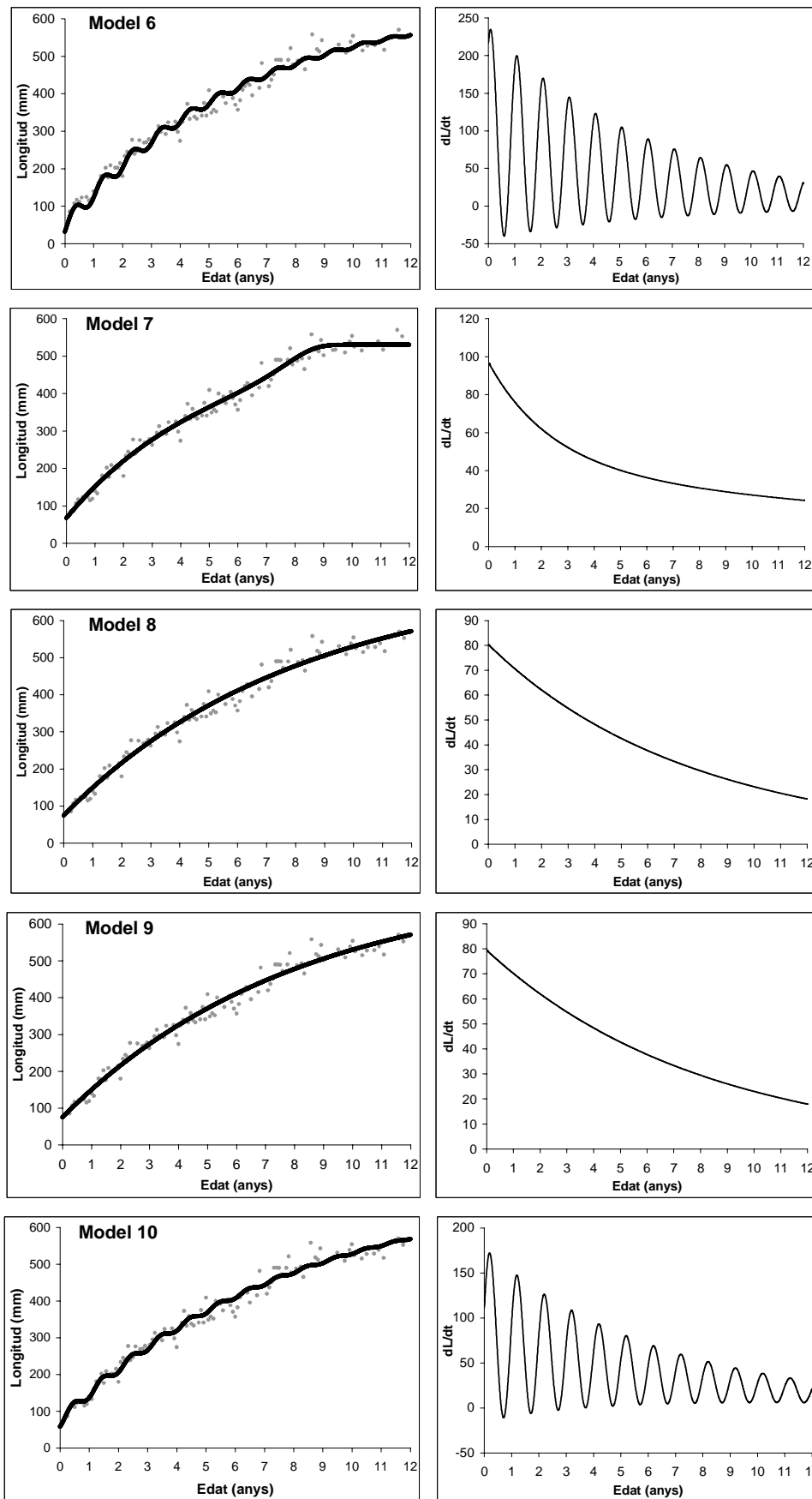


Figura III.2.5.B Ajustament per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement (taula III.2.2 anterior).

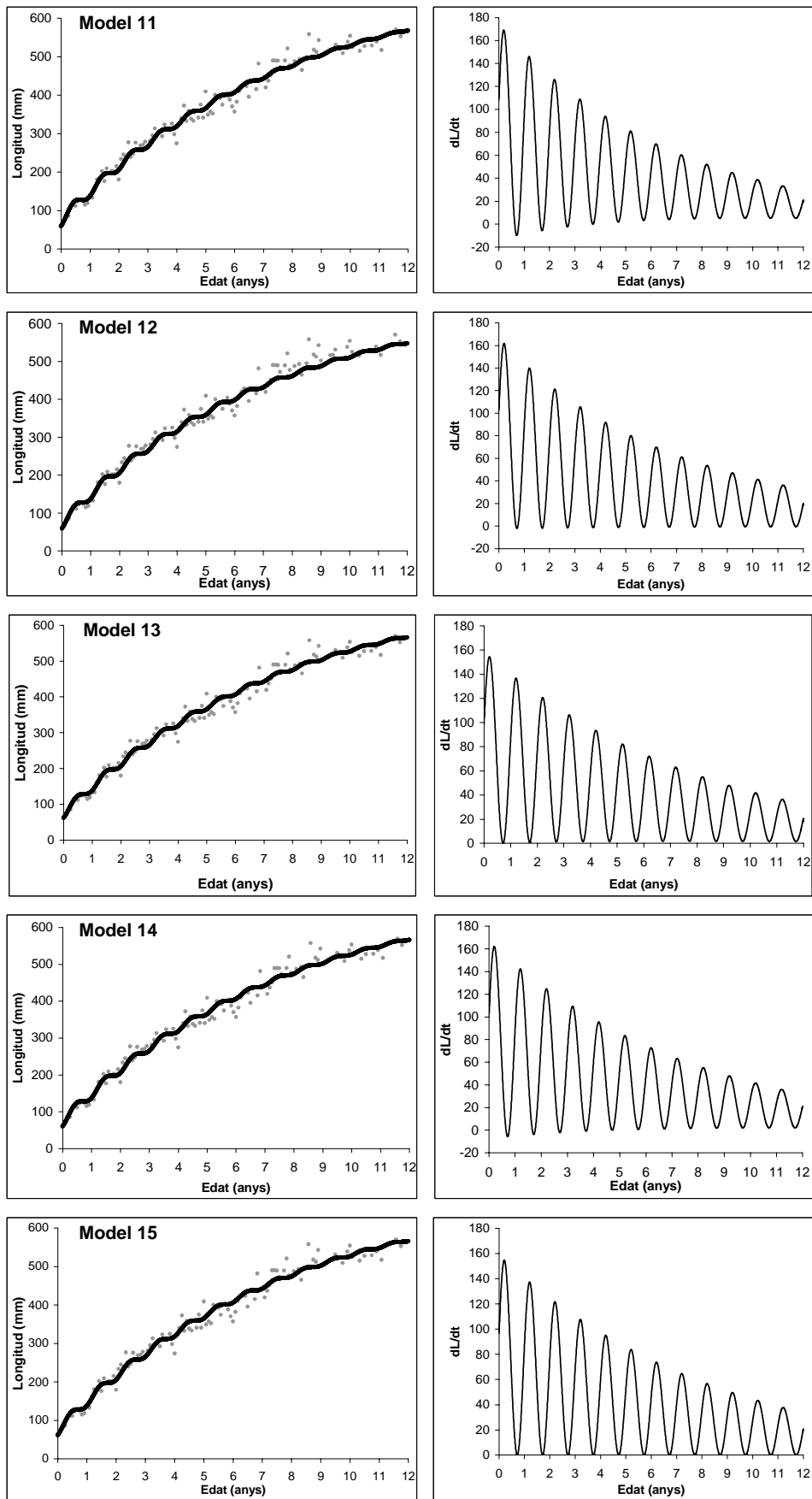


Figura III.2.5.C Ajustament per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement (taula III.2.2 anterior).

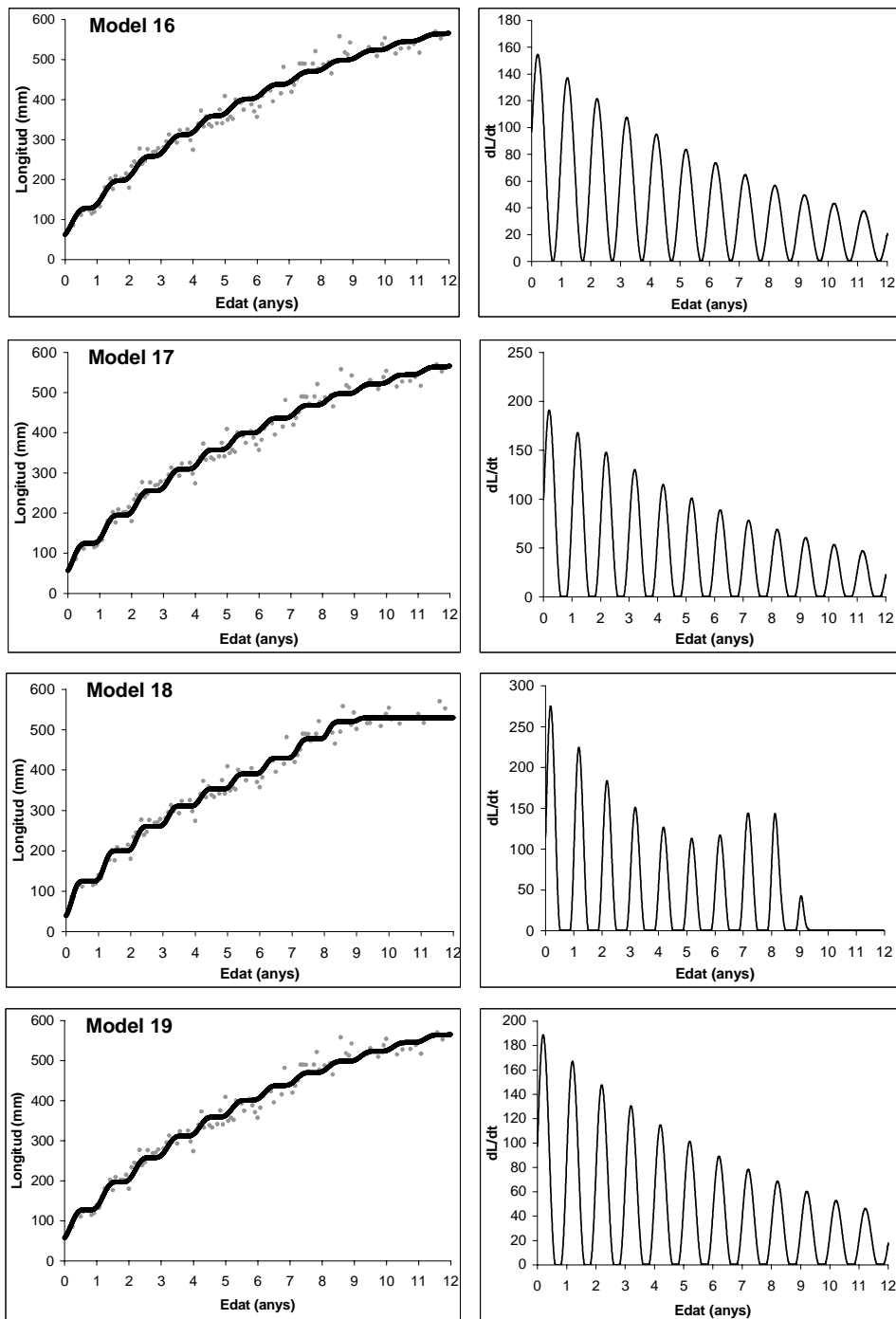


Figura III.2.5.D Ajustament per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat dels models de creixement (taula III.2.2 anterior).

Diferències entre sexes en el creixement en longitud

Sovint, encara que hi hagi indicis o fins i tot evidències que hi poden haver diferències entre sexes en el creixement, no s'arriba a comprovar simplement perquè no es disposa de la informació sobre el sexe dels casos analitzats. En aquest treball, tan sols es coneix el sexe pels individus que foren sacrificats, una part molt petita de les captures. Més concretament, menys de la meitat de les dades de longitud a l'edat analitzades en l'apartat anterior podrien ésser separades per sexe. Per tant, l'estimació separada per sexes, dels paràmetres dels models de creixement aplicats s'hauria dut a terme sobre una quantitat molt petita de dades, motiu pel qual s'ha optat per no fer-ho i procedir amb l'anàlisi conjunt de les dades.

De tota manera, les dades disponibles són suficients per a ajustar el model de creixement més senzill, el VBGGM sense estacionalitat (model 9). Abans, però, s'ha realitzat una ANOVA amb els factors sexe i edat (anells) utilitzant les dades de novembre de 1999 (taula III.2.3). Malgrat que es disposava d'algunes dades addicionals de longitud a l'edat per sexe, no s'han utilitzat per ésser de dates diferents i, per tant, no comparables si el que es pretenia era utilitzar en l'anàlisi l'edat com a factor en lloc de com a variable contínua. S'ha aplicat una suma de quadrats de tipus IV, ja que el disseny presentava algunes caselles buides per manca de dades per als mascles a partir dels cinc anys. Els resultats mostren que no hi ha diferències significatives entre sexes, i s'ha pres el nivell de significació de l'1% com a mesura conservativa, ja que prèviament s'ha detectat una heterocedasticitat significativa. Tampoc s'ha detectat una interacció significativa entre l'edat i el sexe.

Tot i no haver-se trobat diferències significatives de la longitud entre sexes, s'ha dut a terme l'ajustament del VBGGM per a cada sexe i per a ambdós conjuntament (taula III.2.4; figura III.2.6). Les femelles mostren un coeficient de creixement una mica més baix que s'explica pel major valor que mostren per a L_{∞} . Aparentment, doncs, les femelles creixen una mica més que els mascles. Ara bé, la correcta estimació dels dos paràmetres depèn del fet de disposar de suficients dades al llarg de tot l'espectre d'edats. Així, la manca de dades de mascles vells pot haver portat a obtenir una estimació a la baixa de L_{∞} . Per altra banda, el creixement previst per als dos sexes en ajustar el model és en bona mesura coincident fins abans dels cinc anys, edats ben representades en la mostra tant per als mascles com per a les femelles. La corba ajustada a totes les dades en conjunt s'aproxima més a la de les femelles que no pas a la dels mascles, malgrat que el nombre de casos és similar per a ambdós sexes, cosa que, per tant, reforça la idea que el resultat de l'ajustament depèn en gran mesura de fins a quina edat arriben les dades.

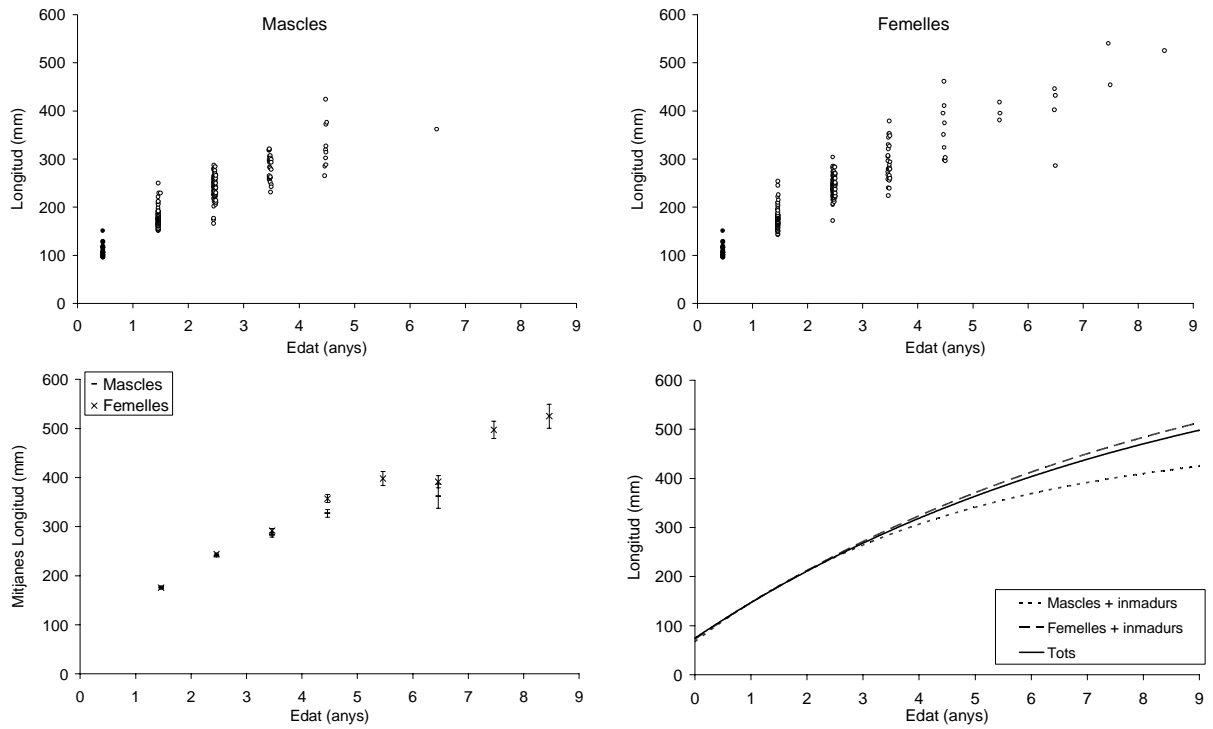


Figura III.2.6 Dalt: longitud a l'edat per sexes, incloent-hi els immadurs (< 1 any). Dades de novembre de 1999. Baix, esquerra: mitjanes de longitud per edat i sexe, i errors típics (barres verticals). Baix, dreta: corbes predites en l'ajustament per regressió no lineal del VBGM.

Font de variació	F	gl	p
Anells	234,20	7, 476	<0,0005
Sexe	5,29	1, 476	0,0219
Anells x Sexe	2,03	4, 476	0,0891

Taula III.2.3 ANOVA de la longitud furcal. Dades de novembre de 1999. Test de Levenne: $P < 0,0005$.

Dades	L_{∞}	K	t_0	N	R^2
Mascles + immadurs	488,3 (50,6)	0,2102 (0,0400)	-0,707 (0,1373)	238	0,8506
Femelles + immadurs	763,1 (91,3)	0,1131 (0,0208)	-0,8856 (0,1316)	278	0,8738
Tots	717,6 (74,7)	0,1195 (0,0194)	-0,9176 (0,1184)	497	0,8470

Taula III.2.4 Estimació dels paràmetres del VBGM, i dels seus errors típics (entre parèntesis), per regressió no lineal sobre les dades de longitud a l'edat de novembre de 1999.

Regressió no lineal amb les dades d'increment de longitud en peixos recapturats

Fruit del marcatge realitzat durant els dos anys i mig de mostratge d'aquest estudi, es disposa d'algunes dades provinents de recaptures individualitzades, és a dir, de peixos marcats amb algun sistema que els identifica individualment. Malauradament, aquests sistemes de marcatge no han estat gaire eficients, cosa que ha comportat que tan sols es disposi de dades d'increments observats de longitud per a períodes força curts, generalment d'uns pocs mesos, i, a més, predominantment en l'època de mínim o nul creixement. Durant les èpoques de màxim creixement, a l'estiu, les marques es perdien o s'absorbien molt ràpidament, ja fos parcial o totalment, de tal manera que en cas de recapturar el peix al cap d'un o dos mesos ja no es podien reconèixer. Això es donava en major mesura en els peixos més joves, amb un creixement més ràpid en les èpoques favorables.

Tot i això, s'ha procedit amb l'anàlisi de les dades disponibles d'increment de longitud, aplicant els mètodes descrits al capítol de mètodes (taula II.5.4). Els resultats es mostren conjuntament a la taula III.2.5. D'entrada, és destacable el baix coeficient de determinació (R^2) de les regressions no lineals de la primera fase de tots quatre mètodes. Com era d'esperar, això és sobretot cert en el cas dels ajustaments del VBGM (model 9), el qual, en no incorporar cap factor d'estacionalitat, no és capaç d'explicar les marcades oscil·lacions intranuals que s'observen tant en els increments de longitud (ΔL) com en la ràtio entre aquests amb l'increment de temps ($\Delta L/\Delta t$). Lògicament, aquestes oscil·lacions en els increments s'observen perquè els períodes de recaptura són, en general, prou curts. Per altra banda, comparant el quatre mètodes aplicats, els mètodes I i IV sempre mostren un menor ajustament en la primera fase en relació als altres dos mètodes (II i III), sigui quin sigui el model ajustat. Això s'explica pel fet que aquests dos primers mètodes es basen en que les ràtios $\Delta L/\Delta t$ s'aproximen a les taxes de creixement (dL/dt) d'un moment donat, malgrat que aquest supòsit tan sols és cert en períodes molt curts de temps, especialment si hi ha marcades variacions estacionals en les esmentades taxes, com és el cas. Sobretot durant els moments de més creixement, caldria disposar de dades de recaptures molt poc espaiades en el temps (períodes de temps encara més curts que els disponibles), per a poder obtenir bones aproximacions a les taxes de creixement. A la figura III.2.7 es representen els ajustaments de la primera fase dels mètodes I i IV. S'hi observa que els increments observats es concentren durant els períodes hivernals, i que els estivals mostren una elevada irregularitat, probablement com a conseqüència de que són producte de períodes de diferent durada.

En canvi, el millor ajustament obtingut en la primera fase dels mètodes II i III s'explica perquè aquests tenen com a variable dependent el mateix increment de longitud i no pas la ràtio amb l'increment de temps. El temps s'incorpora com a variable independent a la formulació del model ajustat. Per tant, és una aproximació més complexa, però alhora més precisa, perquè el model esdevé multidimensional. Probablement és aquesta complexitat del model allò que dificulta la regressió no lineal, doncs en un dels ajustaments (model 17, mètode III) no arriba a convergir cap a cap solució. A les figures III.2.8 i III.2.9 es mostren els

ajustaments dels tres models amb els mètodes II i III, respectivament. Per a cada ajustament s'han representat diversos gràfics bidimensionals, en cadascun dels quals tan sols s'ha representat una part del perfil descrit mitjançant diverses línies associades a valors concrets d'alguna de les variables absents dels eixos, donat que, de fet, aquest perfil predit és un pla o un volum, segons el model.

En la segona fase de tots quatre mètodes, els ajustaments dels models són molt més bons. Això era d'esperar, ja que generalment els models de creixement s'ajusten molt bé a les dades de longitud a l'edat, com ja s'ha vist en els apartats anteriors. De fet, amb aquesta segona fase tan sols es pretén completar les estimacions dels paràmetres de creixement que no s'han pogut estimar en la primera fase. Així, els mètodes I i II serien preferibles als altres dos perquè permeten estimar L_7 i K (a més dels paràmetres relacionats amb l'estacionalitat, si és el cas) durant la primera fase, i alhora fer-ho independentment de l'edat assignada mitjançant estructures òssies, que no intervé en l'anàlisi. És a dir, són estimacions alternatives realment independents de les obtingudes per regressió no lineal sobre les dades de longitud a l'edat. Tot i així, almenys en aquest estudi, les estimacions de L_7 d'aquests dos mètodes són menys precises (major error típic estimat) que les altres, possiblement com a conseqüència de les limitacions de les dades disponibles d'increments de longitud observats.

En conjunt, les estimacions obtingudes per als paràmetres de creixement dels models de Somers i de Pauly (models 6 i 17) (taula III.2.5) són similars a les obtingudes per regressió no lineal sobre les dades de longitud a l'edat (taules III.2.11 i III.2.12). En canvi, les estimacions obtingudes per al VBGM sense estacionalitat (model 9) són clarament discordants i insatisfactòries. Per altra banda, en la primera fase de dos dels mètodes s'aconsegueix un millor ajustament, per bé que tan sols lleugerament millor, amb el model de Pauly en relació al de Somers, mentre que només en un dels dos mètodes es dona la situació inversa. Això indica, novament, que aquest model descriu millor la forma en què es manifesta l'estacionalitat del creixement.

Fase	Mètode	Model	L_{∞}	K	t_0	C	t_s	NGT	N	R^2
1 ^a	I	9	1156,9 (676,5)	0,0324 (0,0253)	- -	- -	- -	- -	324	0,0051
		6	616,3 (68,81)	0,1266 (0,0283)	- -	0,9414 (0,0857)	0,1037 (0,0142)	- -	324	0,2139
		17	567,4 (49,07)	0,1772 (0,0375)	- -	- -	0,1064 (0,0109)	0,1574 (0,0452)	324	0,2258
	II	9	814,3 (104,1)	0,0609 (0,0135)	- -	- -	- -	- -	324	0,3180
		6	641,0 (26,47)	0,1369 (0,0129)	- -	1,1188 (0,0561)	0,1156 (0,0097)	- -	324	0,6295
		17	629,7 (24,06)	0,1796 (0,0196)	- -	- -	0,1111 (0,0081)	0,1870 (0,0397)	324	0,6710
	III	9	- -	0,0764 (0,0230)	- -	- -	- -	- -	324	0,3102
		6	- -	0,1381 (0,0175)	- -	1,1144 (0,0604)	0,1134 (0,0102)	- -	324	0,6024
		17	No convergeix							
	IV	9	- -	0,0656 (0,0482)	- -	- -	- -	- -	324	0,0096
		6	- -	0,173 (0,0453)	- -	0,9490 (0,0842)	0,1044 (0,0139)	- -	324	0,2238
		17	- -	0,1765 (0,0781)	- -	- -	0,2000 (0,0160)	0,2000 (0,0160)	324	0,0917
2 ^a	I	9	- -	- -	-5,3856 (0,0738)	- -	- -	- -	648	0,7838
		6	- -	- -	-1,7825 (0,0192)	- -	- -	- -	648	0,9006
		17	- -	- -	-1,367 (0,0284)	- -	- -	- -	648	0,8938
	II	9	- -	- -	-3,732 (0,0575)	- -	- -	- -	648	0,8279
		6	- -	- -	-1,1468 (0,0112)	- -	- -	- -	648	0,9312
		17	- -	- -	-0,7525 (0,0095)	- -	- -	- -	648	0,9337
	III	9	923 (6,912)	- -	-1,5701 (0,0487)	- -	- -	- -	648	0,9291
		6	670,4 (3,957)	- -	-0,8928 (0,0164)	- -	- -	- -	648	0,9376
		17	-							
	IV	9	1016 (8,064)	- -	-1,7289 (0,0482)	- -	- -	- -	648	0,9266
		6	603,7 (3,424)	- -	-0,7685 (0,0191)	- -	- -	- -	648	0,9336
		17	664,9 (3,934)	- -	-0,6139 (0,0138)	- -	- -	- -	648	0,9366

Taula III.2.5 Estimació dels paràmetres de creixement dels models de Von Bertalanffy (model 9), de Somers (model 6) i de Pauly (model 17), a partir de les dades d'increments de longitud de peixos recapturats, i mitjançant quatre mètodes alternatius aplicats en dues fases cadascun (vegeu la taula II.5.4).

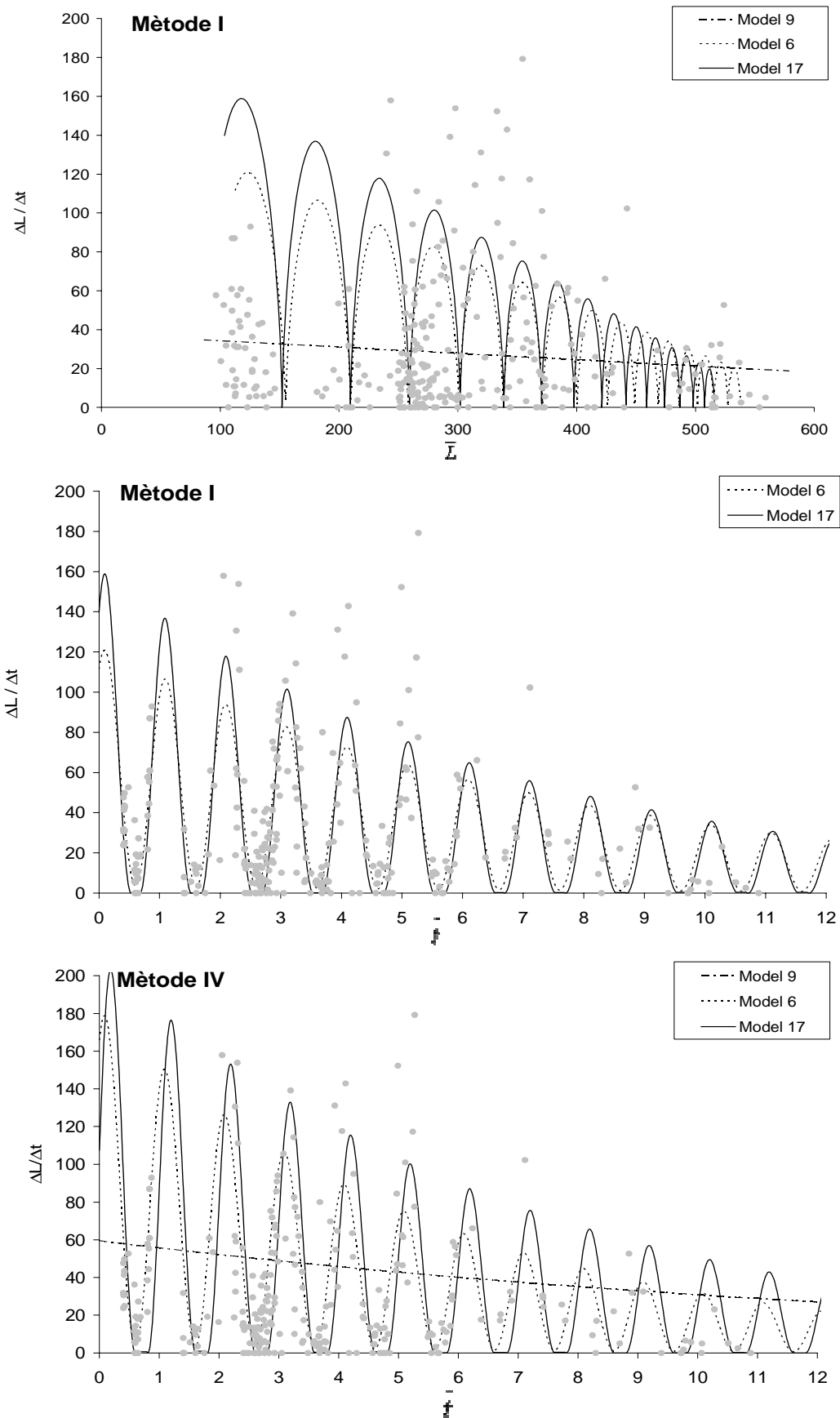


Figura III.2.7 Ajustament dels models de creixement de Von Bertalanffy (model 9), de Somers (model 6) i de Pauly (model 17), mitjançant els mètodes I i IV (1a fase) (taula II.5.4).

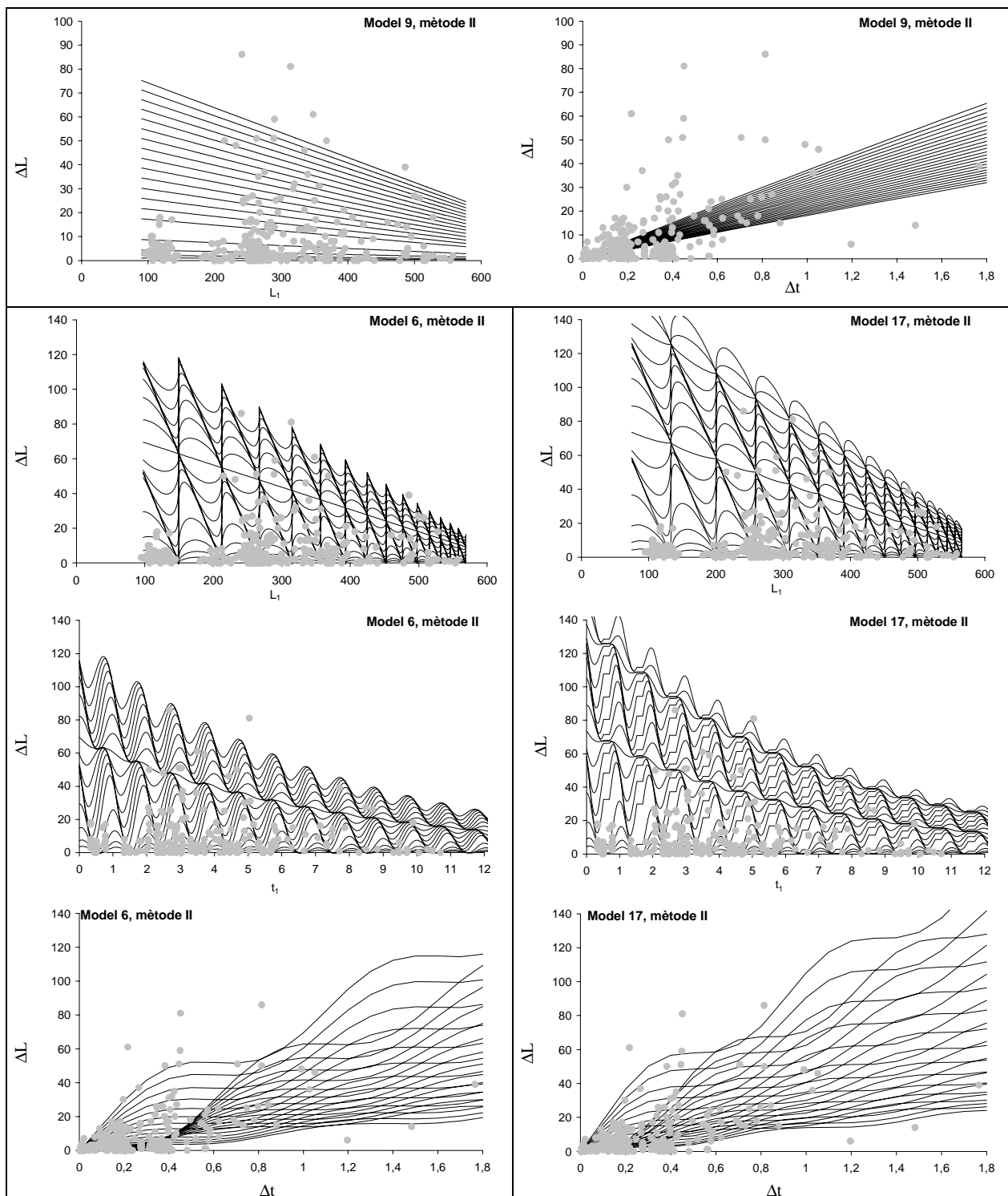


Figura III.2.8 Ajustament del models de creixement de Von Bertalanffy (model 9), de Somers (model 6) i de Pauly (model 17), mitjançant el mètode II (1a fase) (taula II.5.4). En cada gràfic, només es representa una part del perfil descrit mitjançant diverses línies associades a valors concrets d'una de les variables absents dels eixos (línies: Δt : 0.025, 0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1.0, 1.1, 1.2, 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7, 1.8; o bé, t_1 : 0.5, 1.0, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 5.0, 5.5, 6.0, 6.5, 7.0, 7.5, 8.0, 8.5, 9.0, 9.5, 10.0, 10.5, 11.0, 11.5, 12.0, 12.5, 13.0).

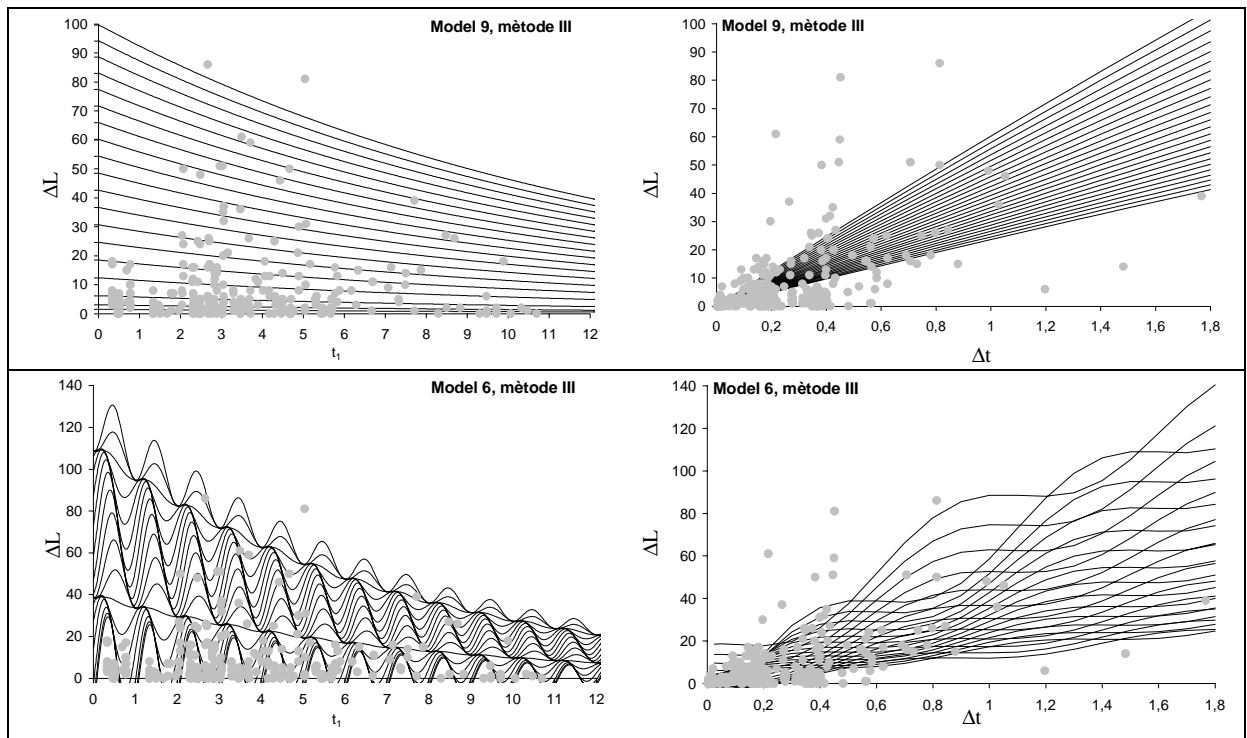


Figura III.2.9 Ajustament del models de creixement de Von Bertalanffy (model 9) i de Somers (model 6), mitjançant el mètode III (1a fase) (taula II.5.4). En cada gràfic, només es representa una part del perfil descrit mitjançant diverses línies associades a valors concrets d'una de les variables absents dels eixos (línies: Δt : 0.025, 0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1.0, 1.1, 1.2, 1.3, 1.4, 1.5, 1.6, 1.7, 1.8; o bé, t_1 : 0.5, 1.0, 2.0, 2.5, 3.0, 3.5, 4.0, 5.0, 5.5, 6.0, 6.5, 7.0, 7.5, 8.0, 8.5, 9.0, 9.5, 10.0, 10.5, 11.0, 11.5, 12.0, 12.5, 13.0).

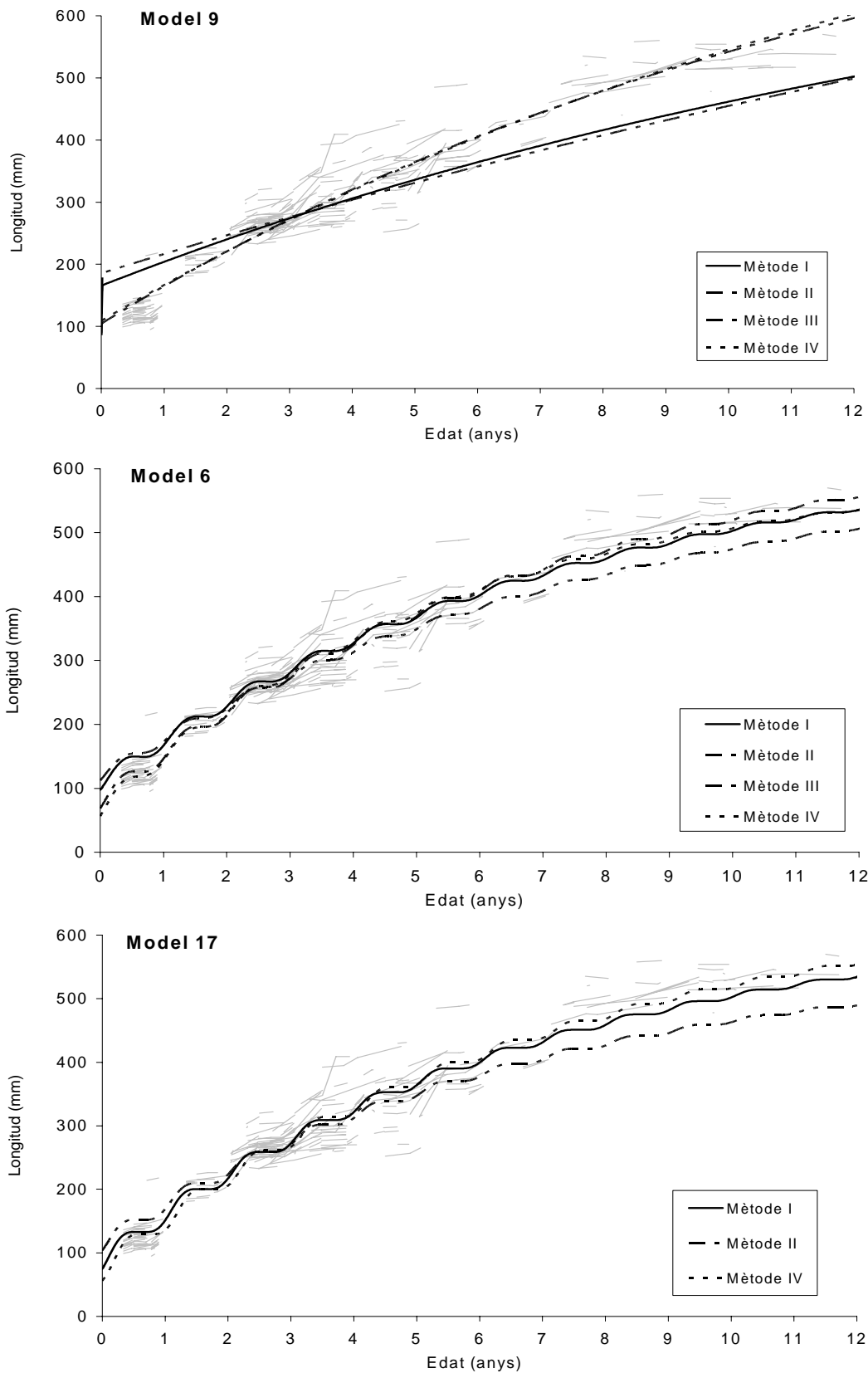


Figura III.2.10 Ajustament del models de creixement de Von Bertalanffy (model 9), de Somers (model 6) i de Pauly (model 17), mitjançant els mètodes I, II, III i IV (2a fase) (taula II.5.4).

Anàlisi de freqüències de longitud

Les primeres anàlisis de freqüències de longitud s'han dut a terme amb el mètode més simple dels dos proposats, el del MIX (Macdonald i Green 1988). El resultat ha estat, però, molt poc satisfactori. Després d'analitzar diverses distribucions observades, corresponents a diferents campanyes de mostreig, no s'ha aconseguit ajustar cap combinació de components modals que donés com a resultat una χ^2 amb una probabilitat associada superior al valor 0,01. S'han provat diverses quantitats de components modals, modelitzant-les mitjançant diferents opcions (distribució normal o gamma, i altres), però tot i així els resultats han estat sempre molt dolents. El mètode iteratiu en si mateix no sembla haver fallat, ja que sempre s'han assolit solucions semblants, gens divergents, quant al nombre de components modals detectades i a la posició de les més destacables (generalment les tres primeres). Per tant, no sembla haver fallat la capacitat del mètode de convergir cap a una solució única o semblant, sinó que més aviat es dona el fet que les probabilitats associades a les χ^2 mínimes obtingudes són massa baixes, com a conseqüència dels graus de llibertat considerats, els quals, al seu torn, deriven de la quantitat de classes de longitud presents a la distribució de freqüències.

Per altra banda, els millors ajustaments tan sols han aconseguit separar quatre components modals significatives, corresponents a quatre cohorts o classes d'edat, tot i que, com ja s'ha dit, amb probabilitats molt baixes. A la figura III.2.11.A es mostra, a tall d'exemple, el resultat d'una d'aquestes anàlisis, en què inicialment s'havien provat fins a sis components tot i que el mètode n'ha descartat dos, concretament la quarta (edat 3+) i la sisena (edat 5+). El fet que les millors solucions s'obtinguessin amb només quatre classes d'edat no reflecteix realment l'estructura d'edats de la població, que en un moment donat inclou, de ben segur, més cohorts. El problema rau en la incapacitat d'aquest mètode de detectar les cohorts més velles, presents a les mostres però molt subrepresentades. Una anàlisi visual ràpida de totes les distribucions de longitud disponibles, una per a cada campanya de pesca o mostra, tan sols permet detectar tres o quatre pics. Més a la dreta del tercer o quart pic, a partir dels 320 mm aproximadament, tan sols es disposa d'unes poques observacions que no són capaces de configurar o "dibuixar" els pics de les classes d'edat més velles presents a la mostra. Això és degut a una grandària insuficient de les mostres, malgrat ésser considerablement copioses (alguns milers d'individus, generalment), en relació al perfil de mortalitat a què deu estar sotmesa la població. De fet, aparentment, en el cas de la població de perca americana de Banyoles, relativament reduïda donades les dimensions de l'Estany, probablement caldria tenir una mostra tan o més gran que la pròpia població per a què les edats més grans estiguessin ben representades en una distribució de freqüències de longitud. Això és, evidentment i com a mínim, inassolible. Per tant, les classes d'edat més velles esdevenen "invisibles", pel fet de no ser significativament detectables pel mètode d'anàlisi.

De tota manera, un avantatge que presenten les dades de freqüències de longitud obtingudes és la seva regularitat interanual. En altres poblacions que ocupen ambients més variables, especialment pel que fa al nivell d'aigua, els diagrames de freqüències de longitud obtinguts

acostumen a ésser excessivament irregulars (Raibley et al. 1997). Això impediria una adequada aplicació dels mètodes d'anàlisi de freqüències de longitud.

En qualsevol cas, en aquest estudi, degut a la incapacitat de detectar totes les components presents, les estimacions dels paràmetres de creixement derivades d'aquestes anàlisis no són fiables i ni tan sols es presenten aquí. De fet, aquestes estimacions presenten notables diferències d'una anàlisi a l'altra, malgrat que les tres primeres components sempre se situïn en una posició semblant, per no dir gairebé idèntica.

Segurament per a salvar situacions com la descrita fins aquí, el programa MIX inclou la possibilitat d'introduir, a l'anàlisi de freqüències de longitud d'una mostra en concret, informació sobre les edats conegudes (generalment assignades a partir de l'anàlisi d'estructures òssies) d'una part de les captures de la mateixa mostra. Òbviament, això resta interès a aquesta anàlisi com a alternativa total a la regressió no lineal sobre les dades de longitud a l'edat per a la descripció del creixement, ja que, com aquest darrer mètode, dependrà de la fiabilitat de les edats assignades. De tota manera, continua constituint un sistema diferent per a obtenir estimacions dels paràmetres de creixement. A la figura III.2.11.B es mostren els resultats d'aquesta anàlisi per a la mostra de la darrera campanya de pesca realitzada (novembre de 1999), l'única per a la qual es disposa d'una submostra suficientment gran amb edats assignades. Encara que de les nou classes d'edat separades, corresponents a les edats detectades a la submostra mitjançant la lectura dels otòlits, només les tres primeres, o com a molt les quatre primeres, formen pics visibles, la probabilitat associada a la χ^2 de la solució obtinguda puja fins a un valor elevat (0,8664). Aquest augment en la probabilitat estimada de que les dues distribucions (observada i esperada) siguin iguals es produeix perquè els graus de llibertat s'han vist augmentats en introduir la informació addicional de les edats, malgrat que el valor de la χ^2 és fins i tot major que en les anàlisis en què aquesta informació no s'ha introduït. Però, si més no, ara s'obtenen estimacions dels paràmetres de creixement pel VBGM (taula III.2.6) amb valors molt similars als obtinguts anteriorment per regressió no lineal.

El MULTIFAN (Fournier *et al.* 1990) constitueix, en relació al MIX, un mètode d'anàlisi de freqüències de longitud més potent (pot analitzar simultàniament diverses mostres), així com més robust estadísticament, i fins i tot més amè en l'ús del programa informàtic que el suporta. A més a més, a diferència del MIX, el MULTIFAN està dissenyat específicament per a l'anàlisi de dades de peixos. Tot i això, les dades de freqüències de longitud disponibles per a la pesca americana de l'Estany de Banyoles continuen tenint el mateix problema de la subrepresentació de les classes d'edat més velles. Abans de fer l'anàlisi amb el MULTIFAN, ja era d'esperar, doncs, que aquest problema dificultaria l'assoliment d'una bona solució, especialment pel que fa a la separació d'un nombre de components per mostra que s'aproximés a la quantitat real de classes d'edat de la població.

Aprofitant les possibilitats que ofereix el MULTIFAN, s'han ajustat un nombre considerable de models, que han generat una quantitat força gran de resultats dels quals aquí només es presenta els més significatius, deixant de banda els dels models més senzills, com ara els que no incorporen l'estacionalitat en el creixement (taules III.2.7 i III.2.8). D'entrada, en aquests resultats que es presenten, s'observa com en totes les comparacions possibles els models 2 i 4 s'ajusten millor que els models 1 i 3. Els primers incorporen la variació lligada a la longitud, i per tant també a l'edat, de la desviació típica de la distribució normal de les longituds corresponent a cada cohort, que queda reflectida en el paràmetre λ_2 . En canvi, els models 1 i 3, en què λ_2 es manté fixada a zero, la desviació típica de les components modals és independent de la longitud. L'augment de la variància de les longituds d'una cohort amb l'edat és un fet habitual degut probablement a múltiples causes, com ara la l'efecte acumulatiu amb l'edat de diferents interaccions interespecífiques i intraespecífiques, l'efecte de les diferències genètiques individuals, i altres, que en tot cas aquí no s'analitzen amb detall.

D'entre els resultats dels ajustaments amb els models 2 i 4, s'han seleccionat quatre solucions (*a*, *b*, *c* i *d*). La solució *a* correspon a l'ajustament estadísticament millor de tots els obtinguts, mentre que la solució *b* correspon al millor ajustament exclouent els dels models 3 i 4, que incorporen l'estimació d'un hipotètic biaix (b_1) en la mitjana de longitud de la primera classe d'edat. Novament, els millors ajustaments es donen amb només quatre classes d'edat (figures III.2.12 i III.2.13), si bé cal remarcar que la diferència de la funció de màxima versemblança és molt petita respecte dels ajustaments amb un nombre superior de classes, com en el cas de les solucions *c* i *d* seleccionades arbitràriament (figures III.2.14 i III.2.15). Aquests ajustaments contenen dotze classes d'edat, tantes com s'havia determinat prèviament que existien en la població mitjançant l'anàlisi dels otòlits i les escates. Per altra banda, la solució *c* correspon al millor ajustament amb dotze classes d'edat, mentre que la solució *d* correspon al millor ajustament amb dotze classes d'edat exclouent, com abans, els dels models 3 i 4. Per tant, a més del millor ajustament absolut, l'*a*, se n'han seleccionat tres més, malgrat que estadísticament no són tan bons, d'acord amb dos criteris bàsics que són, per una banda, l'exclusió dels ajustaments dels models que incorporen el paràmetre b_1 i, per l'altra, la selecció dels ajustaments amb tantes classes d'edat com prèviament s'havien detectat a la població mitjançant un altre mètode.

La inclusió en el MULTIFAN de l'opció d'estimar l'hipotètic biaix en la mitjana de longitud de la classe d'edat més jove present a la mostra obeeix a la necessitat de corregir l'efecte que aquest biaix tindria, en cas de produir-se, sobre l'estimació dels paràmetres de creixement i de retruc sobre estimacions posteriors sobre la demografia de la població en estudi. Aquest biaix apareix sovint en dades provinents de pesqueries marines, basades sobretot en arts de ròssec però també en altres, en les quals es dóna una forta selectivitat per mida en la captura. Aquesta selectivitat sol descriure formes clarament sigmoïdals al llarg de l'eix de la longitud (Hilborn i Walters 1992), de manera que els peixos més petits capturats solen estar sotmesos a una capturabilitat molt petita que ràpidament s'incrementa amb la longitud, varia molt dins d'una mateixa classe d'edat i produeix així l'esmentat biaix. En canvi, en el cas de la pesca

elèctrica, si bé la capturabilitat tampoc és invariable respecte de la longitud ja que tendeix a augmentar, el patró de variació que presenta sol ser més suau (Klein *et al.* 1990, Jackson i Noble 1995). És a dir, la capturabilitat augmenta paulatinament i continuada al llarg de la longitud. En conseqüència, en les distribucions de freqüències de longitud de mostres obtingudes mitjançant pesca elèctrica hi pot haver un cert biaix positiu en la longitud mitjana de cada component modal separable, i no només en la primera com intenta preveure el MULTIFAN. Però, en tot cas, aquest biaix serà de petita magnitud i tindrà conseqüències no gaire severes. Això, lògicament, seria bo de validar-ho mitjançant l'estimació en cada cas de la corba de selectivitat. En aquest estudi això es pot abordar a partir d'estimacions independents de la grandària poblacional per classe d'edat (vegeu el capítol III.3.2).

Presumiblement, doncs, el fet que els ajustaments a i c siguin estadísticament millors que els ajustament b i d , respectivament (els primers obtinguts amb el model 4 que inclou el paràmetre b_1 , els segons obtinguts amb el model 2 que no l'inclou) (taula III.2.7), és una conseqüència d'alguna característica de la població en estudi que provoca un biaix aparent (b_1) en les dades. Aquesta característica és, probablement, la variació del coeficient de creixement (K_t) amb l'edat, i per tant també amb la longitud, fet del qual ja s'han mostrat algunes evidències anteriorment (taules III.2.11 i III.2.12). Quan el coeficient de creixement disminueix amb l'edat, es produeix un creixement major en les edats més joves del que seria d'esperar si aquest paràmetre es mantingués invariable. El model de creixement que incorpora el MULTIFAN (model amb estacionalitat de Somers) no preveu, com ho fa el model de Porch, aquesta variació ontogenètica en K , i fa confondre, almenys en part, l'efecte d'aquesta possible variació amb el biaix produït per la selectivitat de pesca. Ara bé, no es tracta de models amb formulacions diferents capaços de descriure corbes coincidents, i no existeix cap equivalència clara entre el paràmetre b_1 i els paràmetres que modulen la variació de K_t en el model de Porch. Per tot plegat, sembla preferible descartar els resultats derivats de l'ajustament del model 4.

Per altra banda, la selecció de les solucions c i d amb dotze classes d'edat separades (d'acord amb el criteri abans esmentat: tantes classes d'edat com s'havien detectat mitjançant l'anàlisi d'escates i otòlits) per a introduir-les a la discussió obeeix a la incapacitat manifesta del mètode d'identificar totes les classes d'edat, o almenys la major part. Per tant, inevitablement, i com en l'anàlisi amb el MIX, cal introduir en l'anàlisi més informació de la que *a priori* seria desitjable i necessària.

En definitiva, malgrat que l'ajustament estadísticament millor és l' a , sembla més versemblant, aplicant els criteris suara explicats, escollir l'ajustament d com a solució definitiva a l'anàlisi amb el MULTIFAN. A més a més, els paràmetres de creixement estimats a partir de les quatre solucions (taula III.2.9) són poc coincidents amb les estimacions prèvies obtingudes amb altres mètodes per al model de Somers, excepte, precisament, en el cas de les estimacions derivades de l'ajustament d . Això sembla reforçar l'encert en l'elecció d'aquesta solució. A la

figura III.2.16 s'han representat les corbes de creixement predites per les quatre solucions comparades.

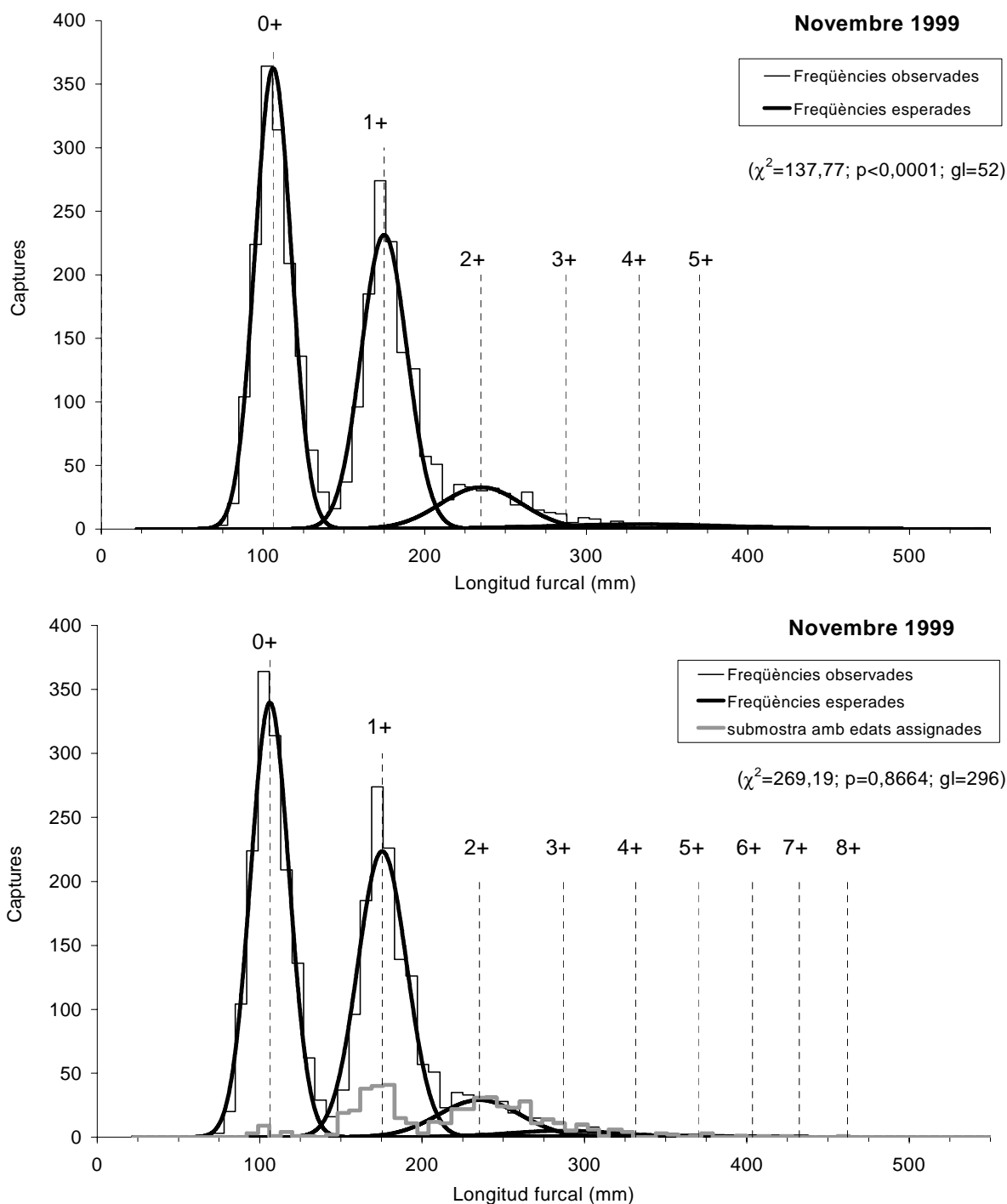


Figura III.2.11 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MIX. A: exemple d'una de les anàlisis sense introduir més informació que les freqüències de longitud. B: anàlisi en què s'ha introduït informació provinent de la lectura d'edats en els otòlits.

Classes d'edat separades	L_∞	K	t_0
9	615,46 (55,42)	0,1461 (0,0176)	-0,8394 (0,0304)

Taula III.2.6 Estimacions dels paràmetres de creixement del VBGM obtingudes en l'anàlisi amb el MIX (figura III.2.11.B).

	Model			
	1	2	3	4
λ_2	-	+	-	+
b_1	-	-	+	+
$\phi_1; \phi_2$	+	+	+	+

Taula III.2.7 Esquema dels models ajustats mitjançant el MULTIFAN. El signe + indica l'extensió del model amb la inclusió del paràmetre en qüestió. λ_2 marca l'augment progressiu amb l'edat de la desviació típica de les components normals de cada cohort separada. b_1 indica el biaix positiu produït en l'estimació de la mitjana de longitud de la primera classe d'edat en la primera mostra en què es considera que apareix, com a conseqüència de la selectivitat per mida de la tècnica de pesca. ϕ_1 i ϕ_2 són equivalents als paràmetres C i t_s , respectivament, que marquen l'estacionalitat en el creixement en el model de Somers.

Classes d'edat	Model			
	1	2	3	4
3	7256,8 13	7350,6 14	7294,49 14	7378,15 15
4	7272,85 14	7352,19^b 15	7318,81 15	7386,02^a 16
5	7272,55 15	7341,55 16	7317,56 16	7382,75 17
6	7272,09 16	7335,93 17	7317,86 17	7381,43 18
7	7271,9 17	7331,45 18	7304,22 18	7379,66 19
8	7271,71 18	7327,96 19	7317,71 19	7376,93 20
9	7271,53 19	7325,16 20	7314,28 20	7376,33 21
10	7271,36 20	7322,88 21	7314,1 21	7376,87 22
11	7271,19 21	7320,92 22	7314,65 22	7375,96 23
12	7271,01 22	7319,45^d 23	7303,49 23	7374,92^c 24

Taula III.2.8 Valors de la funció de màxima versemblança calculada pel MULTIFAN en ajustar els quatre models resumits en la taula III.2.7, al llarg de 10 quantitats diferents de classes d'edat. ^a millor ajustament, seleccionat mitjançant un test de la χ^2 , de tota la graella de solucions (negre i subratllat); ^b millor ajustament entre les solucions dels models 1 i 2 (negreta); ^c millor ajustament entre les solucions amb 12 classes d'edat (subratllat); ^d millor ajustament entre les solucions amb 12 classes d'edat dels models 1 i 2 (subratllat).

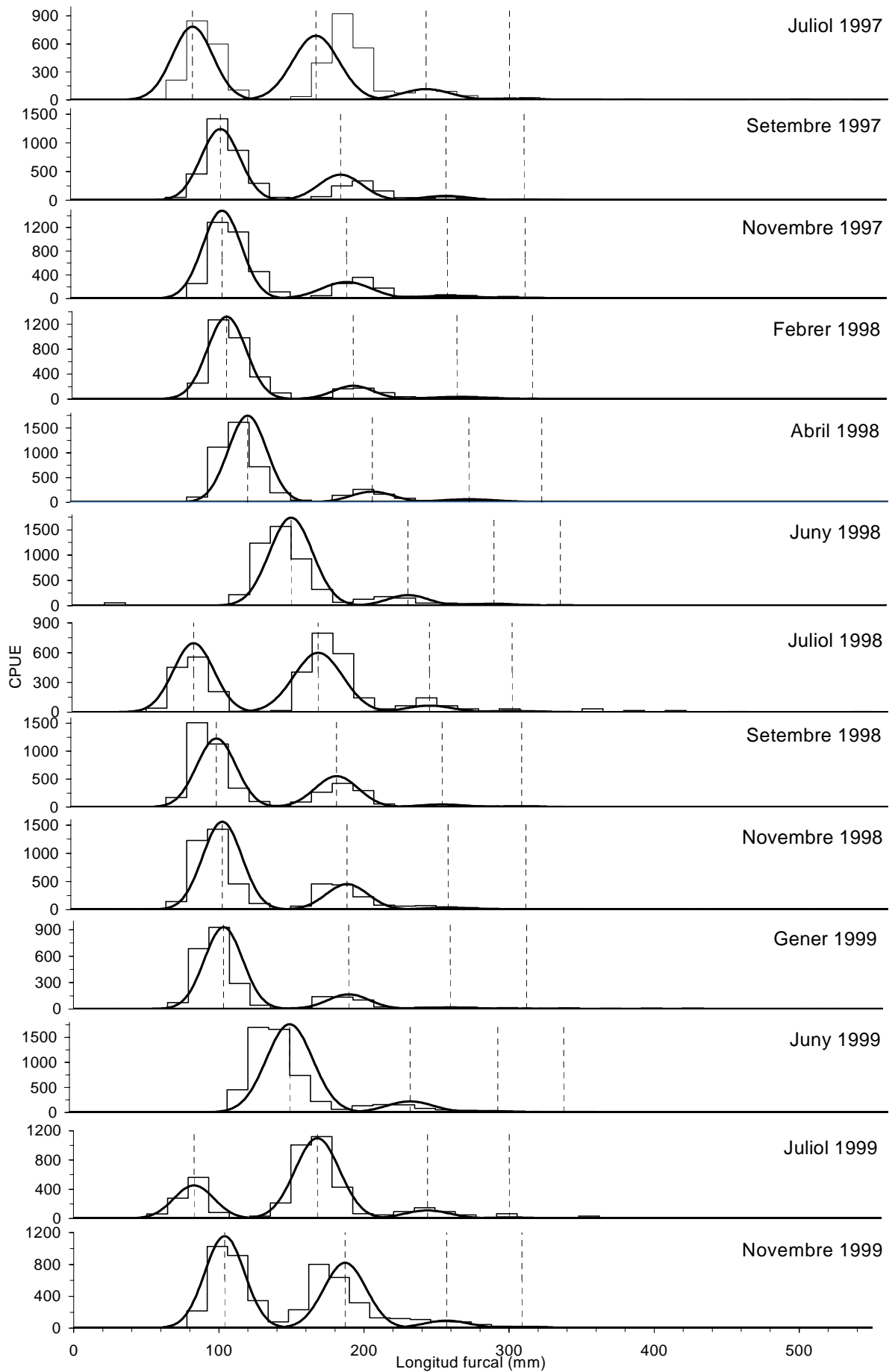


Figura III.2.12 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN. Ajustament a (Model 4, 4 classes d'edat).

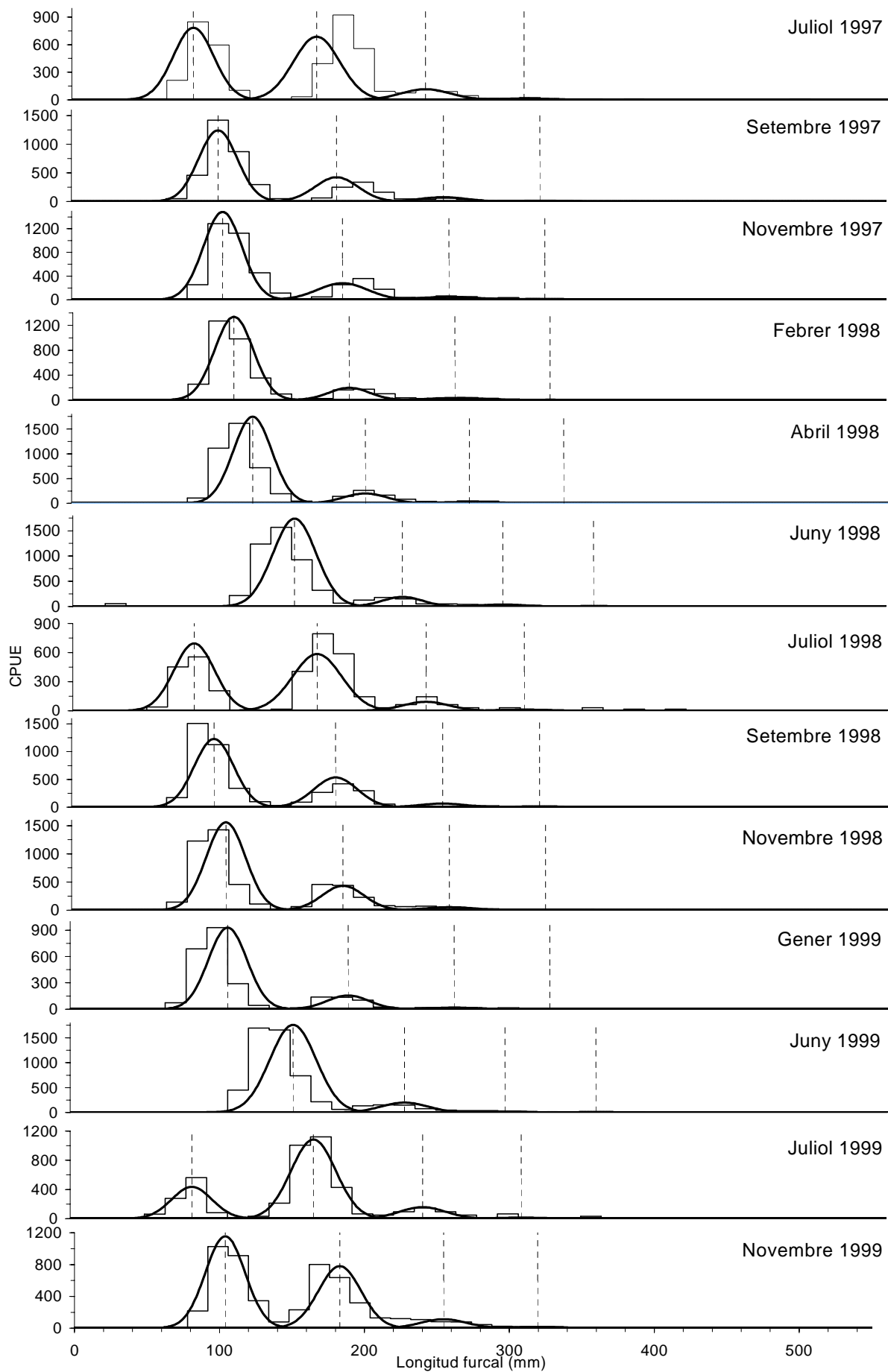


Figura III.2.13 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN. Ajustament *b* (Model 2, 4 classes d'edat).

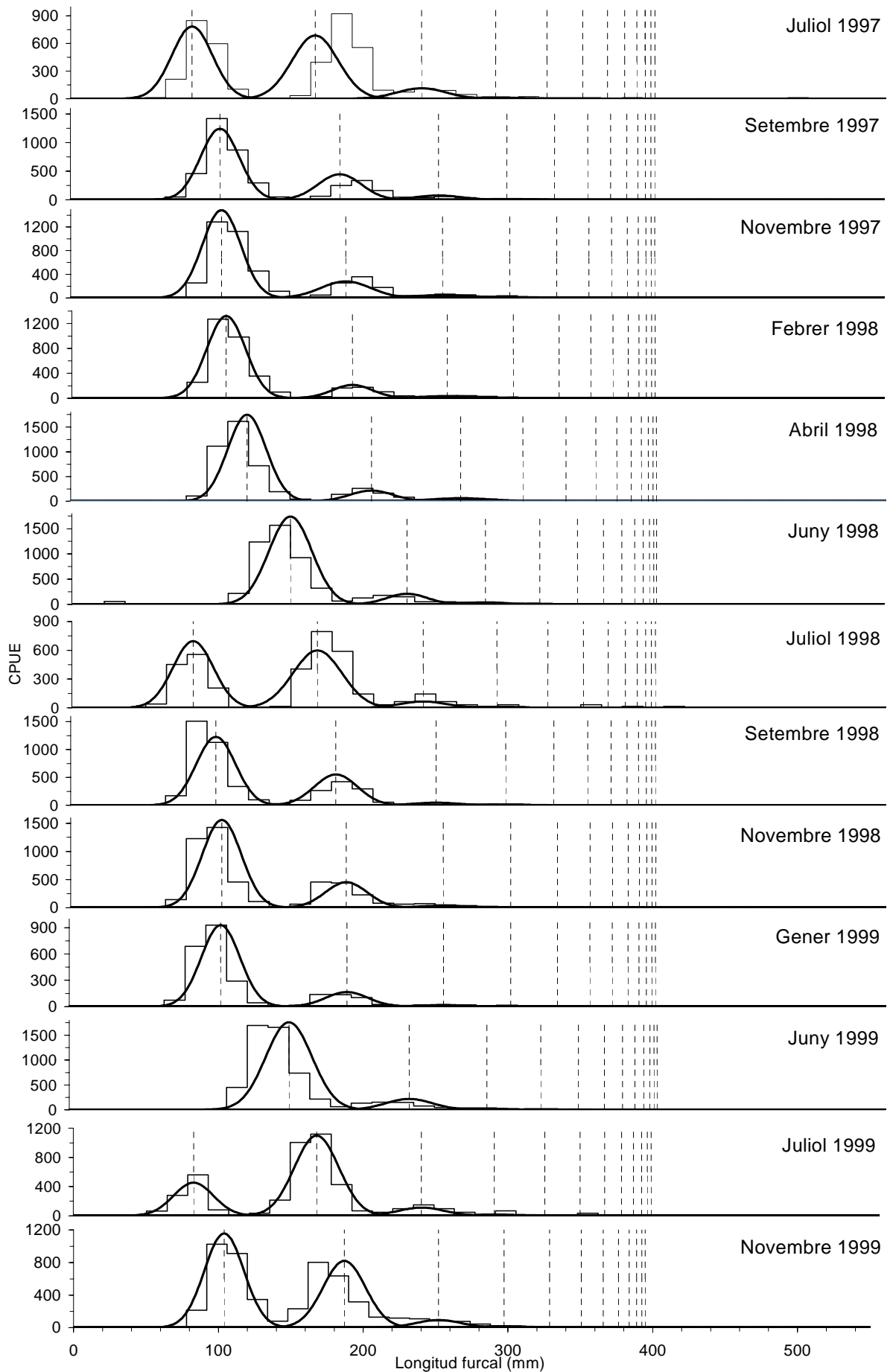


Figura III.2.14 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN. Ajustament c (Model 4, 12 classes d'edat).

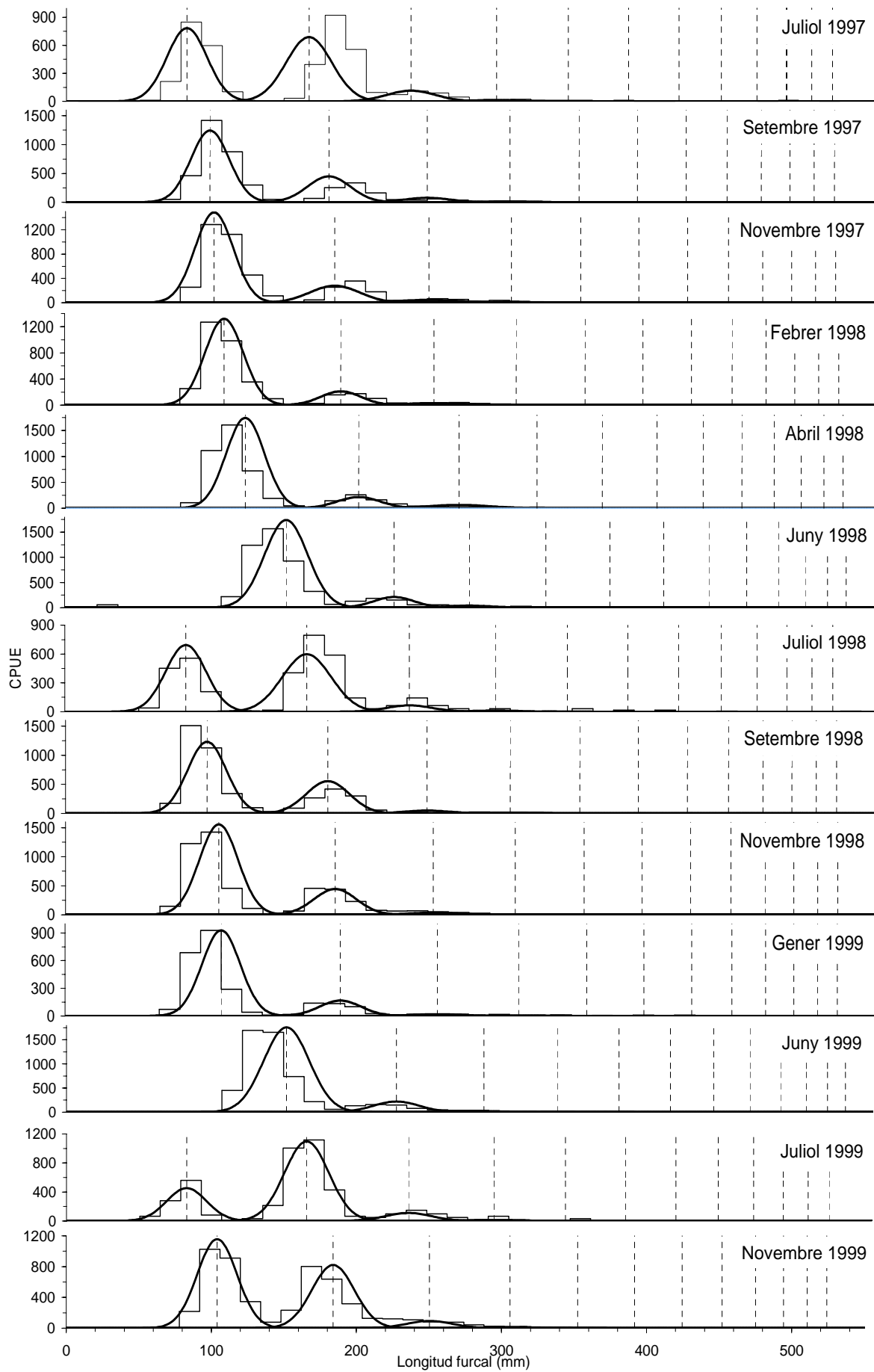


Figura III.2.15 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN. Ajustament d (Model 2, 12 classes d'edat).

Ajust.	# classes d'edat	K	L_∞	t_1	ϕ_1	ϕ_2	λ_1	λ_2	b_1	t'_1	t_0	t_s
<i>a</i>	4	0,2800 (0,0299)	469,2 (27,5)	0,4000 (0,0353)	0,9550 (0,0061)	0,9630 (0,0034)	17,40 (4,02)	1,9300 (0,0032)	18,50 (2,15)	0,14	-0,26	0,103
<i>b</i>	4	0,1020 (0,0174)	922,7 (113,2)	0,7800 (0,0192)	0,9610 (0,0043)	0,9630 (0,0035)	17,52 (3,06)	1,9310 (0,0029)	-	0,14	-0,64	0,103
<i>c</i>	12	0,3640 (0,3544)	400,5 (16,3)	0,3100 (0,3433)	0,9550 (0,0061)	0,9630 (0,0034)	17,92 (9,10)	1,9310 (0,0030)	23,80 (2,42)	0,14	-0,17	0,103
<i>d</i>	12	0,1760 (0,3983)	595,0 (35,4)	0,7100 (0,3979)	0,9610 (0,0044)	0,9640 (0,0039)	19,20 (5,76)	1,9320 (0,0028)	-	0,14	-0,57	0,104

Taula III.2.9 Resum dels principals paràmetres, i dels seus errors estàndard (entre parèntesis), estimats mitjançant el MULTIFAN per als quatre ajustaments seleccionats (a,b,c i d; taula III.2.8). En negreta: solució més versemblant d'acord amb els criteris explicats al text. t_1 representa l'edat estimada que té la primera classe d'edat en la mostra en què, dins el període anual, es considera que apareix per primer cop. λ_1 és la desviació típica estimada de la longitud d'aquesta primera classe d'edat. t'_1 és l'edat exacta que tindria aquest primera classe fixant la data d'aniversari o reclutament a l'1 de juny, tal com s'ha fet amb l'assignació d'edats a partir de l'anàlisi d'otòlits i escates. t'_1 s'ha utilitzat per a transformar el paràmetre t_1 en el t_0 , i el ϕ_2 en el t_s , passant a ser comparables amb les estimacions d'aquests paràmetres obtingudes mitjançant altres mètodes.

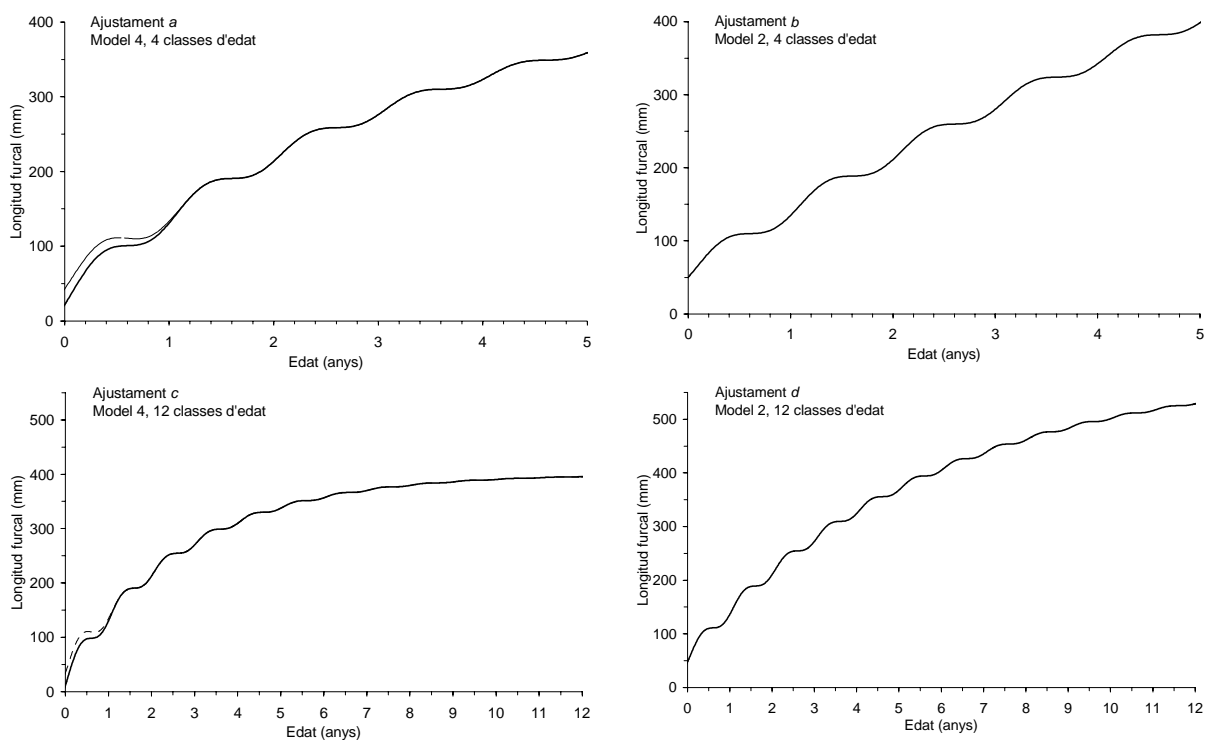


Figura III.2.16 Corbes de creixement predites pels ajustaments a,b, c i d de l'anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN (taula III.2.9). Línia fina: en els gràfics del model 4, indica la trajectòria predita sense la correcció pel biaix estimat durant el primer any (b_1).

Regressió no lineal amb les mitjanes de longitud per cohort

Cada mostra (campanya de pesca) presenta almenys tres cohorts clarament separables mitjançant les distribucions de freqüències de longitud (vegeu el capítol II.5.1), amb un mínim error d'assignació d'edat a cadascun dels casos, ja que hi ha una clara separació de les primeres components modals com a conseqüència del ràpid creixement que experimenta la perca americana durant els primers anys. Per tant, alternativament a les dades de longitud a l'edat assignada mitjançant otòlits o escates, també es disposa de dades de longitud a l'edat assignada a partir de la separació de les cohorts en les distribucions de freqüències de longitud (com en tot el treball, l'edat exacta s'ha assignat fixant la data d'aniversari a l'1 de juny). Aquest segon tipus de dades, però, no contenen informació més enllà dels tres anys, edat a partir de la qual el solapament de les components modals ja és excessivament gran per a poder assignar l'edat amb precisió a cada cas. Per tant, és probable que es produeixin biaixos importants en l'estimació dels paràmetres de creixement, especialment en el cas de L_∞ (també de K , ja que ambdós estan sempre molt correlacionats, com es veurà més endavant), en ajustar algun dels models mitjançant regressió no lineal.

Com a contrapartida a aquest inconvenient, fins als tres anys es disposa d'una gran quantitat de dades que ha permès realitzar mitjanes de longitud per classe d'edat amb una amplitud molt estreta (dos dies) per a aquestes classes (figura III.2.17), cosa que augmenta la resolució en l'escala del temps de les anàlisis subsegüents. Això permet augmentar notablement l'exactitud i la precisió de les estimacions dels paràmetres que modulen les oscil·lacions estacionals. Aquests paràmetres, així com també t_0 , solen correlacionar-se molt poc o gens amb L_∞ i K , i també molt poc entre si. D'aquesta manera, encara que es produeixi un biaix important en les estimacions dels principals paràmetres del model de creixement (L_∞ i K), la resta de paràmetres poden resultar ben estimats mitjançant regressió no lineal sobre aquestes dades.

Així doncs, el procediment que es presenta en aquest apartat és en certa manera una mescla de les anàlisis de freqüències de longitud, per com s'assignen les edats, amb les regressions no lineals amb dades típiques de longitud a l'edat, i pel mètode en si aplicat. Donat que és sobretot efectiu en la seva capacitat de descriure millor que els altres mètodes les oscil·lacions estacionals del creixement durant els primers anys de vida, tan sols s'ha ajustat un model amb estacionalitat. Concretament, s'ha recorregut al model de Pauly, ometent directament el de Somers, ja que aquest darrer ja s'ha mostrat incapaç de descriure bé l'evolució de la longitud mitjana durant els períodes hivernals. S'ha realitzat un ajustament conjunt per a totes les dades disponibles i, a més a més, ajustaments separats per a totes les cohorts seguides durant un període mínim d'un any i mig (taula III.2.10, figura III.2.18).

Prèviament a les regressions, és possible comprovar, tan sols observant les mitjanes (figura III.2.17), l'escassa variació interanual en el creixement observada durant el període d'estudi. Per a una mateixa edat, les diferències més grans entre cohorts semblen donar-se entre les

mitjanes de longitud hivernals, tot i que la diferència màxima entre mitjanes no supera en cap cas els 15 mm. Amb tot, si aquesta comparació entre les mitjanes hivernals es porta a terme a través d'una ANOVA es detecten diferències molt significatives entre cohorts, a més d'un efecte també molt significatiu del factor edat (anells), com era d'esperar, i també de la seva interacció amb el factor cohort (taula III.2.11). Aquesta darrera interacció es visualitza clarament a la figura III.2.17, on, per exemple, la cohort de 1997 presenta en relació a les altres una longitud màxima durant el primer hivern de vida i mínima durant el segon. Això indicaria una forta influència dels esdeveniments (ambientals, demogràfics, etc.) que es donen durant un any en concret sobre el creixement d'aquell mateix any, al marge del creixement assolit durant l'any anterior. En qualsevol cas, el fet que les diferències siguin significatives no implica que siguin grans. Més aviat al contrari: les η^2 derivades de l'ANOVA mostren que bona part de la variació és deguda a l'edat ($\eta^2=0,7465$), mentre que el factor cohort ($\eta^2=0,1763$) explica una part molt més petita de la variació.

Els ajustaments assolits (taula III.2.10), malgrat ésser tots quatre molt bons ($r^2>0,96$), generen estimacions de L_∞ i K sospitosament variables (només en un cas s'obtenen estimacions properes a les aconseguides fins ara), a més de poc precises. Probablement, doncs, i tal com ja s'havia apuntat prèviament, estan fortament esbiaixades com a conseqüència de la manca de bona part de les edats a tots quatre conjunts de dades analitzats, i per tant no s'haurien de prendre en consideració. En conseqüència, el paràmetre t_0 tampoc té interès. En canvi, per als altres dos paràmetres, t_S i NGT , que modulen les oscil·lacions estacionals, possiblement s'obtenen ara les estimacions més fiables de tot el treball. A més a més, per a ambdós paràmetres, aquestes estimacions són molt similars entre les quatre regressions, i, alhora, totes molt precises (baix error típic), o almenys considerablement més precises que estimacions obtingudes amb altres mètodes.

A la figura III.2.19 s'han representat, respecte de l'edat, les taxes de creixement en longitud (dL/dt) derivades dels paràmetres estimats per a cada grup de dades. Hi destaca, justament, una gran sincronicitat en les fortes oscil·lacions estacionals que es reflecteix en la gran coincidència temporal entre cohorts i entre edats de l'amplitud de l'època de creixement ($dL/dt>0$), així com en la posició del pic o màxim anual de la taxa de creixement. Precisament, la posició d'aquest màxim en el calendari anual ve marcada per t_S , paràmetre que fixa així la fase de les oscil·lacions estacionals. Les quatre estimacions d'aquest paràmetre són molt semblants entre si. El seu valor, que pot anar de 0 a 1 (anys), se situa ara entre 0,05 i 0,08 anys, és a dir, entre el 19 i el 29 de juny, tenint en compte que la data d'aniversari s'havia fixat prèviament a l'1 de juny. En canvi, en estimacions prèvies s'havia situat fins a un mes i mig més endavant, o sigui, fins cap a mitjans d'agost.

Tornant a l'amplitud de l'època de creixement, aquesta és igual, lògicament, a $1-NGT$ (en anglès, "Non Growth Time"). El valor d'aquest paràmetre no es mostra tan estable com el de t_S , però tampoc resulta molt variable, amb estimacions ara compreses entre 0,32 i 0,48 anys. En qualsevol cas, totes les estimacions per a NGT són ara superiors, o com a molt

aproximadament iguals, a les obtingudes amb altres mètodes, cosa que indica clarament que aquests mètodes sobreestimaven la durada de la temporada de bonança on es produeix creixement. Així doncs, es pot dir que, aproximadament, l'època d'aturada hivernal en el creixement en longitud comença entre final de setembre i final d'octubre, i acaba entre final de febrer i final de març, depenent dels anys i potser també de l'edat. Per a ser més precisos, a partir de la informació disponible, aquest període comença entre el 28 de setembre i el 28 d'octubre, i acaba entre el 17 de febrer i el 21 de març.

Si bé és evident que hi deu haver diferències interanuals lligades a les variacions ambientals, encara que, com sembla, siguin petites, tant en la durada del període sense creixement com en el seu començament i final en el calendari, ja no ho és tant que puguin existir diferències d'aquesta mena d'una edat a l'altra. A partir de les anàlisis realitzades i de la informació disponible, no és possible resoldre aquesta qüestió, tot i que, en cas d'existir diferències lligades a l'edat en el període sense creixement, sembla que serien molt petites. De tota manera, caldria tenir presents algunes limitacions del model ajustat (model de Pauly; model 17) de cara a resoldre aquests aspectes. Primerament, el model no contempla la possibilitat que el *NGT* variï amb l'edat. Segonament, la posició relativa d'aquest període en el calendari és interdependent amb la data en què es dona el màxim en la taxa de creixement ja que el centre del *NGT* es dona sempre a $t_5+0,5$. Finalment, el perfil acampanat de la taxa de creixement que es dona entre dos períodes consecutius sense creixement és, d'acord amb el model, simètric lateralment. Malgrat que, com ja s'ha apuntat, tots els ajustaments que es presenten en aquest apartat són molt bons, probablement deixarien de ser-ho tant si les sèries temporals de dades disponibles anessin força més enllà de tres anys, com a conseqüència de les limitacions del model suara exposades.

Naturalment, la modificació del model per a què resolgui totes o part d'aquestes qüestions comportaria una complicació considerable, via la introducció de nous paràmetres. Aquest model seria poques vegades aplicable, malgrat el seu hipotètic interès. Probablement el mètode més adequat per a aplicar models tan complexes seria la utilització d'estimacions de màxima versemblança combinades amb mètodes iteratius com és el cas del MULTIFAN, tot i que la regressió no lineal segueix constituint un mètode de simple aplicació i eficaç també amb models complexes, com ja s'ha comprovat.

Al marge de la sincronicitat de les oscil·lacions estacionals, a la figura III.2.19 s'observen diferències clares per a cada edat entre els valors màxims o pics de la taxa de creixement. Aquests màxims depenen tant del creixement total que hi ha durant el període de creixement en qüestió, com de la durada d'aquest. En cas de disposar d'estimacions d'aquests màxims, podrien ésser d'utilitat per a comparar el creixement entre temporades i edats, sempre que es disposés d'una bona sèrie temporal de dades, més gran que la disponible. A més a més, es podria provar de relacionar-los amb variables ambientals, com la temperatura o pluviometria, entre altres. El problema, però, rau en què per a obtenir bones estimacions per a entrar en aquestes comparacions caldria que fossin independents entre si. En l'ajustament del model

sobre les dades d'una mateixa cohort, els màxims de la taxa de creixement de cadascuna de les edats contingudes en la sèrie no són del tot independents. De fet, com ja s'ha explicat anteriorment, en aquest model el coeficient de creixement (K_t) presenta una tendència plana al llarg de l'edat malgrat les oscil·lacions estacionals (vegeu el capítol II.5.3). Com ja s'ha dit, si es disposés de seguiments de cohorts més llargs, l'ajustament segurament seria pitjor, cosa que implicaria estimacions de les màximes taxes de creixement més esbiaixades en una o altra edat. Per tant, una possible opció passaria per aplicar algun model més complex que preveïés alguna forma més làbil de variació temporal del coeficient de creixement, com ara els proposats anteriorment (models 18 i 19). Una altra opció més senzilla, per bé que una mica rudimentària, consistiria en ajustar el model de Pauly 17 a fragments de les sèries temporals de cada cohort, on cada sèrie inclogués un únic període de creixement i els dos *NGT* adjacents, l'anterior i el posterior. D'entre les estimacions originades amb aquest procediment, tan sols t_S tindria sentit, mentre que la resta, inclosa la de *NGT*, s'haurien de descartar per ser esbiaixades. Aplicant aquest procediment a les dades disponibles en aquest treball tan sols s'obtindrien cinc estimacions de taxes màximes de creixement, dues per a la cohort de 1997, dues per a la de 1998 i una més per a la de 1996. Són molt poques, de manera que no s'ha entrat en aquesta via d'anàlisi.

Tornant a les oscil·lacions de la taxa de creixement, s'observa com, a més de ser molt sincròniques entre si, s'ajusten clarament al calendari solar (figura III.2.20). Així, els pics coincideixen quasi perfectament amb el solstici d'estiu, mentre que el període sense creixement encaixa sempre entre els dos equinoccis, sense començar mai abans del de tardor ni acabar més tard del de primavera. Els mínims *NGT* estimats comencen com a molt un mes més tard que l'equinocci de tardor i acaben com a molt aviat un mes abans de l'equinocci de primavera. Així doncs, la temporada sense creixement coincideix en bona mesura amb la tardor i l'hivern astronòmics junts, però sense superar-los mai. En contraposició, la temporada de creixement coincideix amb les estacions de primavera i estiu, tot i que, a voltes, comença a final d'hivern o acaba a començament de tardor. En definitiva, l'evolució intranual de la taxa de creixement va associada a la variació de la durada del dia. Tan sols s'observa un lleuger endarreriment, d'uns pocs dies, dels pics de les taxes de creixement respecte dels solsticis d'estiu, desfasament que es va fer extensible a tota l'oscil·lació. Aquest lleuger desfasament pot estar associat a la variació de la temperatura de l'aigua, que al seu torn està clarament desfasada respecte del calendari solar, amb el màxim cap a finals d'estiu. De tota manera, les oscil·lacions tèrmiques intranuals de l'aigua i l'atmosfera (figures III.2.21 i III.2.22) semblen afectar molt poc la posició de les oscil·lacions del creixement.

La correlació temporal entre la durada del dia i la taxa de creixement, durant la primavera i l'estiu astronòmics (durant la resta de l'any la taxa de creixement és gairebé sempre zero), pot reflectir una relació de causa-efecte entre ambdues. La perca americana és un depredador que caça amb llum de dia. Per tant, és versemblant que: a més hores de llum, més consum, i en definitiva, creixement més ràpid.

Òbviament, la temperatura sí que afecta el creixement, encara que no coincideixin les oscil·lacions d'una i altre. Com és ben sabut, en un poiquilotherm l'augment de la temperatura ambiental provoca l'acceleració del metabolisme. Així, augmenten tant el catabolisme, reflectit en el consum d'oxigen, com l'anabolisme, que es reflecteix en part en el creixement (guany de pes o creació de nous teixits incloses les gònades). Però sempre que disposi de suficient recurs tròfic que permeti que l'assimilació augmenti per sobre del catabolisme, el balanç entre catabolisme i anabolisme és positiu i dóna lloc a un major creixement (Weatherley i Gill 1987).

A la figura III.2.22 s'observa com, efectivament, la taxa de creixement en longitud creix a partir de zero a mesura que la temperatura de l'aigua va en augment. Ara bé, si es comparen els períodes de primavera i tardor, s'observa una clara irregularitat en la relació entre la taxa de creixement i la temperatura. A la primavera el creixement en longitud arrenca quan la temperatura supera els 10 °C, aproximadament, mentre que a la tardor s'atura quan l'aigua encara està força més calenta. La primera observació lliga amb allò que ja s'ha descrit experimentalment per a la perca americana, que presentaria un creixement nul o negligible per sota dels 10 °C i augmentaria linealment amb la temperatura fins als 28 °C aproximadament, per sobre dels quals la taxa de creixement decauria abruptament (McCauley i Kilgour 1990). De fet, Crawshaw (1984) mostra que per sota els 8°C pràcticament s'atura el consum d'aliment. En canvi, sembla clar que hi ha d'haver algun altre factor que expliqui l'aturada tardorenca del creixement amb una temperatura superior a aquesta.

De fet, s'observa també com el període de creixement en longitud coincideix en bona mesura amb el temps en què la columna d'aigua es troba estratificada tèrmicament o en procés d'estratificació. Complementàriament, el període sense creixement en longitud es dóna mentre dura la barreja vertical de la columna d'aigua. Aquest fet pot ésser degut en part a la davallada sobtada de la temperatura de la capa superficial, on es troba majoritàriament l'hàbitat de la perca americana, davallada que es produeix en el moment en què comença la barreja, generalment durant el més d'octubre. Però el fet és que la temperatura de l'aigua durant el principi del període de barreja vertical és aproximadament la mateixa que en el moment en què es donen els màxims en la taxa de creixement. A banda de la durada del dia, amb els possibles efectes ja comentats sobre el creixement, el que diferencia aquests dos moments és precisament l'existència o no d'estratificació tèrmica de la columna d'aigua. Per tant, d'alguna manera, aquest factor influeix sobre el creixement, probablement a través de la seva relació amb la terbolesa de l'aigua. Durant el moment de màxim creixement, la completa estratificació tèrmica de l'Estany de Banyoles comporta entre altres conseqüències que la capa superficial d'aigua sigui menys tèrbola, ja que hi ha molta menys aportació de partícules de sediment en suspensió provinents del fons. En canvi, contràriament, durant el període de barreja vertical de la columna d'aigua, les capes superficials s'enterboleixen com a conseqüència de la major afluença de sediment en suspensió. Pel que fa a la contribució de producció planctònica a la terbolesa de l'aigua superficial, deu ésser molt menor en comparació amb el sediment en suspensió, tot i que de ben segur gens menystenible. Aquesta

producció sol presentar pics a la primavera i a la tardor, després i abans, respectivament, del període de barreja vertical. En definitiva, és molt probable que la major terbolesa de l'aigua durant el període hivernal de barreja vertical de la columna d'aigua dificulti l'activitat depredadora de la perca americana. Amb tot, Reid *et al.* (1999), en un estudi sobre l'efecte de la terbolesa sobre l'eficiència com a piscívor de la perca americana, no han pogut detectar diferències entre aigües de diferent terbolesa.

Finalment, és possible que la variació intranual de la taxa de creixement estigui relacionada amb la variació de la producció de l'Estany de Banyoles, especialment pel que fa a la producció bentònica litoral, en la qual la perca americana centra bona part de la seva estratègia tròfica (Garcia-Berthou 1994). Malauradament, es coneix molt poc o res sobre la quantificació i l'evolució temporal de la producció bentònica de l'Estany. De tota manera, és probable que aquesta evolució es correlacioni també amb el fotoperíode, a més de veure's influïda per altres factors de la limnologia física i química de l'Estany, com ja s'ha descrit en altres ecosistemes lenítics (Margalef 1989).

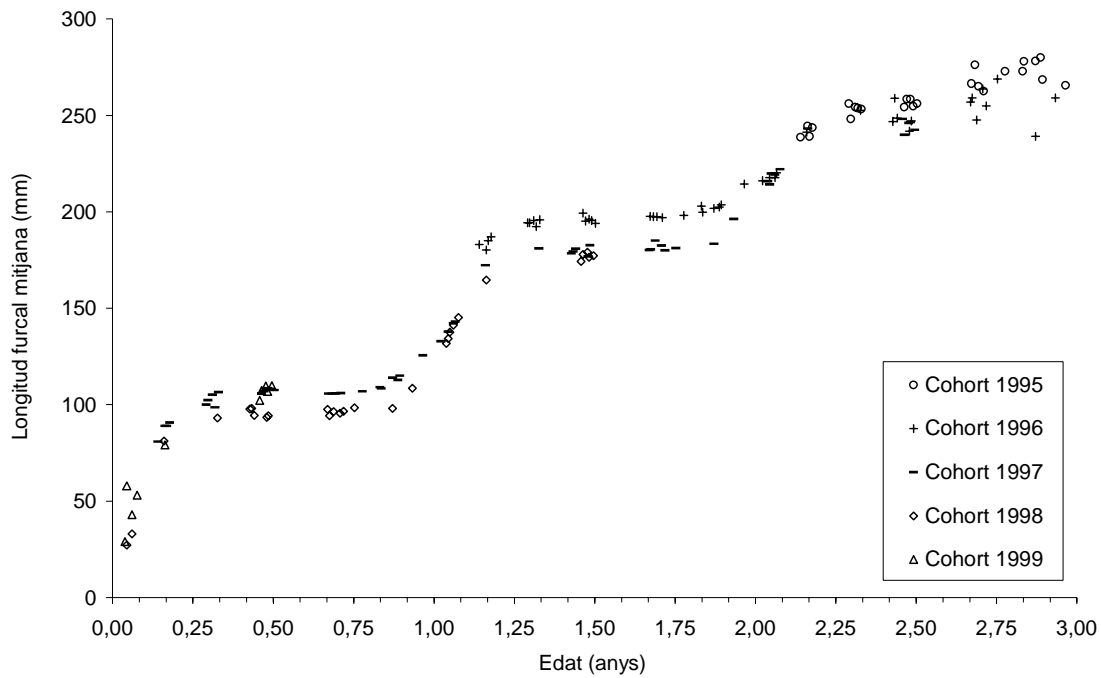


Figura III.2.17 Mitjanes de longitud per cohort i classe d'edat. Edat assignada per separació de classes modals en les distribucions de freqüències de longitud (vegeu la figura II.5.1). Amplitud de classe d'edat: 2 dies (0,0055 anys).

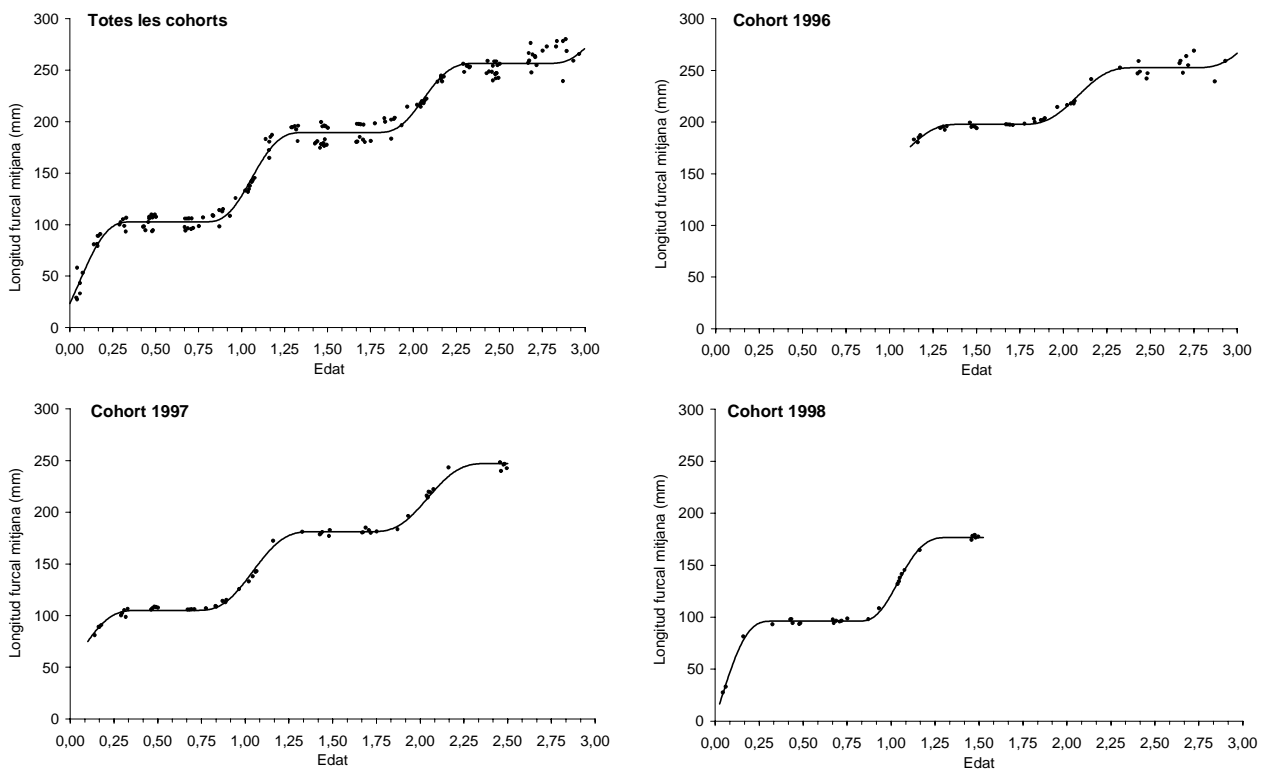


Figura III.2.18 Ajustaments per regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per cohort i classe d'edat del model de creixement de Pauly (model 17; vegeu la taula II.5.3).

Model	Dades	L_{∞}	K'	t_0	t_s	NGT	N	R^2
17	Totes les cohorts	486,3 (35,1)	0,4380 (0,0585)	-0.0841 (0.0248)	0.0717 (0.0060)	0.4147 (0.0413)	162	0.9846
	Cohort 1996	2754.2 (30037.3)	0.0326 (0.3924)	-1.2301 (0.7406)	0.0808 (0.0143)	0.3337 (0.0892)	44	0.9642
	Cohort 1997	669.2 (103.8)	0.2149 (0.0483)	-0.5017 (0.0394)	0.0519 (0.0050)	0.3251 (0.0306)	55	0.9966
	Cohort 1998	293.07 (12.5)	1.0085 (0.0882)	-0.0072 (0.0055)	0.0637 (0.0025)	0.4788 (0.0224)	28	0.9980

Taula III.2.10 Estimació dels paràmetres de creixement del model de Pauly (model 17), a partir de les mitjanes de longitud per cohort i classe d'edat. Els resultats menys rellevants en aquesta anàlisi es mostren en gris.

Font de variació	F	gl	p	η^2
Anells	13650,02	2, 9269	<0,0005	0,7465
Cohort	496,06	4, 9269	<0,0005	0,1763
Anells x Cohort	82,56	2, 9269	<0,0005	0,0175

Taula III.2.11 ANOVA de la longitud furcal. Dades dels hiverns 1997-1998, 1998-1999 i 1999-2000 (límits del període hivernal: 1 de novembre a 15 de febrer). Test de Levenne: $P < 0,0005$.

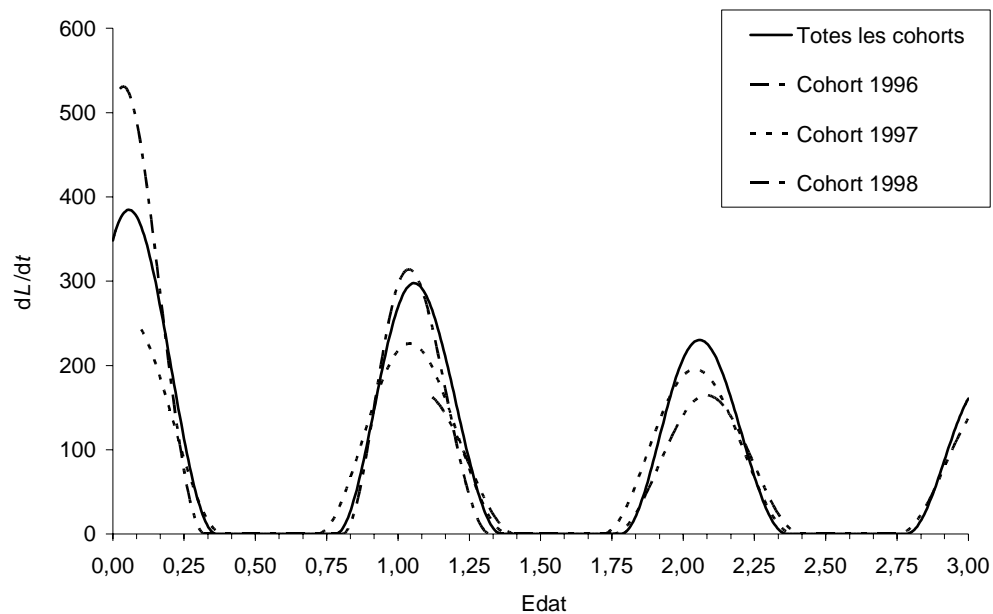


Figura III.2.19 Taxes de creixement en longitud derivades de les estimacions dels paràmetres de creixement del model de Pauly (model 17) obtingudes a partir de les mitjanes de longitud per cohort i classe d'edat (taula III.2.10).

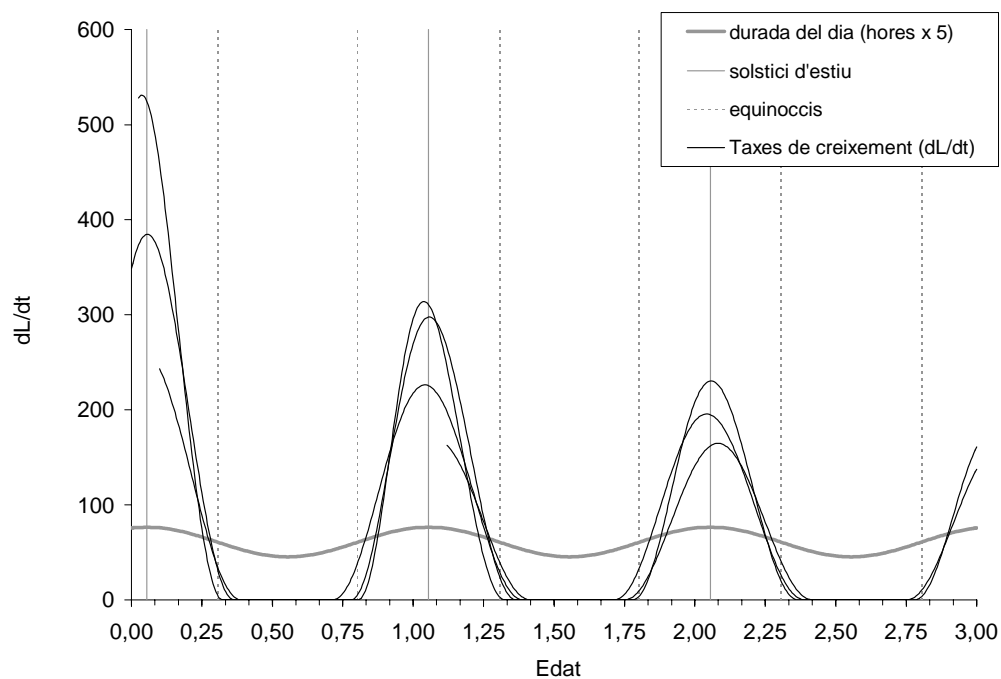


Figura III.2.20 Taxes de creixement (vegeu la figura III.2.10) i fotoperíode a Banyoles .

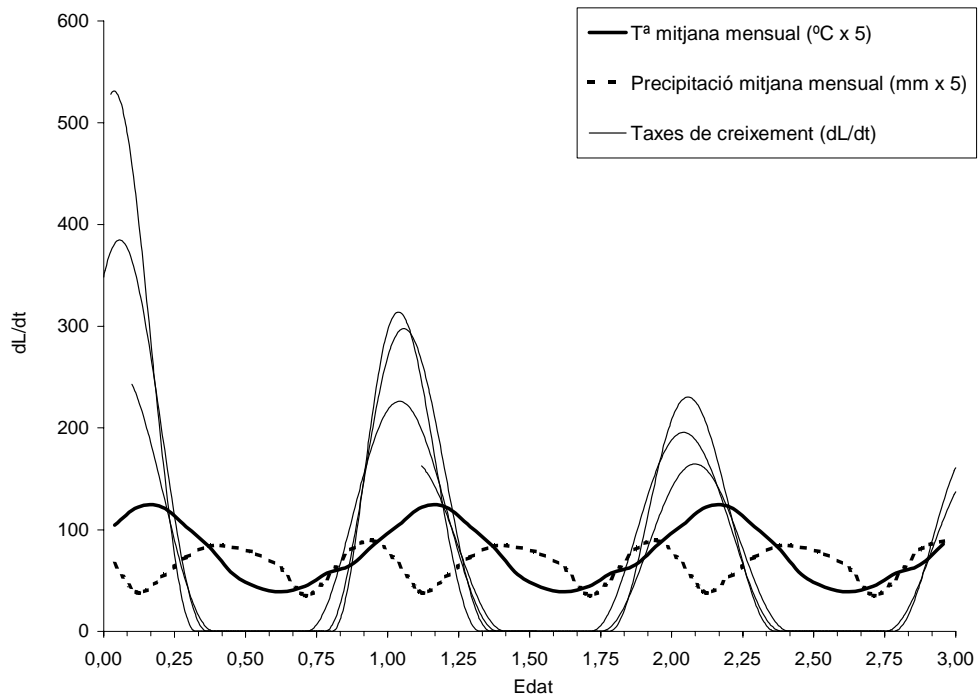


Figura III.2.21 Taxes de creixement (vegeu la figura III.2.19) i clima a Banyoles (mitjanes del període 1984-2002).

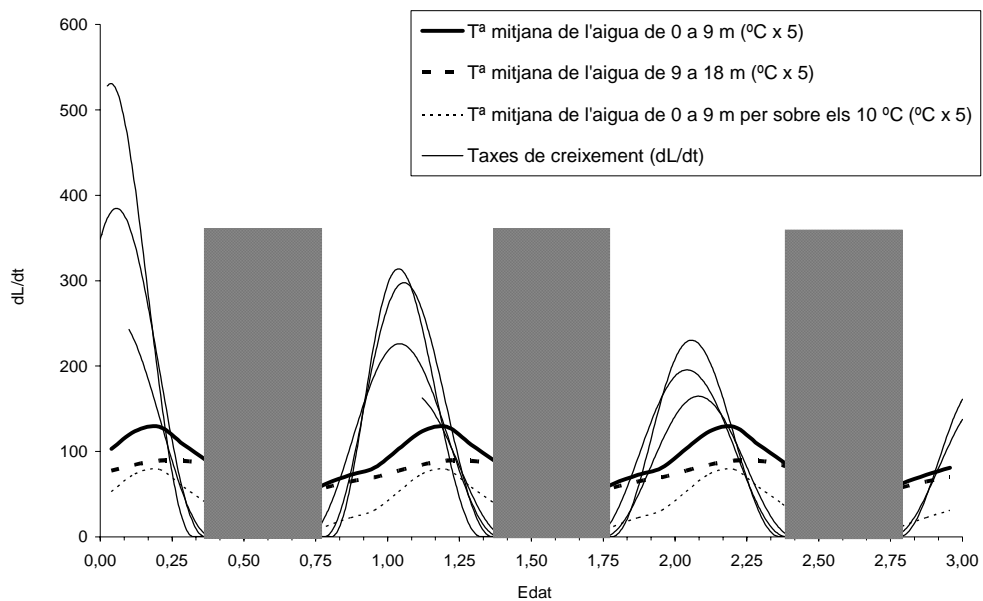


Figura III.2.22 Taxes de creixement (vegi's figura III.2.19) i limnologia física de l'Estany de Banyoles (T^a de l'aigua: mitjanes del període 1998-1999 i entre les cubetes I i IV de l'Estany (Zamora, tesi doctoral en curs)). En gris, èpoques de barreja vertical de la columna d'aigua, sense estratificació tèrmica.

Retrocàlcul

En les anàlisis de retrocàlcul s'han emprat només les mesures fetes sobre els otòlits de la mostra de novembre de 1999, l'única de la qual es disposava d'una quantitat de dades suficient. Prenent aquestes dades, a més, se simplifica l'anàlisi, ja que en aquesta data l'increment des del darrer anell en el radi dels otòlits mesurats es pot considerar complet pel que fa a l'any 1999. A partir del més de novembre, el creixement en longitud de les perques americanes de l'Estany es pot considerar ja aturat, o gairebé, i per tant és d'esperar que passi el mateix amb els otòlits. Per tant, no cal treure de l'anàlisi les mesures de l'increment de radi dels otòlits per a aquest darrer any ni dur a terme cap mena de correcció per a poder-les emprar. No s'ha introduït el factor sexe en l'anàlisi perquè anteriorment ja s'ha mostrat, precisament a partir de les dades de longitud a l'edat de la mateixa mostra, que hi havia molt poques diferències en el creixement entre sexes. A més a més, la divisió de l'anàlisi a través d'un nou factor hauria reduït la precisió dels resultats. Per altra banda, s'ha extret de la mostra el grup d'edat més vell, representat per un únic cas.

En la primera part del mètode aplicat (Weisberg i Frie 1987) s'han analitzat només les dades provinents de les mesures dels otòlits, al marge de les mesures de longitud. En l'anàlisi de la variància realitzada s'ha detectat un efecte molt significatiu tant de l'edat, ben previsible, com de l'any, però no s'ha detectat una interacció significativa entre aquests dos factors (taula III.2.12). De tota manera, les mitjanes per grup (edat x any) mostren que la variació es dona principalment com a conseqüència de l'edat (figura III.2.23). En altres paraules, el creixement dels otòlits no es mostra gaire variable d'un any per l'altre, malgrat que s'ha detectat un efecte general significatiu pel factor any. Això també es posa de manifest en l'estimació dels efectes per edat i per any (taula III.2.13), en què s'observa com pràcticament tots els efectes anuals són inferiors als de les edats. Fins i tot per a les edats més avançades, en les quals el creixement ja és ben escàs, l'efecte de l'edat resulta ser gairebé sempre més gran que el de l'any en curs en el moment en què s'ha produït el creixement. A més a més, només l'efecte de l'any 1995 és significativament diferent de zero, mentre que, en canvi, tots els efectes de les diferents edats ho són.

En la segona part del mètode, s'ha dut a terme una anàlisi de covariància amb la longitud furcal com a variable, el radi de l'otòlit com a covariable i l'edat com a factor de separació (taula III.2.14). En el disseny preliminar no s'ha detectat heterogeneïtat significativa de pendents, per la qual cosa s'ha pogut realitzar amb més garanties el disseny final típic de l'ANCOVA, que, com era d'esperar, ha posat de manifest els efectes significatius tant de la covariable com del factor edat. De tota manera, en aquest cas l'objectiu principal de l'ANCOVA és l'estimació aparellada que es porta a terme dels paràmetres de les rectes de regressió per grup d'edat, cadascuna amb un mateix pendent (β_1) però diferents ordenades a l'origen (β_0) (taula III.2.15). A partir d'aquests paràmetres, i dels efectes de l'ANOVA dels increments de radi dels otòlits, s'han estimat els efectes separats de cada edat i any sobre la longitud (taula III.2.16). Aquests darrers efectes mostren aproximadament la mateixa situació

que els primers efectes calculats. De fet, més que pel seu propi interès, tan sols s'han de considerar com un pas intermedi per al retrocàlcul pròpiament dit de les longituds mitjanes per edat i any (figura III.2.24), que constitueix el tercer i darrer pas del mètode emprat.

Per a una edat en concret, les longituds mitjanes retrocalculades es mostren molt poc variables d'un any per l'altre. Així doncs, el creixement en longitud de la perca americana a l'Estany de Banyoles sembla ser mol regular i estable, amb poques variacions interanuals. Aquesta norma sembla trencar-se només per algunes irregularitats que apareixen en els creixements anuals dels individus més vells (dues darreres edats), cosa que possiblement sigui deguda als pocs casos observats d'aquests i que afectaria l'exactitud del mètode aplicat, especialment en la segona part. Aquestes irregularitats poden també ésser degudes a hipotètiques diferències entre sexes, segurament més acusades a mesura que els peixos creixen, però que en cas d'existir no es fan gairebé gens paleses a partir de les dades disponibles.

Finalment, s'han emprat els resultats derivats del retrocàlcul per a ajustar el model de creixement de Von Bertalanffy. Donat que aquest tipus de dades no conté informació sobre l'evolució intranual de la longitud, no es poden aplicar models de creixement amb estacionalitat. L'ajustament del VBGM s'ha dut a terme mitjançant tres procediments diferents (A, B i C). Els dos primers procediments s'han aplicat sobre els increments de longitud retrocalculats i es basen en el mètode III (taula II.5.4), mentre que el tercer procediment, basat senzillament en la regressió no lineal, s'ha aplicat sobre les longituds retrocalculades. El mètode III esmentat consisteix en l'ajustament d'un model que incorpora l'edat inicial (t_1) com a variable independent, a més de l'increment d'edat o temps (Δt), però això no representa cap problema, ja que en el cas de dades provinents del retrocàlcul sempre es coneix l'edat inicial perquè s'assigna al mateix temps que es mesuren els increments de radi dels otòlits, essent dos processos completament interdependents. En canvi, dels diferents mètodes descrits anteriorment per a l'anàlisi dels increments de longitud retrocalculats, els mètodes I i IV s'han de descartar en aquest cas perquè els períodes de temps (Δt) són massa llargs (1 any), cosa que converteix les ràtios $\Delta L/\Delta t$ en estimacions molt inexactes de les taxes de creixement (dL/dt). El mètode II també és descartable perquè el model ajustat inclou la longitud inicial en el període (L_1) com a variable independent, quan és preferible no utilitzar les longituds retrocalculades sinó només els increments de longitud retrocalculats, tal com s'ha suggerit en el capítol de mètodes, ja que, per la forma com s'han obtingut, les primeres no són independents mentre que els segons tenen més opcions de ser-ho. Precisament per aquest mateix motiu, el procediment preferible és l'A, en segon terme el B, i en darrer lloc el C. El procediment A s'ha aplicat sobre els increments mitjans anuals de longitud retrocalculats, mentre que el B s'ha aplicat també sobre els increments mitjans de longitud retrocalculats però en aquest cas resultants de totes les combinacions contigües possibles a partir dels increments anuals.

Pel que fa a la segona fase del mètode III, aplicat en els procediments A i B, en tots dos casos s'ha dut a terme sobre dos conjunts de dades diferents, per una banda les longituds mitjanes

retrocalculades, i per l'altra les longituds a l'edat observades corresponents a la mostra original utilitzada per al retrocàlcul.

Font de variació	F	gl	P
Edat	333,35	7, 1397	<0,0005
Any	7,08	7, 1397	<0,0005
Edat x Any	1,37	21, 1397	0,1203

Taula III.2.12 ANOVA dels increments anuals en el radi de l'otòlit. Contrast de Levene: $P < 0,0005$. Ponderació per l'invers de l'edat.

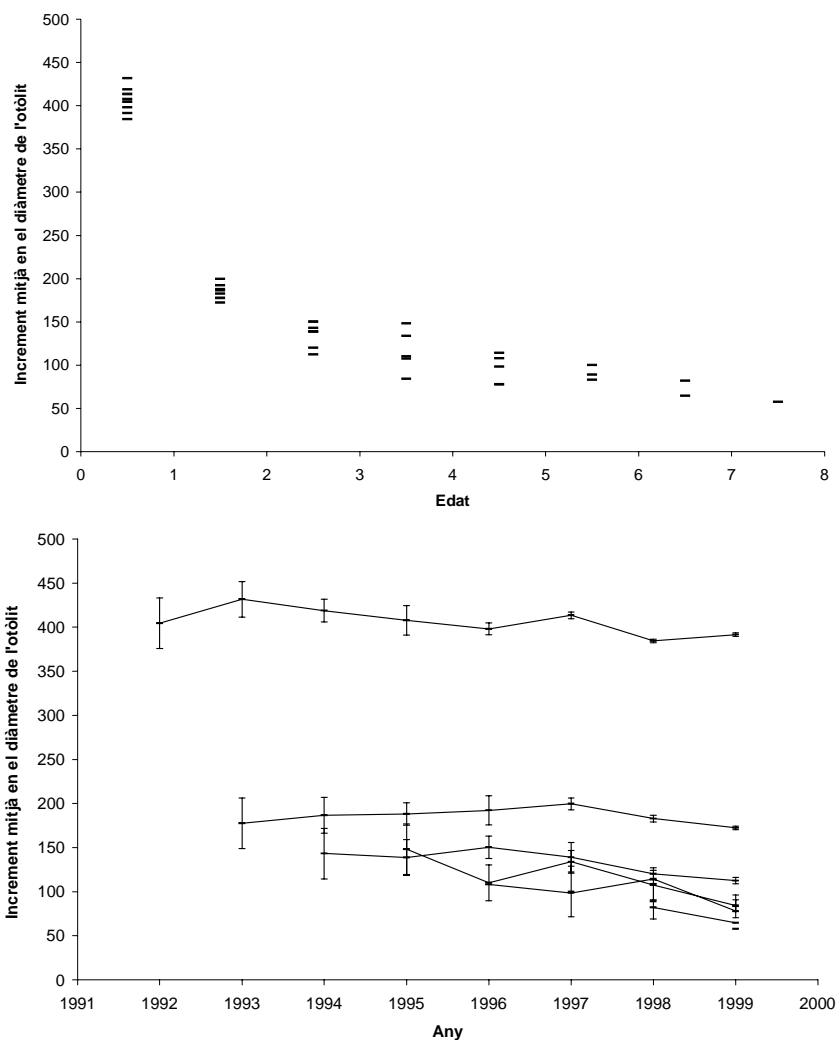


Figura III.2.23 Mitjanes dels increments anuals en el radi de l'otòlit per any i edat. En el gràfic de baix se'n mostren, a més, els errors típics (barres verticals). Les línies uneixen les mitjanes corresponents a la mateixa edat.

Edat	Estimació de l'efecte	Error típic	t	P	Any	Estimació de l'efecte	Error típic	t	p
0,5	391,49	6,42	60,9570	<0,0005	1992	13,01	21,30	0,6105	0,5416
1,5	172,26	2,04	84,3912	<0,0005	1993	5,39	20,41	0,2641	0,7917
2,5	112,39	2,06	54,5004	<0,0005	1994	30,81	20,41	1,5094	0,1314
3,5	84,24	3,71	22,7179	<0,0005	1995	63,96	20,65	3,0981	0,0020
4,5	77,86	6,77	11,5011	<0,0005	1996	30,19	21,41	1,4102	0,1587
5,5	83,27	16,58	5,0213	<0,0005	1997	16,78	26,22	0,6401	0,5222
6,5	64,72	12,84	5,0386	<0,0005	1998	17,33	24,03	0,7212	0,4709
7,5	57,70	20,31	2,8410	<0,0005	1999	0,00	0,00	-	-

Taula III.2.13 Estimació dels efectes de l'edat i l'any sobre l'increment anual del radi de l'otòlit.

Disseny	Font de variació	F	Gl	P
Preliminar (P=0,0048)	Radi	25,72	1, 500	<0,0005
	Edat	6,65	8, 500	<0,0005
	Edat x radi	1,99	7, 500	0,0548
Definitiu (P<0,0005)	Radi	91,62	1, 500	<0,0005
	Edat	33,38	8, 500	<0,0005

Taula III.2.14 ANCOVA de la longitud furcal amb el radi de l'otòlit com a covariable. Entre parèntesis, resultats del contrast de Levene. Variable ponderada per l'invers de l'edat.

paràmetre	Estimació	error típic	T	P
β_1	0,2033	0,0212	9,5718	<0,0005
$\beta_{0,0,5}$	30,6695	8,6107	3,5618	<0,0005
$\beta_{0,1,5}$	62,3106	11,8868	5,2420	<0,0005
$\beta_{0,2,5}$	98,5691	15,1356	6,5124	<0,0005
$\beta_{0,3,5}$	123,7056	17,3743	7,1200	<0,0005
$\beta_{0,4,5}$	154,2643	20,8707	7,3914	<0,0005
$\beta_{0,5,5}$	176,6919	30,0473	5,8805	<0,0005
$\beta_{0,6,5}$	158,0722	28,7433	5,4994	<0,0005
$\beta_{0,7,5}$	248,7289	37,7631	6,5866	<0,0005

Taula III.2.15 Estimació dels paràmetres de les regressions per grup d'edat entre la longitud i el radi de l'otòlit.

Edat	Estimació de l'efecte	Error típic	T	P	Any	Estimació de l'efecte	Error típic	t	p
0,5	110,25	12,04	9,1567	<0,0005	1992	2,64	4,34	0,6093	?
1,5	66,66	15,13	4,4049	?	1993	1,10	4,15	0,2640	?
2,5	59,10	19,40	3,0470	?	1994	6,26	4,20	1,4910	?
3,5	42,26	23,12	1,8275	?	1995	13,00	4,41	2,9476	?
4,5	46,39	27,24	1,7028	?	1996	6,14	4,40	1,3951	?
5,5	39,35	36,78	1,0699	?	1997	3,41	5,34	0,6387	?
6,5	-5,46	41,69	-0,1311	?	1998	3,52	4,90	0,7191	?
7,5	102,39	47,65	2,1486	?	1999	0,00	0,00	-	-

Taula III.2.16 Estimació dels efectes de l'edat i l'any sobre l'increment anual de longitud furcal.

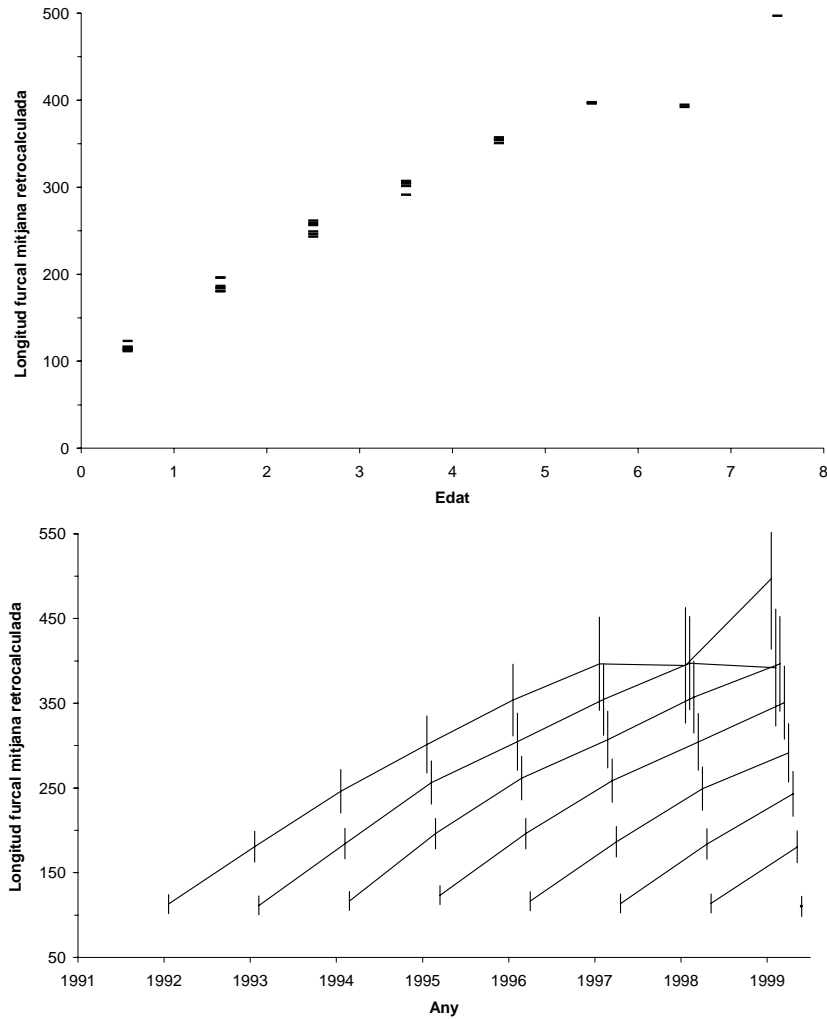


Figura III.2.24 Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades. En el gràfic de baix se'n mostren, a més, els errors típics (barres verticals). Les línies uneixen les mitjanes consecutives de la mateixa cohort.

Procediment	Mètode	Fase	Dades	L_{∞}	K	t_0	N	R^2
A	III	1 ^a	Mitjanes dels increments anuals de longitud retrocalculats	-	0,2375 (0,0322)	-	36	0,6796
		2 ^a	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	508,7 (6,5)	-	-0,4938 (0,0537)	36	0,9813
			Longituds furcals observades	489,3 (5,3)	-	-0,3866 (0,0391)	501	0,8383
B	III	1 ^a	Mitjanes dels increments de longitud retrocalculats	-	0,1909 (0,0109)	-	120	0,9644
		2 ^a	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	563,3 (6,7)	-	-0,6467 (0,0521)	36	0,9861
			Longituds furcals observades	547,8 (6,34)	-	-0,5413 (0,0425)	501	0,8439
C	-	-	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	657,7 (56,0)	0,1424 (0,0213)	-0,8529 (0,1181)	36	0,9878

Taula III.2.17 Estimació dels paràmetres del model de creixement de Von Bertalanffy, i dels seus errors típics (entre parèntesis), a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant tres procediments alternatius. Mètodes: procediments A i B, vegeu la taula II.5.4; procediment C, regressió no lineal.

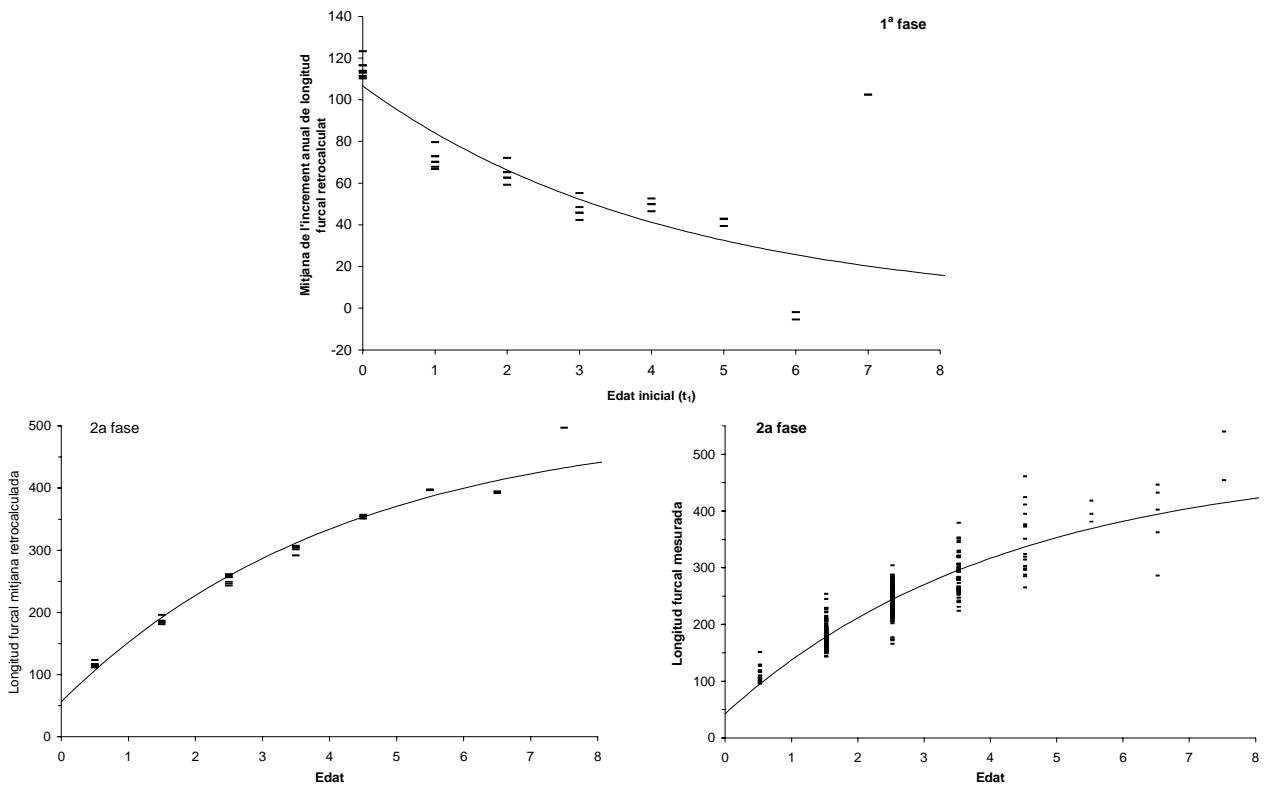


Figura III.2.25 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment A (taula II.5.4).

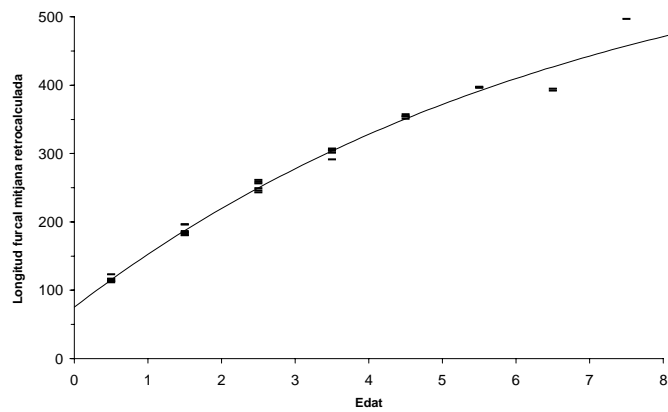


Figura III.2.26 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment C (taula II.5.4)

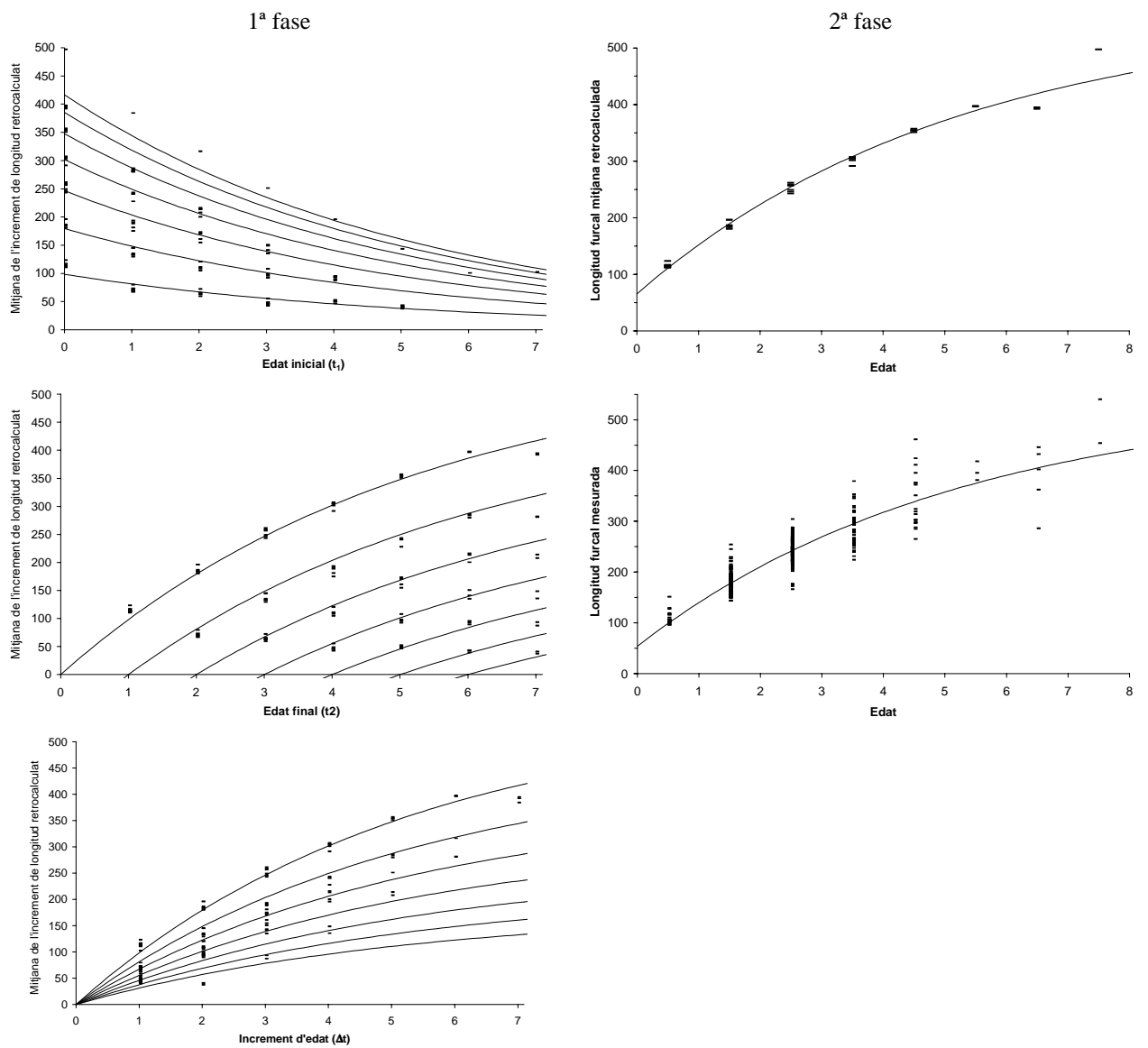


Figura III.2.27 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment B (taula II.5.4).

III.2.2 Comparació del creixement de la població de Banyoles amb altres poblacions

La comparació directa de les mitjanes de longitud per edat de diferents poblacions corresponents a diferents estats de Nord-Amèrica (zona d'origen de la perca americana) amb les mitjanes de longitud per edat de la població de Banyoles (figura III.2.28) posa de manifest que aquesta darrera presenta un creixement mig situat a la banda baixa del conjunt de les trajectòries observades. Per tant, aparentment les perques de l'Estany creixen menys que en bona part de les poblacions nordamericanes, mentre que només creixen més que una petita part d'aquestes poblacions. Tot i això, la longitud màxima assolida a Banyoles és considerablement alta, si es compara amb les longituds màximes mitjanes del gràfic. Aquest fet, però, és atribuïble sobretot a l'elevada longevitat que també presenta la perca a l'Estany, per sobre de la major part dels grups de poblacions introduïts en la comparació.

McCauley i Kilgour (1990), a partir d'un ampli conjunt de dades disponibles prèviament, han ajustat un model lineal que relaciona el creixement de la perca americana al llarg de la seva àrea de distribució a Nord-Amèrica amb una mesura de la temperatura ambiental a cada localitat, anomenada TGU (figura III.2.29). El creixement predit per a la població de l'Estany de Banyoles d'acord amb aquest model ajustat es troba clarament per sobre de l'observat, fet que indicaria la probable presència d'altres factors que limiten el creixement de l'espècie.

Per altra banda, a la taula III.2.18 es mostra una recopilació d'estimacions dels paràmetres de creixement principals (L_∞ , K i t_0) del VBGM per a diferents poblacions de perca americana. S'hi han inclòs dos triplets d'estimacions dels paràmetres per a la població de Banyoles obtinguts en l'ajustament del model de Somers mitjançant regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat, per una banda, o bé sobre les mitjanes per classe d'edat, per l'altra. S'han escollit les estimacions amb el model de Somers (model 6) perquè aquest s'ha ajustat sempre millor que el VBGM simple (model 9). Pel que fa als resultats obtinguts amb la resta de models utilitzats en aquest treball, i malgrat que sovint presenten millors ajustaments que els dos models ara esmentats (taules III.2.11 i III.2.12), no s'han utilitzat en les comparacions amb altres poblacions perquè els seus paràmetres no són comparables, ja sigui perquè no són els mateixos o perquè no tenen les mateixes unitats (cas de K respecte de K).

Com es pot veure, la població de Banyoles es troba a la banda alta pel que fa a les estimacions recollides del paràmetre L_∞ . En canvi, pel que fa a K , Banyoles presenta uns valors més aviat baixos, fet previsible donada la correlació negativa que en general s'acostuma a donar entre les estimacions de L_∞ i K , i que en el cas concret de la perca americana es fa ben evident a la figura III.2.30.A. Semblantment a com passa amb el model al·lomètric utilitzat per a descriure la relació entre la longitud i el pes, en el qual les estimacions dels paràmetres a i b també es mostren sempre molt correlacionades, la correlació entre L_∞ i K sembla tenir almenys dues causes.

En primer lloc, una part de la covariació entre aquests dos paràmetres es deriva de l'aplicació dels mètodes d'ajustament del model de creixement sobre mostres que no sempre representen igualment bé les poblacions. Així, aplicant diferents mètodes sobre mostres contemporànies provinents de la mateixa població, com s'ha fet en aquest treball, s'obtenen estimacions dels paràmetres de creixement no coincidents però si molt correlacionades (figura III.2.31). Això es deu al fet que en totes les mostres les dades són en bona mesura coincidents, especialment pel que fa als grups d'edat més representats, la qual cosa força el mètode, sigui quin sigui, a assolir un ajustament que sempre ha de passar per les mateixes coordenades on aproximadament es troben aquestes dades. Si, per exemple, aquest ajustament es plasma en una trajectòria amb una L_{∞} elevada, la K estimada al mateix temps ha d'ésser baixa per a que aquesta trajectòria passi per les coordenades esmentades abans, i viceversa. Per tant, tenint en compte tot això és d'esperar que hi hagi una forta correlació entre les estimacions derivades de mostres de la mateixa població preses en el mateix moment o durant el mateix període, encara que s'apliquin diferents mètodes. Això no vol dir, és clar, que totes les estimacions siguin igualment vàlides. Com és lògic, n'hi haurà un parell que s'atansaran més als valors poblacionals, encara que no sempre serà possible conèixer quines són, mentre que algunes altres estimacions poden estar fortament esbiaixades.

L'efecte de les diferències entre mostres sobre les estimacions dels paràmetres de creixement es pot analitzar més detalladament mitjançant les simulacions que apareixen a la figura III.2.31. En aquestes simulacions s'ha partit de la mateixa població hipotètica de base, amb uns perfils de creixement i mortalitat predefinitos i constants en el temps i entre simulacions. D'aquesta població invariable s'han extret una sèrie de grups de mostres aplicant quatre corbes diferents de selectivitat i , per a cadascuna d'aquestes, set probabilitats de captura màxima, de tal manera que s'ha obtingut un total de vint-i-vuit grups de mostres de la població, diferents tant en la grandària (captures totals) com en la distribució de longituds observades. Cada grup de mostres està format per vuit mostres preses consecutivament i amb periodicitat regular durant un any, per tal de poder obtenir la informació necessària per a ajustar correctament el model de creixement estacional de Somers, utilitzat per a descriure el creixement de la població de base. Finalment s'han ajustat tant el model de Somers com el VBGM senzill mitjançant regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat derivades de cadascun dels grups de mostres. En cas d'haver-se ajustat sobre les dades originals de cada grup de mostres, en comptes de les mitjanes per classe d'edat, les diferències entre les estimacions dels paràmetres de creixement encara haurien estat més grans. De la mateixa manera, aquestes diferències també s'haurien vist amplificades si s'haguessin desenvolupat simulacions estocàstiques, introduint almenys algun grau de variabilitat lligada a l'atzar en algun punt del procés, per exemple durant l'extracció de captures. El fet d'utilitzar simulacions completament determinístiques permet centrar la qüestió purament en l'efecte de les diferències entre les mostres degudes a les diferències en els patrons de capturabilitat. Evidentment, també hauria estat possible aconseguir mostres diferents provinents de

poblacions hipotètiques amb un creixement idèntic, introduint diferents perfils de mortalitat per a cadascuna d'elles.

Com es pot veure en el resultat de les simulacions, a mesura que els grups de mostres analitzats són menys representatius de la població hipotètica de base, més esbiaixades resulten les estimacions dels paràmetres de creixement L_{∞} i K . És a dir que, com era d'esperar, com més petites són les mostres, més biaix es dona en els resultats finals. Això succeeix sigui quin sigui el patró de selectivitat en la tècnica de pesca, encara que a mesura que s'iguali la probabilitat de captura al llarg de l'espectre de longitud (a mesura que els perfils de selectivitat es fan més plans) els baixos finals en els paràmetres són menors, ja que és precisament aquesta selectivitat dependent de la longitud allò que provoca que les mostres petites siguin poc representatives de la població. També hi contribueix, però, la mortalitat, ja que els grups d'edat més vells tenen menys probabilitat d'aparèixer a les mostres com més petites són aquestes i com més acusada és la mortalitat. Al mateix temps, s'observa que els biaixos en les estimacions dels paràmetres de creixement són majors quan s'ajusta el VBGM sense estacionalitat i menors quan s'ajusta la variant del model amb estacionalitat (model de Somers). En qualsevol cas, però, les estimacions d'aquests paràmetres sempre estan fortament correlacionades.

Per altra banda, les simulacions fetes també han permès avaluar el biaix que es produeix sobre les mitjanes de longitud per grup d'edat com a conseqüència també de la selectivitat en la tècnica de captura. Aquest biaix varia d'un grup d'edat a l'altre, però en general és molt petit sempre que les diferències entre les probabilitats de captura d'aquests grups són també petites, com en el cas de la simulació de la figura III.2.31.D. Quan la corba de selectivitat presenta pendents més marcats, com en el cas més extrem de la simulació de la figura III.2.31.A, aquests biaixos assoleixen màxims majors en les longituds on es produeix el canvi més fort de capturabilitat. En el cas del mostreig realitzat mitjançant pesca elèctrica sobre la població de perca americana de l'Estany de Banyoles, la capturabilitat no varia d'una manera tan marcada al llarg de la longitud. Així, com es veurà més endavant, la selectivitat presenta una forma més semblant a la simulació A que a la B, fet que indica que els possibles biaixos en les mitjanes de longitud per grup d'edat obtingudes en aquest estudi són, en cas d'existir, probablement molt petits i en definitiva menystenibles. Això ja s'ha apuntat a la discussió dels resultats de l'anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN quan s'han descartat els ajustaments amb models que preveien un biaix important en el primer grup d'edat.

Segonament, la correlació entre els valors estimats de L_{∞} i K per a diferents poblacions de la mateixa espècie també és deguda a les característiques intrínseques de la mateixa espècie, més enllà de l'efecte produït per les diferències en la forma i grandària de les mostres. Al marge de possibles diferències genètiques entre les poblacions d'una mateixa espècie que puguin explicar una certa part de les diferències existents en el creixement, les variacions interespecífiques d'aquest són sobretot degudes a factors ambientals. Ara bé, dins una mateixa espècie no sembla donar-se qualsevol forma possible de creixement, que es reflecteixi en

qualsevol combinació de valors de L_{∞} i K , dins uns marges mínims i màxims. El fet que existeixi una forta correlació entre els dos paràmetres indica més aviat que les diverses formes de creixement es redueixen a una casuística més estreta. Així, en general es pot afirmar que per a una mateixa espècie algunes poblacions creixen més ràpidament, si més no durant els primers anys de vida, tot i que, en contrapartida, creixen menys, és a dir, atenyen una longitud màxima inferior. I viceversa. Aquest balanç compensatori queda reflectit en el pendent i l'ordenada a l'origen de la recta de regressió entre els dos paràmetres de creixement (transformats logarítmicament). Com ja s'ha apuntat en el capítol de mètodes, el valor d'aquest pendent acostuma a trobar-se al voltant de 2, tot i que és possible que variï d'una espècie a l'altra en funció de les seves característiques morfològiques i fisiològiques. En canvi, el valor de l'ordenada a l'origen (\emptyset' quan es fixa el pendent a 2; vegeu el capítol II.5.3) varia notablement d'una espècie a l'altra.

Naturalment, com que la correlació entre els paràmetres L_{∞} i K no és total en cap espècie, hi ha un cert marge per a analitzar la dispersió al voltant de la recta de regressió entre els dos paràmetres (transformats logarítmicament). Això es pot fer mitjançant l'anàlisi dels residus o bé mitjançant l'anàlisi dels valors de \emptyset' prèviament calculats per a cada població, que en la perca americana pràcticament coincideixen amb els primers perquè el pendent estimat de la regressió és molt proper a 2 (figura III.2.30). Lluny d'ésser aleatòria, aquesta dispersió sembla ésser deguda a l'efecte de l'ambient, tot i que l'única variable ambiental disponible és la temperatura mitjana. La temperatura es correlaciona positivament i molt significativa amb \emptyset' , però també amb K , i en canvi no ho fa amb L_{∞} (figura III.2.30). Especialment la primera d'aquestes dues correlacions indica que el creixement és més ràpid com més alta és la temperatura, independentment de la longitud cap a la qual es tendeix, cosa que era d'esperar ja que el metabolisme s'accelera a mesura que augmenta la temperatura (Beitinger i FitzPatrick 1979, Wrenn 1980, Rice *et al.* 1983, Cincotta *et al.* 1984, Crawshaw 1984). La longitud asimptòtica, per la seva banda, no sembla veure's influïda per la temperatura, tot i que és possible que altres factors ambientals no considerats aquí, com ara l'estabilitat del medi o la seva productivitat, expliquin la seva variació. Per altra banda, com ja s'ha mostrat abans, les estimacions d'aquest paràmetre poden ésser fortament esbiaixades si no es disposa de mostres ben representatives de la població.

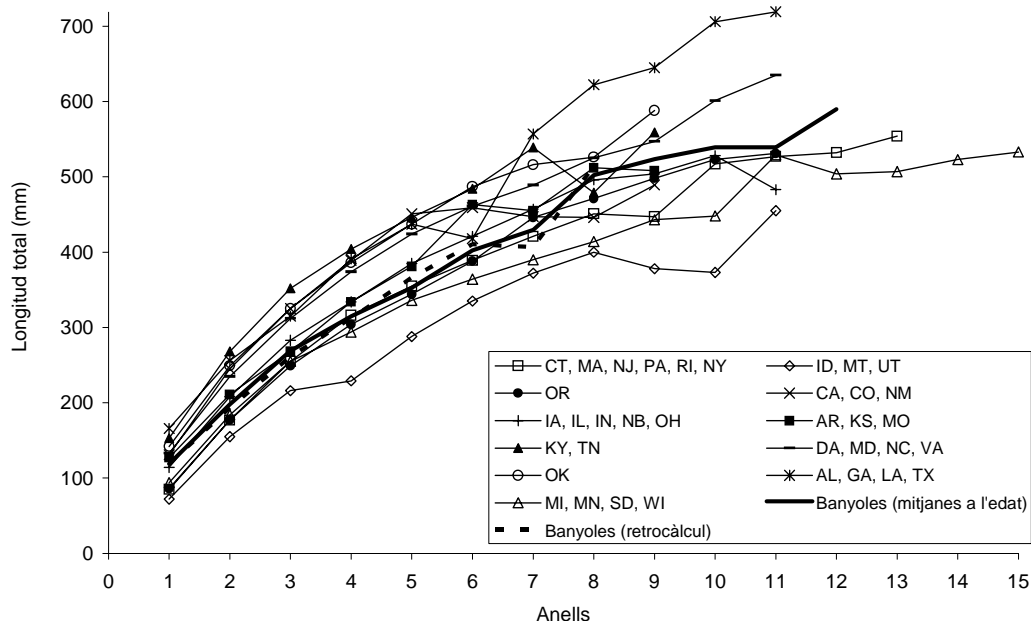


Figura III.2.28 Longitud total retrocalculada mitjana per a diferents estats o grups d'estats veïns de l'Amèrica del Nord (Carlander 1969), i longituds totals (obtingudes a partir de les longituds furcals mitjançant la relació $LT=0,160+1,034 \cdot LF$ (Carlander 1969)) per a la població de perca americana de l'Estany de Banyoles.

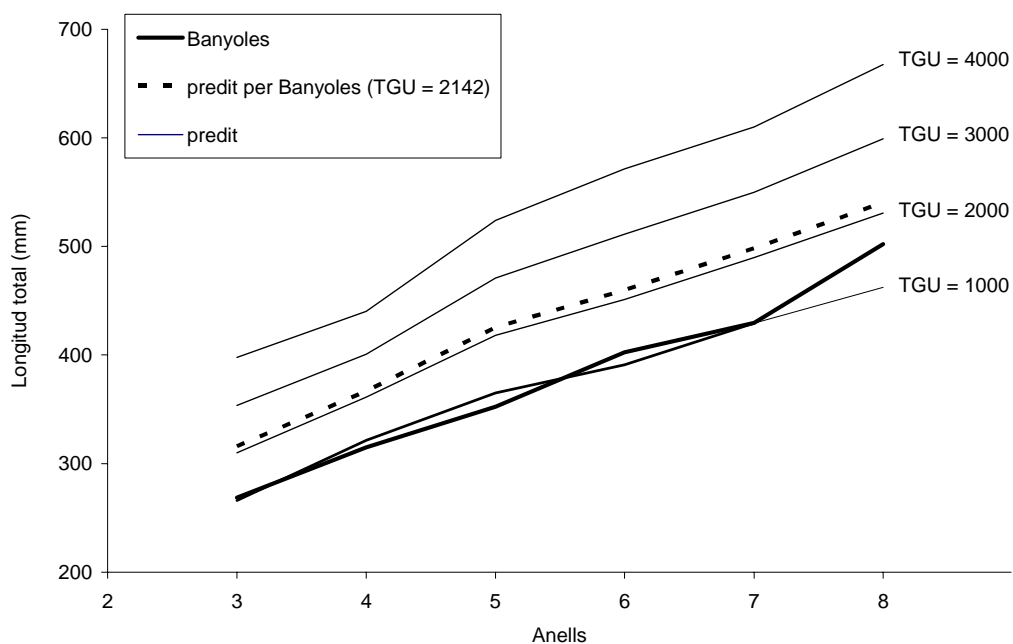


Figura III.2.29 Longituds totals observades i predites per a la perca americana mitjançant el model lineal ajustat per McCauley i Kilgour (1990) per a la perca americana a Nord-Amèrica, a partir de les dades disponibles a Carlander (1969). Aquest model relaciona el creixement anual amb les unitats tèrmiques de creixement (TGU, de l'anglès "thermal growth units") expressades en graus-dia, calculades sobre diagrames climàtics estimant l'àrea compresa entre la corba de temperatures mitjanes mensuals de l'aire i una línia recta horitzontal situada als 10 °C (per sota d'aquesta temperatura s'ha comprovat que el creixement en longitud és negligible). A Banyoles s'ha estimat que TGU = 2142 graus-dia.

L_{∞} (cm)	K (anys ⁻¹)	t_0 (anys)	Tipus longitud	Temp. mitjana anual (°C)	\emptyset'	Estat	Localitat
40,5 ^d	0,498	-0,07	LE		2,916	Japó	Lakes Shorenji and Nishinko
50,5	0,31	0,41	LT		2,9	EUA	Lake Rebecca, Minnesota
51,0	0,36		LT	19,7	2,97	EUA	Louisiana
51,0	0,282		LT		2,87	Italy	Lake Trasimeno, 1993-94
51,6	0,34		LT	13,2	2,96	EUA	Maryland
52,9	0,22		LT	8,6	2,79	EUA	New York
53,8	0,22		LT	6,3	2,8	EUA	Maine
54,2	0,29		LT	13	2,93	EUA	Delaware
54,3	0,29		LT	16,8	2,93	EUA	Arkansas
55,0	0,19		LT	6,3	2,76	EUA	Wisconsin
55,4	0,2		LT	7,6	2,79	EUA	Michigan
55,5 ^c	0,3		LF	26	2,965	Nova Caledònia	Yate Lake, 1992-97
56,0	0,19		LT	5,2	2,78	Canadà	Ontario
56,3	0,23		LT	18,9	2,86	EUA	Georgia
56,5	0,22		LT	9,3	2,85	EUA	Connecticut
56,6	0,31		LT	16,2	3	EUA	Oklahoma
56,9	0,21		LT	13,2	2,83	EUA	Missouri
57,3	0,3		LT	12,1	2,99	EUA	Illinois
57,3	0,28		LT		2,96	Itàlia	Montedoglio Reservoir, 1993-94
57,9	0,22		LT	9,7	2,87	EUA	Rhode Island
58,9	0,16	-0,3	LT		2,74	EUA	Lake Rebecca, Minnesota
59,2	0,16		LT	5,9	2,75	Canadà	British Columbia
59,3	0,16		LT	19,4	2,75	EUA	Mississippi
60,4	0,22		LT	14,3	2,9	EUA	Kentucky
60,5	0,18		LT	9,2	2,82	EUA	Massachusetts
61,5	0,2	-0,11	LT	15	2,88	EUA	
61,9	0,26		LT	21,7	3	EUA	Florida
62,5	0,28		LT	17,9	3,04	EUA	Alabama
62,6	0,15		LT	8,8	2,77	EUA	Washington
63,5	0,26		LT	13	3,02	EUA	Virginia
63,8	0,16		LT	8,5	2,81	EUA	Idaho
64,0	0,24		LT	15,6	2,99	EUA	North Carolina
65,1	0,17		LT	10,4	2,86	EUA	Oregon
66,1	0,19		LT	9,5	2,92	EUA	Iowa
66,6	0,21		LT	14,7	2,97	EUA	Tennessee
66,8 ^c	0,161	-0,273	LF	15	2,856	PPCC	Banyoles ^a
69,5	0,11		LT	8,5	2,73	EUA	Pennsylvania
69,8	0,14		LT	10,2	2,83	EUA	Ohio
71,0 ^c	0,134	-0,88	LF	15	2,829	PPCC	Banyoles ^b
71,6	0,11		LT	8,1	2,75	EUA	South Dakota
89,2	0,07		LT	7,1	2,75	EUA	Montana
91,1	0,08		LT	15,7	2,82	EUA	New Mexico
126,0	0,06		LT	9,3	2,98	EUA	Utah

Taula III.2.18 Recopilació d'estimacions de diferents poblacions de perca americana dels paràmetres L_{∞} , K i t_0 del VBGM (Froese i Pauly 2003). ^a estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les mitjanes per classe d'edat; ^b estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les dades originals; ^c estimació original transformada a l'equivalent en longitud total mitjançant la relació $LT = 0,160 + 1,034 \cdot LF$ (Carlander, K.D., 1977. Handbook of freshwater fishery biology, volume 2.. The Iowa State University Press, Ames, Iowa.); ^d estimació original transformada a l'equivalent en longitud total mitjançant la relació $LT = 0,160 + 1,034 \cdot LE$ (Carlander, K.D., 1977. Handbook of freshwater fishery biology, volume 2.. The Iowa State University Press, Ames, Iowa.)

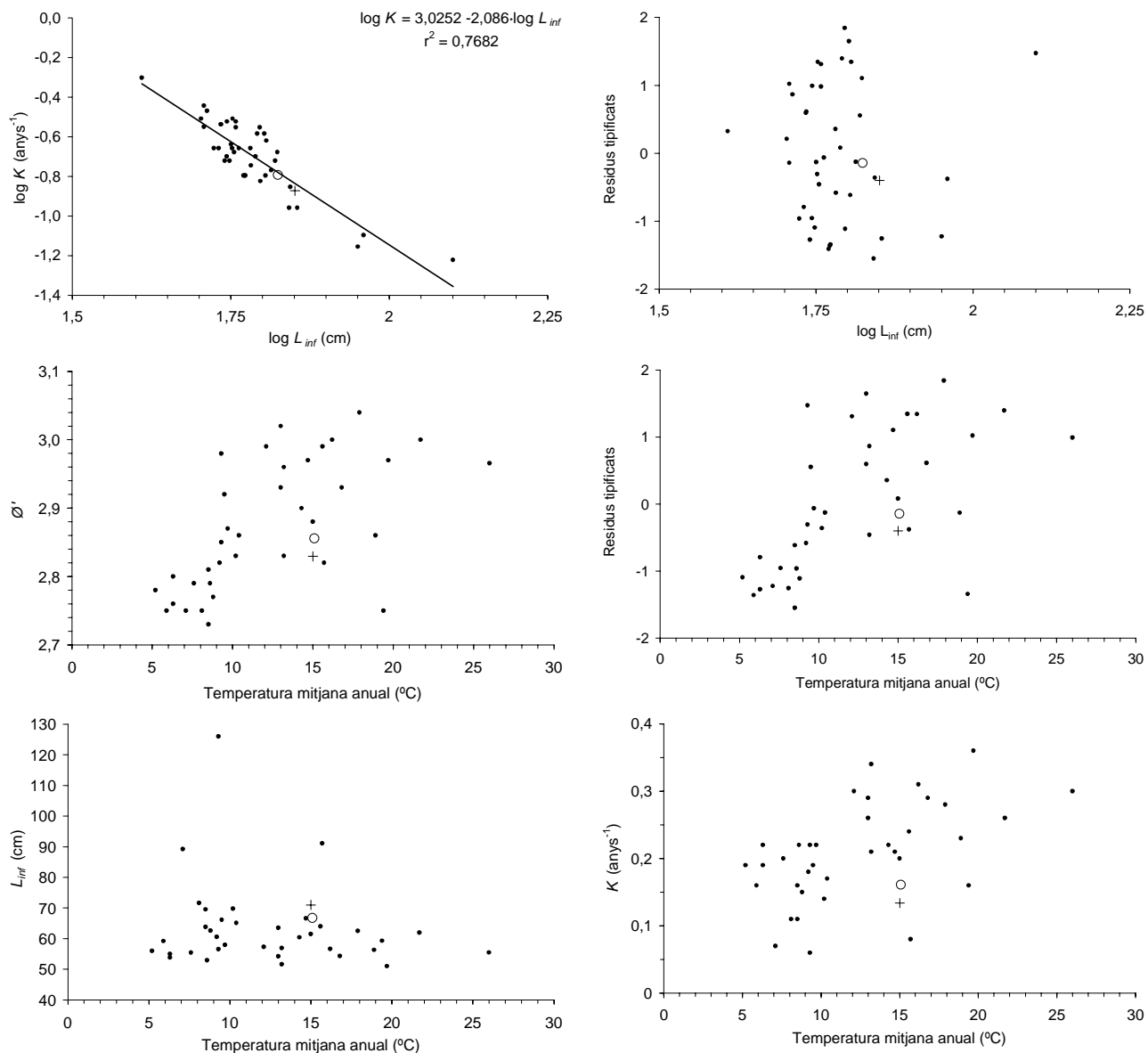


Figura III.2.30 Correlacions amb la Temperatura: L_{∞} , ($r=-0.1457$, $p=0.3830$, $n=38$); K , ($r=0.4934$, $p=0.0015$, $n=38$); $\text{Ø}'$, ($r=0.4284$, $p<0.0005$, $n=38$); 0.4284 . Banyoles: estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les mitjanes per classe d'edat (rodona) o bé sobre les dades originals (creu).

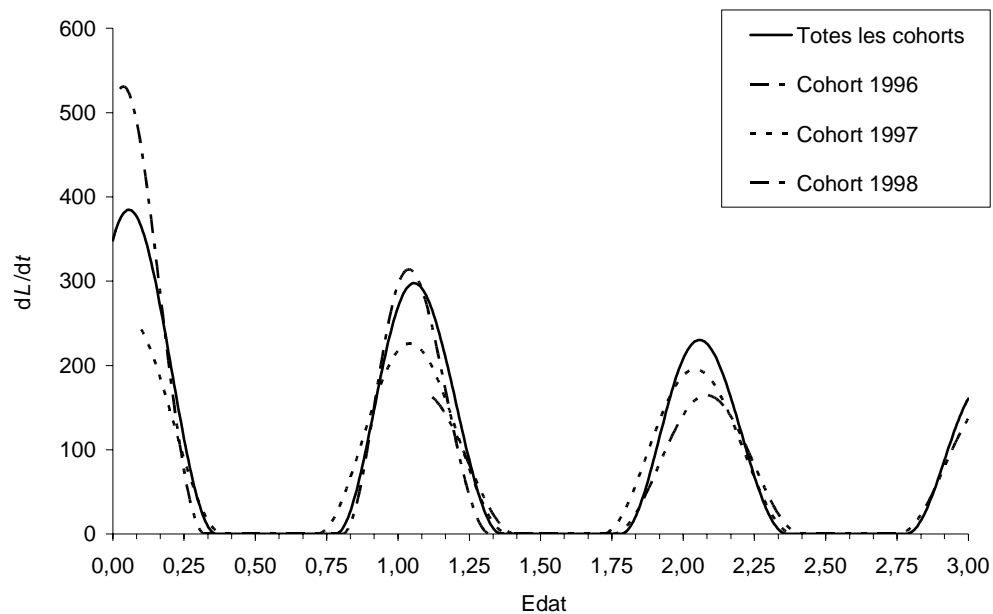


Figura III.2.19 Taxes de creixement en longitud derivades de les estimacions dels paràmetres de creixement del model de Pauly (model 17) obtingudes a partir de les mitjanes de longitud per cohort i classe d'edat (taula III.2.10).

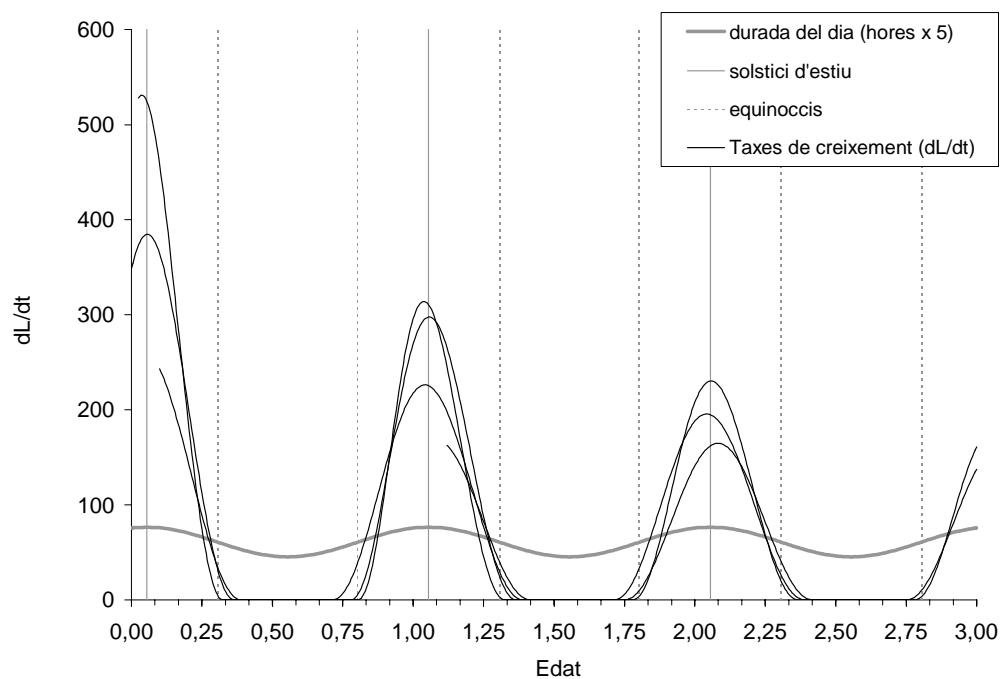


Figura III.2.20 Taxes de creixement (vegeu la figura III.2.10) i fotoperíode a Banyoles .

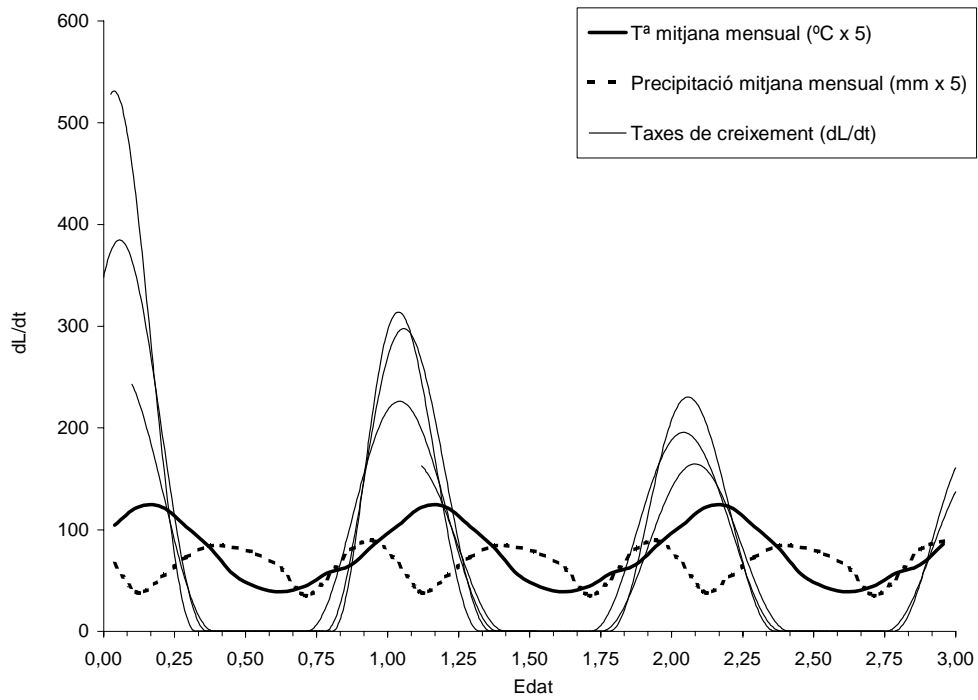


Figura III.2.21 Taxes de creixement (vegeu la figura III.2.19) i clima a Banyoles (mitjanes del període 1984-2002).

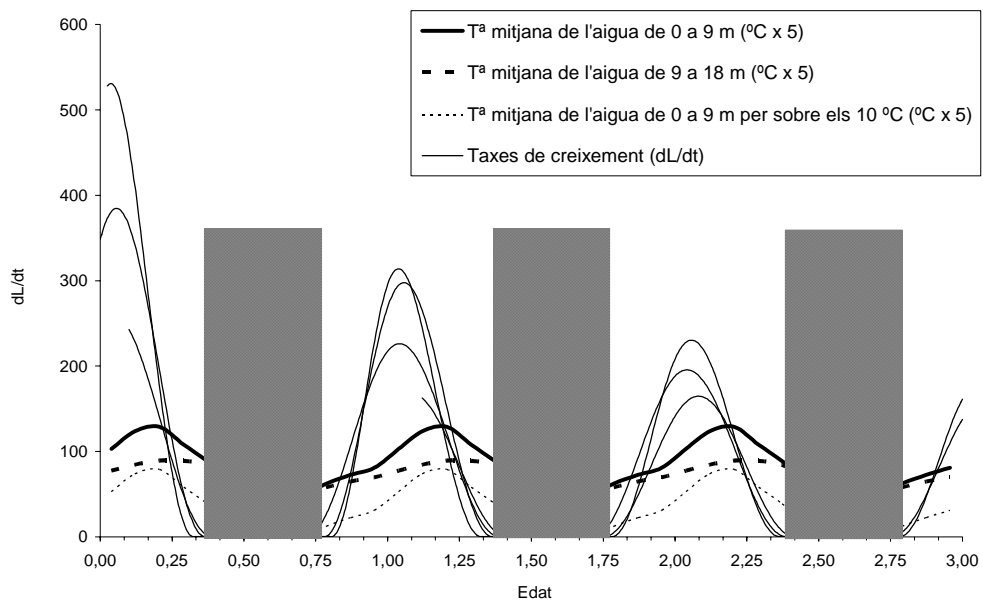


Figura III.2.22 Taxes de creixement (vegi's figura III.2.19) i limnologia física de l'Estany de Banyoles (T^a de l'aigua: mitjanes del període 1998-1999 i entre les cubetes I i IV de l'Estany (Zamora, tesi doctoral en curs)). En gris, èpoques de barreja vertical de la columna d'aigua, sense estratificació tèrmica.

Retrocàlcul

En les anàlisis de retrocàlcul s'han emprat només les mesures fetes sobre els otòlits de la mostra de novembre de 1999, l'única de la qual es disposava d'una quantitat de dades suficient. Prenent aquestes dades, a més, se simplifica l'anàlisi, ja que en aquesta data l'increment des del darrer anell en el radi dels otòlits mesurats es pot considerar complet pel que fa a l'any 1999. A partir del més de novembre, el creixement en longitud de les perques americanes de l'Estany es pot considerar ja aturat, o gairebé, i per tant és d'esperar que passi el mateix amb els otòlits. Per tant, no cal treure de l'anàlisi les mesures de l'increment de radi dels otòlits per a aquest darrer any ni dur a terme cap mena de correcció per a poder-les emprar. No s'ha introduït el factor sexe en l'anàlisi perquè anteriorment ja s'ha mostrat, precisament a partir de les dades de longitud a l'edat de la mateixa mostra, que hi havia molt poques diferències en el creixement entre sexes. A més a més, la divisió de l'anàlisi a través d'un nou factor hauria reduït la precisió dels resultats. Per altra banda, s'ha extret de la mostra el grup d'edat més vell, representat per un únic cas.

En la primera part del mètode aplicat (Weisberg i Frie 1987) s'han analitzat només les dades provinents de les mesures dels otòlits, al marge de les mesures de longitud. En l'anàlisi de la variància realitzada s'ha detectat un efecte molt significatiu tant de l'edat, ben previsible, com de l'any, però no s'ha detectat una interacció significativa entre aquests dos factors (taula III.2.12). De tota manera, les mitjanes per grup (edat x any) mostren que la variació es dona principalment com a conseqüència de l'edat (figura III.2.23). En altres paraules, el creixement dels otòlits no es mostra gaire variable d'un any per l'altre, malgrat que s'ha detectat un efecte general significatiu pel factor any. Això també es posa de manifest en l'estimació dels efectes per edat i per any (taula III.2.13), en què s'observa com pràcticament tots els efectes anuals són inferiors als de les edats. Fins i tot per a les edats més avançades, en les quals el creixement ja és ben escàs, l'efecte de l'edat resulta ser gairebé sempre més gran que el de l'any en curs en el moment en què s'ha produït el creixement. A més a més, només l'efecte de l'any 1995 és significativament diferent de zero, mentre que, en canvi, tots els efectes de les diferents edats ho són.

En la segona part del mètode, s'ha dut a terme una anàlisi de covariància amb la longitud furcal com a variable, el radi de l'otòlit com a covariable i l'edat com a factor de separació (taula III.2.14). En el disseny preliminar no s'ha detectat heterogeneïtat significativa de pendents, per la qual cosa s'ha pogut realitzar amb més garanties el disseny final típic de l'ANCOVA, que, com era d'esperar, ha posat de manifest els efectes significatius tant de la covariable com del factor edat. De tota manera, en aquest cas l'objectiu principal de l'ANCOVA és l'estimació aparellada que es porta a terme dels paràmetres de les rectes de regressió per grup d'edat, cadascuna amb un mateix pendent (β_1) però diferents ordenades a l'origen (β_0) (taula III.2.15). A partir d'aquests paràmetres, i dels efectes de l'ANOVA dels increments de radi dels otòlits, s'han estimat els efectes separats de cada edat i any sobre la longitud (taula III.2.16). Aquests darrers efectes mostren aproximadament la mateixa situació

que els primers efectes calculats. De fet, més que pel seu propi interès, tan sols s'han de considerar com un pas intermedi per al retrocàlcul pròpiament dit de les longituds mitjanes per edat i any (figura III.2.24), que constitueix el tercer i darrer pas del mètode emprat.

Per a una edat en concret, les longituds mitjanes retrocalculades es mostren molt poc variables d'un any per l'altre. Així doncs, el creixement en longitud de la perca americana a l'Estany de Banyoles sembla ser mol regular i estable, amb poques variacions interanuals. Aquesta norma sembla trencar-se només per algunes irregularitats que apareixen en els creixements anuals dels individus més vells (dues darreres edats), cosa que possiblement sigui deguda als pocs casos observats d'aquests i que afectaria l'exactitud del mètode aplicat, especialment en la segona part. Aquestes irregularitats poden també ésser degudes a hipotètiques diferències entre sexes, segurament més acusades a mesura que els peixos creixen, però que en cas d'existir no es fan gairebé gens paleses a partir de les dades disponibles.

Finalment, s'han emprat els resultats derivats del retrocàlcul per a ajustar el model de creixement de Von Bertalanffy. Donat que aquest tipus de dades no conté informació sobre l'evolució intranual de la longitud, no es poden aplicar models de creixement amb estacionalitat. L'ajustament del VBGM s'ha dut a terme mitjançant tres procediments diferents (A, B i C). Els dos primers procediments s'han aplicat sobre els increments de longitud retrocalculats i es basen en el mètode III (taula II.5.4), mentre que el tercer procediment, basat senzillament en la regressió no lineal, s'ha aplicat sobre les longituds retrocalculades. El mètode III esmentat consisteix en l'ajustament d'un model que incorpora l'edat inicial (t_1) com a variable independent, a més de l'increment d'edat o temps (Δt), però això no representa cap problema, ja que en el cas de dades provinents del retrocàlcul sempre es coneix l'edat inicial perquè s'assigna al mateix temps que es mesuren els increments de radi dels otòlits, essent dos processos completament interdependents. En canvi, dels diferents mètodes descrits anteriorment per a l'anàlisi dels increments de longitud retrocalculats, els mètodes I i IV s'han de descartar en aquest cas perquè els períodes de temps (Δt) són massa llargs (1 any), cosa que converteix les ràtios $\Delta L/\Delta t$ en estimacions molt inexactes de les taxes de creixement (dL/dt). El mètode II també és descartable perquè el model ajustat inclou la longitud inicial en el període (L_1) com a variable independent, quan és preferible no utilitzar les longituds retrocalculades sinó només els increments de longitud retrocalculats, tal com s'ha suggerit en el capítol de mètodes, ja que, per la forma com s'han obtingut, les primeres no són independents mentre que els segons tenen més opcions de ser-ho. Precisament per aquest mateix motiu, el procediment preferible és l'A, en segon terme el B, i en darrer lloc el C. El procediment A s'ha aplicat sobre els increments mitjans anuals de longitud retrocalculats, mentre que el B s'ha aplicat també sobre els increments mitjans de longitud retrocalculats però en aquest cas resultants de totes les combinacions contigües possibles a partir dels increments anuals.

Pel que fa a la segona fase del mètode III, aplicat en els procediments A i B, en tots dos casos s'ha dut a terme sobre dos conjunts de dades diferents, per una banda les longituds mitjanes

retrocalculades, i per l'altra les longituds a l'edat observades corresponents a la mostra original utilitzada per al retrocàlcul.

Font de variació	F	gl	P
Edat	333,35	7, 1397	<0,0005
Any	7,08	7, 1397	<0,0005
Edat x Any	1,37	21, 1397	0,1203

Taula III.2.12 ANOVA dels increments anuals en el radi de l'otòlit. Contrast de Levene: $P < 0,0005$. Ponderació per l'invers de l'edat.

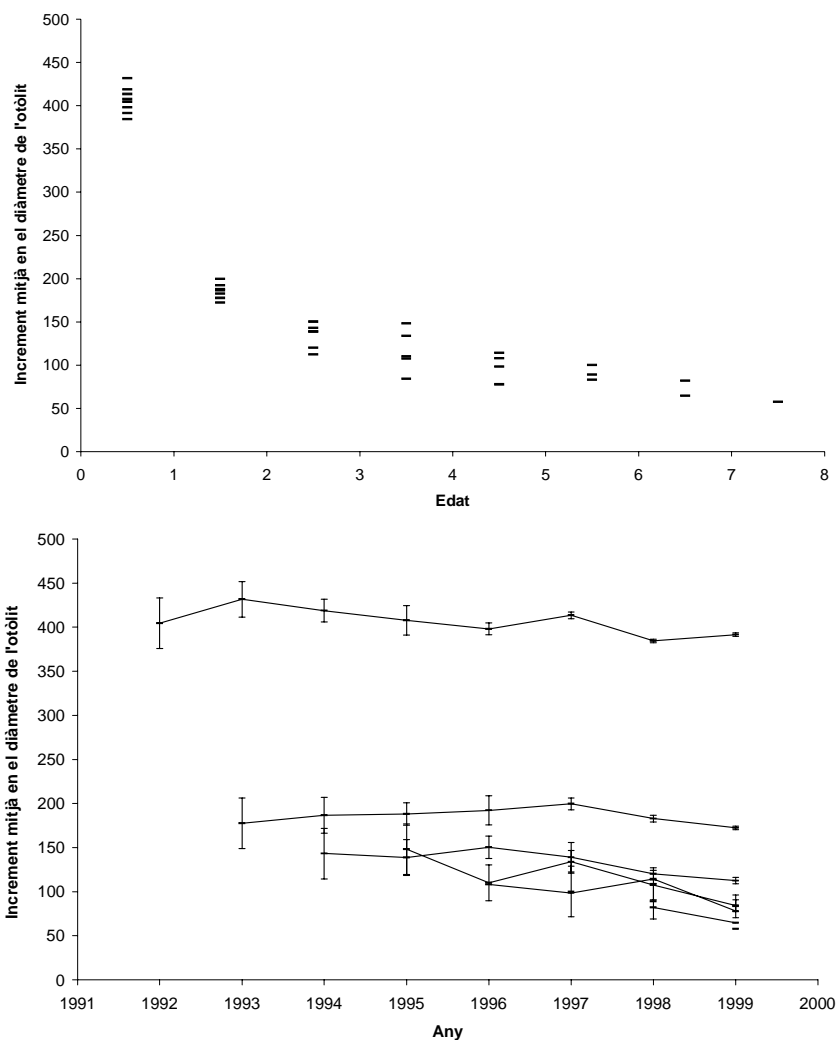


Figura III.2.23 Mitjanes dels increments anuals en el radi de l'otòlit per any i edat. En el gràfic de baix se'n mostren, a més, els errors típics (barres verticals). Les línies uneixen les mitjanes corresponents a la mateixa edat.

Edat	Estimació de l'efecte	Error típic	t	P	Any	Estimació de l'efecte	Error típic	t	p
0,5	391,49	6,42	60,9570	<0,0005	1992	13,01	21,30	0,6105	0,5416
1,5	172,26	2,04	84,3912	<0,0005	1993	5,39	20,41	0,2641	0,7917
2,5	112,39	2,06	54,5004	<0,0005	1994	30,81	20,41	1,5094	0,1314
3,5	84,24	3,71	22,7179	<0,0005	1995	63,96	20,65	3,0981	0,0020
4,5	77,86	6,77	11,5011	<0,0005	1996	30,19	21,41	1,4102	0,1587
5,5	83,27	16,58	5,0213	<0,0005	1997	16,78	26,22	0,6401	0,5222
6,5	64,72	12,84	5,0386	<0,0005	1998	17,33	24,03	0,7212	0,4709
7,5	57,70	20,31	2,8410	<0,0005	1999	0,00	0,00	-	-

Taula III.2.13 Estimació dels efectes de l'edat i l'any sobre l'increment anual del radi de l'otòlit.

Disseny	Font de variació	F	Gl	P
Preliminar (P=0,0048)	Radi	25,72	1, 500	<0,0005
	Edat	6,65	8, 500	<0,0005
	Edat x radi	1,99	7, 500	0,0548
Definitiu (P<0,0005)	Radi	91,62	1, 500	<0,0005
	Edat	33,38	8, 500	<0,0005

Taula III.2.14 ANCOVA de la longitud furcal amb el radi de l'otòlit com a covariable. Entre parèntesis, resultats del contrast de Levene. Variable ponderada per l'invers de l'edat.

paràmetre	Estimació	error típic	T	P
β_1	0,2033	0,0212	9,5718	<0,0005
$\beta_{0,0,5}$	30,6695	8,6107	3,5618	<0,0005
$\beta_{0,1,5}$	62,3106	11,8868	5,2420	<0,0005
$\beta_{0,2,5}$	98,5691	15,1356	6,5124	<0,0005
$\beta_{0,3,5}$	123,7056	17,3743	7,1200	<0,0005
$\beta_{0,4,5}$	154,2643	20,8707	7,3914	<0,0005
$\beta_{0,5,5}$	176,6919	30,0473	5,8805	<0,0005
$\beta_{0,6,5}$	158,0722	28,7433	5,4994	<0,0005
$\beta_{0,7,5}$	248,7289	37,7631	6,5866	<0,0005

Taula III.2.15 Estimació dels paràmetres de les regressions per grup d'edat entre la longitud i el radi de l'otòlit.

Edat	Estimació de l'efecte	Error típic	T	P	Any	Estimació de l'efecte	Error típic	t	p
0,5	110,25	12,04	9,1567	<0,0005	1992	2,64	4,34	0,6093	?
1,5	66,66	15,13	4,4049	?	1993	1,10	4,15	0,2640	?
2,5	59,10	19,40	3,0470	?	1994	6,26	4,20	1,4910	?
3,5	42,26	23,12	1,8275	?	1995	13,00	4,41	2,9476	?
4,5	46,39	27,24	1,7028	?	1996	6,14	4,40	1,3951	?
5,5	39,35	36,78	1,0699	?	1997	3,41	5,34	0,6387	?
6,5	-5,46	41,69	-0,1311	?	1998	3,52	4,90	0,7191	?
7,5	102,39	47,65	2,1486	?	1999	0,00	0,00	-	-

Taula III.2.16 Estimació dels efectes de l'edat i l'any sobre l'increment anual de longitud furcal.

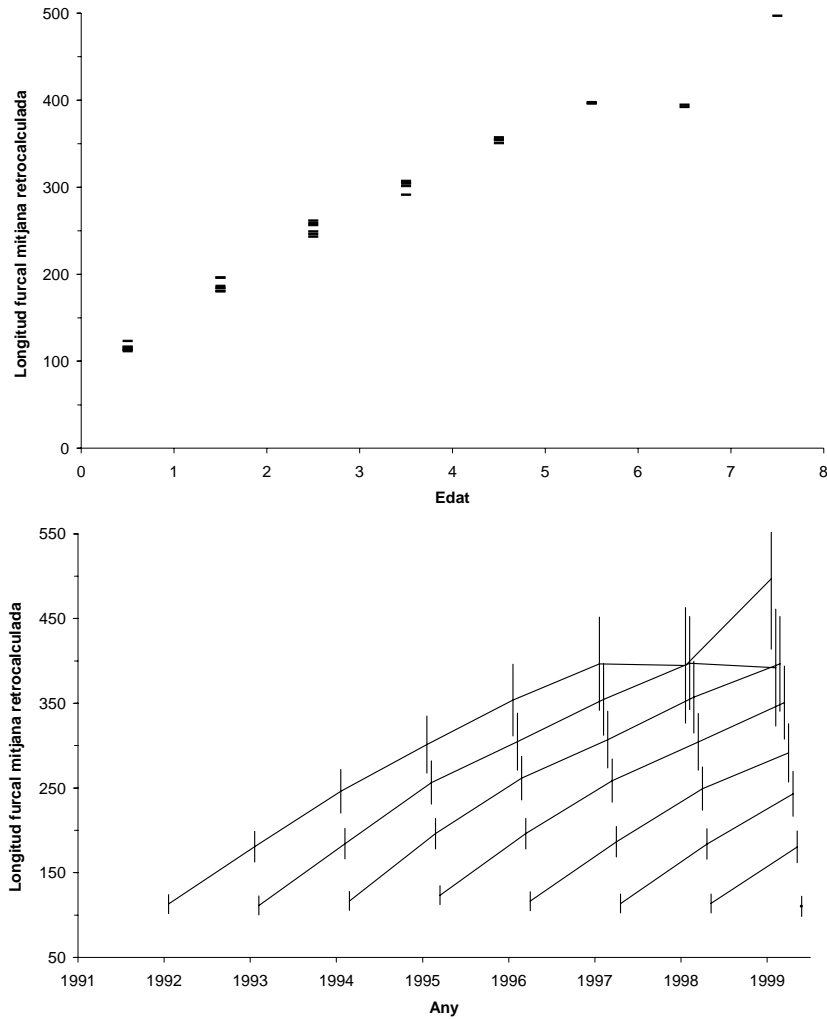


Figura III.2.24 Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades. En el gràfic de baix se'n mostren, a més, els errors típics (barres verticals). Les línies uneixen les mitjanes consecutives de la mateixa cohort.

Procediment	Mètode	Fase	Dades	L_{∞}	K	t_0	N	R^2
A	III	1 ^a	Mitjanes dels increments anuals de longitud retrocalculats	-	0,2375 (0,0322)	-	36	0,6796
		2 ^a	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	508,7 (6,5)	-	-0,4938 (0,0537)	36	0,9813
			Longituds furcals observades	489,3 (5,3)	-	-0,3866 (0,0391)	501	0,8383
B	III	1 ^a	Mitjanes dels increments de longitud retrocalculats	-	0,1909 (0,0109)	-	120	0,9644
		2 ^a	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	563,3 (6,7)	-	-0,6467 (0,0521)	36	0,9861
			Longituds furcals observades	547,8 (6,34)	-	-0,5413 (0,0425)	501	0,8439
C	-	-	Mitjanes de les longituds furcals retrocalculades	657,7 (56,0)	0,1424 (0,0213)	-0,8529 (0,1181)	36	0,9878

Taula III.2.17 Estimació dels paràmetres del model de creixement de Von Bertalanffy, i dels seus errors típics (entre parèntesis), a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant tres procediments alternatius. Mètodes: procediments A i B, vegeu la taula II.5.4; procediment C, regressió no lineal.

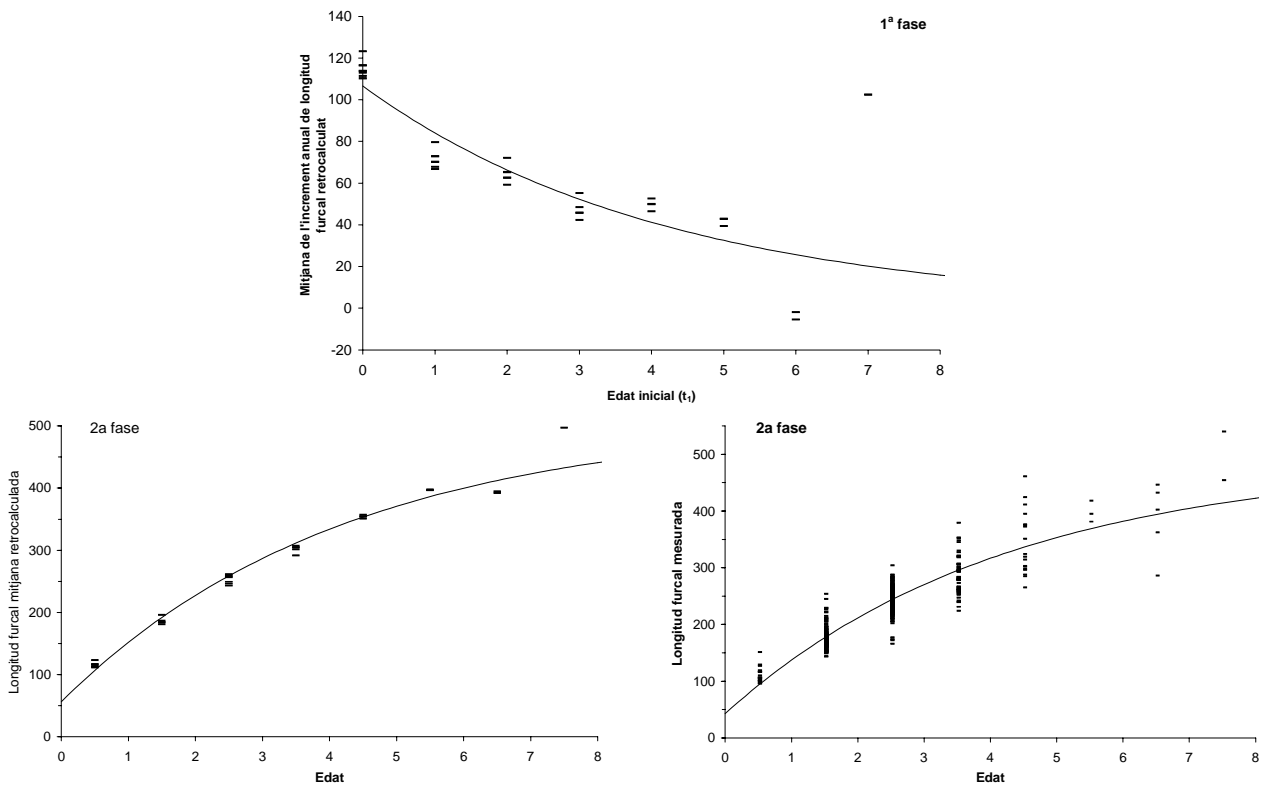


Figura III.2.25 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment A (taula II.5.4).

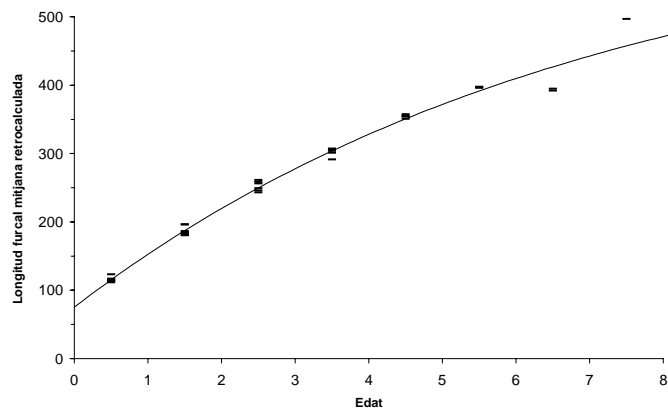


Figura III.2.26 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment C (taula II.5.4)

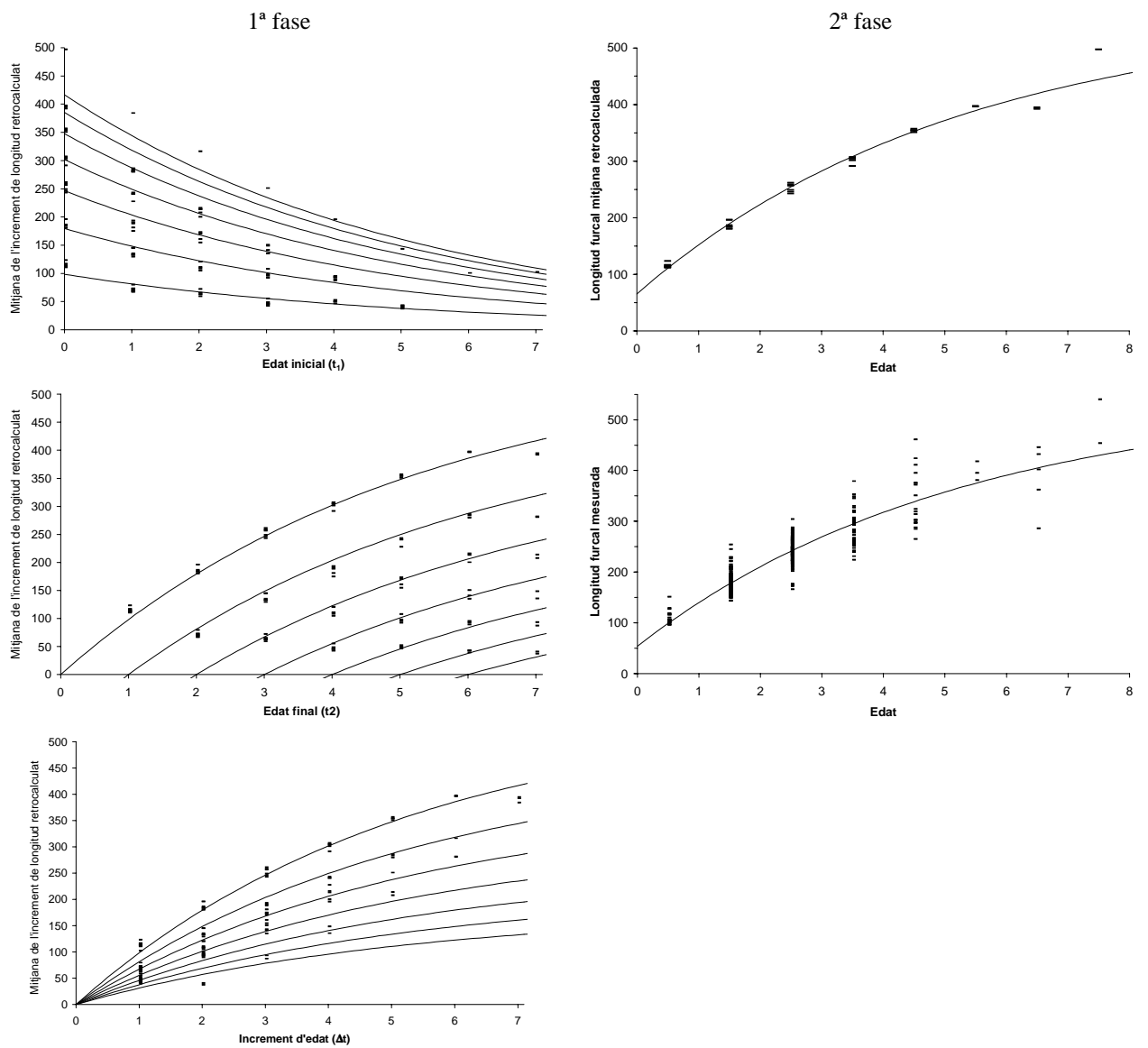


Figura III.2.27 Ajustament del model de creixement de Von Bertalanffy, a partir de les dades obtingudes en el retrocàlcul i mitjançant el procediment B (taula II.5.4).

III.2.2 Comparació del creixement de la població de Banyoles amb altres poblacions

La comparació directa de les mitjanes de longitud per edat de diferents poblacions corresponents a diferents estats de Nord-Amèrica (zona d'origen de la perca americana) amb les mitjanes de longitud per edat de la població de Banyoles (figura III.2.28) posa de manifest que aquesta darrera presenta un creixement mig situat a la banda baixa del conjunt de les trajectòries observades. Per tant, aparentment les perques de l'Estany creixen menys que en bona part de les poblacions nordamericanes, mentre que només creixen més que una petita part d'aquestes poblacions. Tot i això, la longitud màxima assolida a Banyoles és considerablement alta, si es compara amb les longituds màximes mitjanes del gràfic. Aquest fet, però, és atribuïble sobretot a l'elevada longevitat que també presenta la perca a l'Estany, per sobre de la major part dels grups de poblacions introduïts en la comparació.

McCauley i Kilgour (1990), a partir d'un ampli conjunt de dades disponibles prèviament, han ajustat un model lineal que relaciona el creixement de la perca americana al llarg de la seva àrea de distribució a Nord-Amèrica amb una mesura de la temperatura ambiental a cada localitat, anomenada TGU (figura III.2.29). El creixement predit per a la població de l'Estany de Banyoles d'acord amb aquest model ajustat es troba clarament per sobre de l'observat, fet que indicaria la probable presència d'altres factors que limiten el creixement de l'espècie.

Per altra banda, a la taula III.2.18 es mostra una recopilació d'estimacions dels paràmetres de creixement principals (L_∞ , K i t_0) del VBGM per a diferents poblacions de perca americana. S'hi han inclòs dos triplets d'estimacions dels paràmetres per a la població de Banyoles obtinguts en l'ajustament del model de Somers mitjançant regressió no lineal sobre les dades originals de longitud a l'edat, per una banda, o bé sobre les mitjanes per classe d'edat, per l'altra. S'han escollit les estimacions amb el model de Somers (model 6) perquè aquest s'ha ajustat sempre millor que el VBGM simple (model 9). Pel que fa als resultats obtinguts amb la resta de models utilitzats en aquest treball, i malgrat que sovint presenten millors ajustaments que els dos models ara esmentats (taules III.2.11 i III.2.12), no s'han utilitzat en les comparacions amb altres poblacions perquè els seus paràmetres no són comparables, ja sigui perquè no són els mateixos o perquè no tenen les mateixes unitats (cas de K respecte de K).

Com es pot veure, la població de Banyoles es troba a la banda alta pel que fa a les estimacions recollides del paràmetre L_∞ . En canvi, pel que fa a K , Banyoles presenta uns valors més aviat baixos, fet previsible donada la correlació negativa que en general s'acostuma a donar entre les estimacions de L_∞ i K , i que en el cas concret de la perca americana es fa ben evident a la figura III.2.30.A. Semblantment a com passa amb el model al·lomètric utilitzat per a descriure la relació entre la longitud i el pes, en el qual les estimacions dels paràmetres a i b també es mostren sempre molt correlacionades, la correlació entre L_∞ i K sembla tenir almenys dues causes.

En primer lloc, una part de la covariació entre aquests dos paràmetres es deriva de l'aplicació dels mètodes d'ajustament del model de creixement sobre mostres que no sempre representen igualment bé les poblacions. Així, aplicant diferents mètodes sobre mostres contemporànies provinents de la mateixa població, com s'ha fet en aquest treball, s'obtenen estimacions dels paràmetres de creixement no coincidents però si molt correlacionades (figura III.2.31). Això es deu al fet que en totes les mostres les dades són en bona mesura coincidents, especialment pel que fa als grups d'edat més representats, la qual cosa força el mètode, sigui quin sigui, a assolir un ajustament que sempre ha de passar per les mateixes coordenades on aproximadament es troben aquestes dades. Si, per exemple, aquest ajustament es plasma en una trajectòria amb una L_{∞} elevada, la K estimada al mateix temps ha d'ésser baixa per a que aquesta trajectòria passi per les coordenades esmentades abans, i viceversa. Per tant, tenint en compte tot això és d'esperar que hi hagi una forta correlació entre les estimacions derivades de mostres de la mateixa població preses en el mateix moment o durant el mateix període, encara que s'apliquin diferents mètodes. Això no vol dir, és clar, que totes les estimacions siguin igualment vàlides. Com és lògic, n'hi haurà un parell que s'atansaran més als valors poblacionals, encara que no sempre serà possible conèixer quines són, mentre que algunes altres estimacions poden estar fortament esbiaixades.

L'efecte de les diferències entre mostres sobre les estimacions dels paràmetres de creixement es pot analitzar més detalladament mitjançant les simulacions que apareixen a la figura III.2.31. En aquestes simulacions s'ha partit de la mateixa població hipotètica de base, amb uns perfils de creixement i mortalitat predefinitos i constants en el temps i entre simulacions. D'aquesta població invariable s'han extret una sèrie de grups de mostres aplicant quatre corbes diferents de selectivitat i , per a cadascuna d'aquestes, set probabilitats de captura màxima, de tal manera que s'ha obtingut un total de vint-i-vuit grups de mostres de la població, diferents tant en la grandària (captures totals) com en la distribució de longituds observades. Cada grup de mostres està format per vuit mostres preses consecutivament i amb periodicitat regular durant un any, per tal de poder obtenir la informació necessària per a ajustar correctament el model de creixement estacional de Somers, utilitzat per a descriure el creixement de la població de base. Finalment s'han ajustat tant el model de Somers com el VBGM senzill mitjançant regressió no lineal sobre les mitjanes de longitud per classe d'edat derivades de cadascun dels grups de mostres. En cas d'haver-se ajustat sobre les dades originals de cada grup de mostres, en comptes de les mitjanes per classe d'edat, les diferències entre les estimacions dels paràmetres de creixement encara haurien estat més grans. De la mateixa manera, aquestes diferències també s'haurien vist amplificades si s'haguessin desenvolupat simulacions estocàstiques, introduint almenys algun grau de variabilitat lligada a l'atzar en algun punt del procés, per exemple durant l'extracció de captures. El fet d'utilitzar simulacions completament determinístiques permet centrar la qüestió purament en l'efecte de les diferències entre les mostres degudes a les diferències en els patrons de capturabilitat. Evidentment, també hauria estat possible aconseguir mostres diferents provinents de

poblacions hipotètiques amb un creixement idèntic, introduint diferents perfils de mortalitat per a cadascuna d'elles.

Com es pot veure en el resultat de les simulacions, a mesura que els grups de mostres analitzats són menys representatius de la població hipotètica de base, més esbiaixades resulten les estimacions dels paràmetres de creixement L_{∞} i K . És a dir que, com era d'esperar, com més petites són les mostres, més biaix es dona en els resultats finals. Això succeeix sigui quin sigui el patró de selectivitat en la tècnica de pesca, encara que a mesura que s'iguali la probabilitat de captura al llarg de l'espectre de longitud (a mesura que els perfils de selectivitat es fan més plans) els baixos finals en els paràmetres són menors, ja que és precisament aquesta selectivitat dependent de la longitud allò que provoca que les mostres petites siguin poc representatives de la població. També hi contribueix, però, la mortalitat, ja que els grups d'edat més vells tenen menys probabilitat d'aparèixer a les mostres com més petites són aquestes i com més acusada és la mortalitat. Al mateix temps, s'observa que els biaixos en les estimacions dels paràmetres de creixement són majors quan s'ajusta el VBGM sense estacionalitat i menors quan s'ajusta la variant del model amb estacionalitat (model de Somers). En qualsevol cas, però, les estimacions d'aquests paràmetres sempre estan fortament correlacionades.

Per altra banda, les simulacions fetes també han permès avaluar el biaix que es produeix sobre les mitjanes de longitud per grup d'edat com a conseqüència també de la selectivitat en la tècnica de captura. Aquest biaix varia d'un grup d'edat a l'altre, però en general és molt petit sempre que les diferències entre les probabilitats de captura d'aquests grups són també petites, com en el cas de la simulació de la figura III.2.31.D. Quan la corba de selectivitat presenta pendents més marcats, com en el cas més extrem de la simulació de la figura III.2.31.A, aquests biaixos assoleixen màxims majors en les longituds on es produeix el canvi més fort de capturabilitat. En el cas del mostreig realitzat mitjançant pesca elèctrica sobre la població de perca americana de l'Estany de Banyoles, la capturabilitat no varia d'una manera tan marcada al llarg de la longitud. Així, com es veurà més endavant, la selectivitat presenta una forma més semblant a la simulació A que a la B, fet que indica que els possibles biaixos en les mitjanes de longitud per grup d'edat obtingudes en aquest estudi són, en cas d'existir, probablement molt petits i en definitiva menystenibles. Això ja s'ha apuntat a la discussió dels resultats de l'anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN quan s'han descartat els ajustaments amb models que preveïen un biaix important en el primer grup d'edat.

Segonament, la correlació entre els valors estimats de L_{∞} i K per a diferents poblacions de la mateixa espècie també és deguda a les característiques intrínseques de la mateixa espècie, més enllà de l'efecte produït per les diferències en la forma i grandària de les mostres. Al marge de possibles diferències genètiques entre les poblacions d'una mateixa espècie que puguin explicar una certa part de les diferències existents en el creixement, les variacions interespecífiques d'aquest són sobretot degudes a factors ambientals. Ara bé, dins una mateixa espècie no sembla donar-se qualsevol forma possible de creixement, que es reflecteixi en

qualsevol combinació de valors de L_{∞} i K , dins uns marges mínims i màxims. El fet que existeixi una forta correlació entre els dos paràmetres indica més aviat que les diverses formes de creixement es redueixen a una casuística més estreta. Així, en general es pot afirmar que per a una mateixa espècie algunes poblacions creixen més ràpidament, si més no durant els primers anys de vida, tot i que, en contrapartida, creixen menys, és a dir, atenyen una longitud màxima inferior. I viceversa. Aquest balanç compensatori queda reflectit en el pendent i l'ordenada a l'origen de la recta de regressió entre els dos paràmetres de creixement (transformats logarítmicament). Com ja s'ha apuntat en el capítol de mètodes, el valor d'aquest pendent acostuma a trobar-se al voltant de 2, tot i que és possible que variï d'una espècie a l'altra en funció de les seves característiques morfològiques i fisiològiques. En canvi, el valor de l'ordenada a l'origen (\emptyset' quan es fixa el pendent a 2; vegeu el capítol II.5.3) varia notablement d'una espècie a l'altra.

Naturalment, com que la correlació entre els paràmetres L_{∞} i K no és total en cap espècie, hi ha un cert marge per a analitzar la dispersió al voltant de la recta de regressió entre els dos paràmetres (transformats logarítmicament). Això es pot fer mitjançant l'anàlisi dels residus o bé mitjançant l'anàlisi dels valors de \emptyset' prèviament calculats per a cada població, que en la perca americana pràcticament coincideixen amb els primers perquè el pendent estimat de la regressió és molt proper a 2 (figura III.2.30). Lluny d'ésser aleatòria, aquesta dispersió sembla ésser deguda a l'efecte de l'ambient, tot i que l'única variable ambiental disponible és la temperatura mitjana. La temperatura es correlaciona positivament i molt significativa amb \emptyset' , però també amb K , i en canvi no ho fa amb L_{∞} (figura III.2.30). Especialment la primera d'aquestes dues correlacions indica que el creixement és més ràpid com més alta és la temperatura, independentment de la longitud cap a la qual es tendeix, cosa que era d'esperar ja que el metabolisme s'accelera a mesura que augmenta la temperatura (Beitinger i FitzPatrick 1979, Wrenn 1980, Rice *et al.* 1983, Cincotta *et al.* 1984, Crawshaw 1984). La longitud asimptòtica, per la seva banda, no sembla veure's influïda per la temperatura, tot i que és possible que altres factors ambientals no considerats aquí, com ara l'estabilitat del medi o la seva productivitat, expliquin la seva variació. Per altra banda, com ja s'ha mostrat abans, les estimacions d'aquest paràmetre poden ésser fortament esbiaixades si no es disposa de mostres ben representatives de la població.

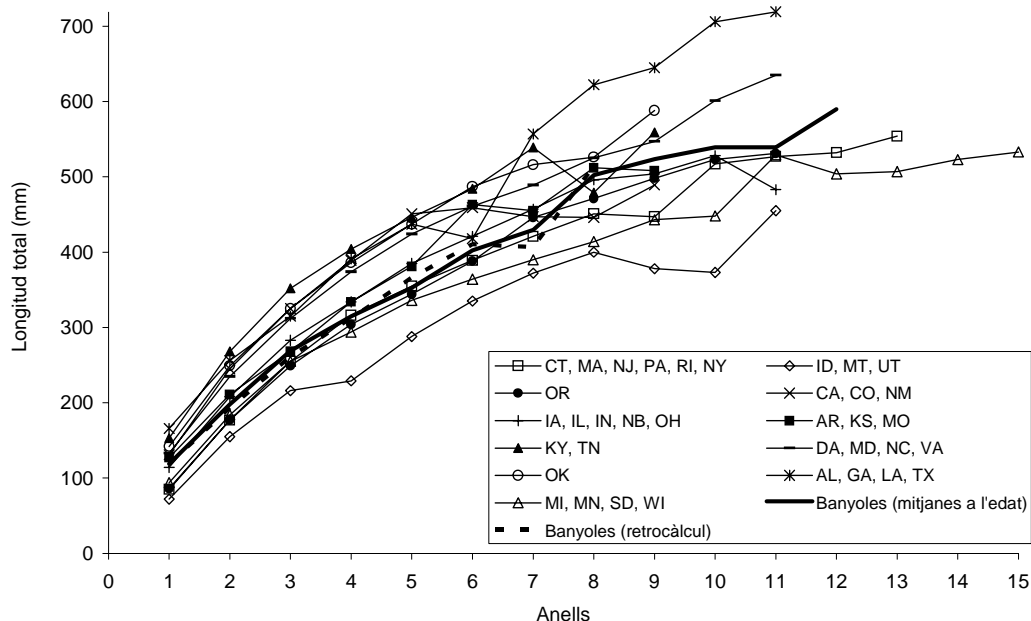


Figura III.2.28 Longitud total retrocalculada mitjana per a diferents estats o grups d'estats veïns de l'Amèrica del Nord (Carlander 1969), i longituds totals (obtingudes a partir de les longituds furcals mitjançant la relació $LT=0,160+1,034 \cdot LF$ (Carlander 1969)) per a la població de perca americana de l'Estany de Banyoles.

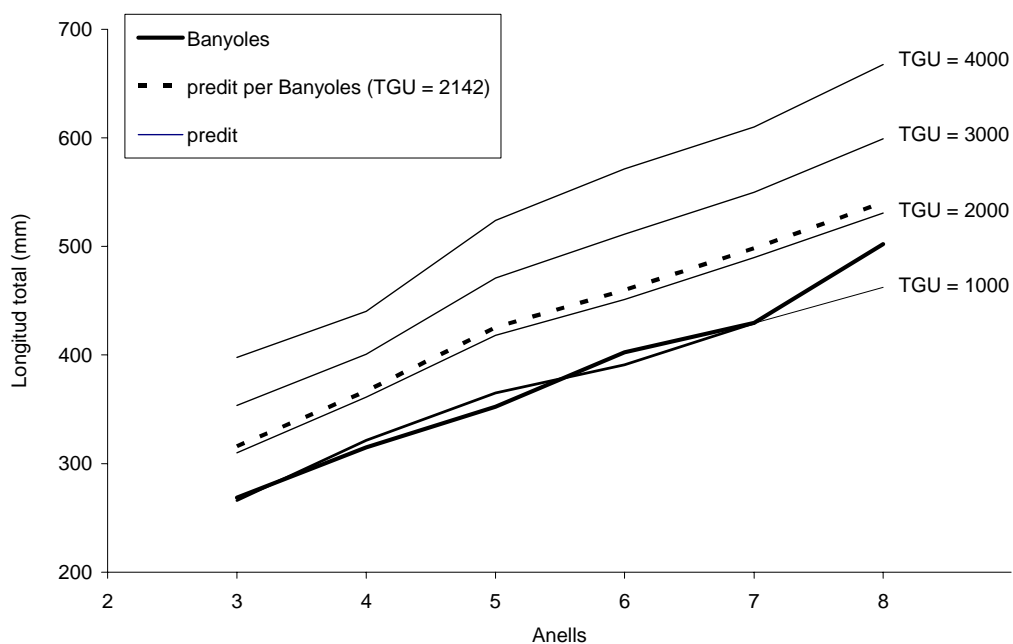


Figura III.2.29 Longituds totals observades i predites per a la perca americana mitjançant el model lineal ajustat per McCauley i Kilgour (1990) per a la perca americana a Nord-Amèrica, a partir de les dades disponibles a Carlander (1969). Aquest model relaciona el creixement anual amb les unitats tèrmiques de creixement (TGU, de l'anglès "thermal growth units") expressades en graus-dia, calculades sobre diagrames climàtics estimant l'àrea compresa entre la corba de temperatures mitjanes mensuals de l'aire i una línia recta horitzontal situada als 10 °C (per sota d'aquesta temperatura s'ha comprovat que el creixement en longitud és negligible). A Banyoles s'ha estimat que $TGU = 2142$ graus-dia.

L_{∞} (cm)	K (anys ⁻¹)	t_0 (anys)	Tipus longitud	Temp. mitjana anual (°C)	\emptyset'	Estat	Localitat
40,5 ^d	0,498	-0,07	LE		2,916	Japó	Lakes Shorenji and Nishinko
50,5	0,31	0,41	LT		2,9	EUA	Lake Rebecca, Minnesota
51,0	0,36		LT	19,7	2,97	EUA	Louisiana
51,0	0,282		LT		2,87	Italy	Lake Trasimeno, 1993-94
51,6	0,34		LT	13,2	2,96	EUA	Maryland
52,9	0,22		LT	8,6	2,79	EUA	New York
53,8	0,22		LT	6,3	2,8	EUA	Maine
54,2	0,29		LT	13	2,93	EUA	Delaware
54,3	0,29		LT	16,8	2,93	EUA	Arkansas
55,0	0,19		LT	6,3	2,76	EUA	Wisconsin
55,4	0,2		LT	7,6	2,79	EUA	Michigan
55,5 ^c	0,3		LF	26	2,965	Nova Caledònia	Yate Lake, 1992-97
56,0	0,19		LT	5,2	2,78	Canadà	Ontario
56,3	0,23		LT	18,9	2,86	EUA	Georgia
56,5	0,22		LT	9,3	2,85	EUA	Connecticut
56,6	0,31		LT	16,2	3	EUA	Oklahoma
56,9	0,21		LT	13,2	2,83	EUA	Missouri
57,3	0,3		LT	12,1	2,99	EUA	Illinois
57,3	0,28		LT		2,96	Itàlia	Montedoglio Reservoir, 1993-94
57,9	0,22		LT	9,7	2,87	EUA	Rhode Island
58,9	0,16	-0,3	LT		2,74	EUA	Lake Rebecca, Minnesota
59,2	0,16		LT	5,9	2,75	Canadà	British Columbia
59,3	0,16		LT	19,4	2,75	EUA	Mississippi
60,4	0,22		LT	14,3	2,9	EUA	Kentucky
60,5	0,18		LT	9,2	2,82	EUA	Massachusetts
61,5	0,2	-0,11	LT	15	2,88	EUA	
61,9	0,26		LT	21,7	3	EUA	Florida
62,5	0,28		LT	17,9	3,04	EUA	Alabama
62,6	0,15		LT	8,8	2,77	EUA	Washington
63,5	0,26		LT	13	3,02	EUA	Virginia
63,8	0,16		LT	8,5	2,81	EUA	Idaho
64,0	0,24		LT	15,6	2,99	EUA	North Carolina
65,1	0,17		LT	10,4	2,86	EUA	Oregon
66,1	0,19		LT	9,5	2,92	EUA	Iowa
66,6	0,21		LT	14,7	2,97	EUA	Tennessee
66,8 ^c	0,161	-0,273	LF	15	2,856	PPCC	Banyoles ^a
69,5	0,11		LT	8,5	2,73	EUA	Pennsylvania
69,8	0,14		LT	10,2	2,83	EUA	Ohio
71,0 ^c	0,134	-0,88	LF	15	2,829	PPCC	Banyoles ^b
71,6	0,11		LT	8,1	2,75	EUA	South Dakota
89,2	0,07		LT	7,1	2,75	EUA	Montana
91,1	0,08		LT	15,7	2,82	EUA	New Mexico
126,0	0,06		LT	9,3	2,98	EUA	Utah

Taula III.2.18 Recopilació d'estimacions de diferents poblacions de perca americana dels paràmetres L_{∞} , K i t_0 del VBGM (Froese i Pauly 2003). ^a estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les mitjanes per classe d'edat; ^b estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les dades originals; ^c estimació original transformada a l'equivalent en longitud total mitjançant la relació $LT = 0,160 + 1,034 \cdot LF$ (Carlander, K.D., 1977. Handbook of freshwater fishery biology, volume 2.. The Iowa State University Press, Ames, Iowa.); ^d estimació original transformada a l'equivalent en longitud total mitjançant la relació $LT = 0,160 + 1,034 \cdot LE$ (Carlander, K.D., 1977. Handbook of freshwater fishery biology, volume 2.. The Iowa State University Press, Ames, Iowa.)

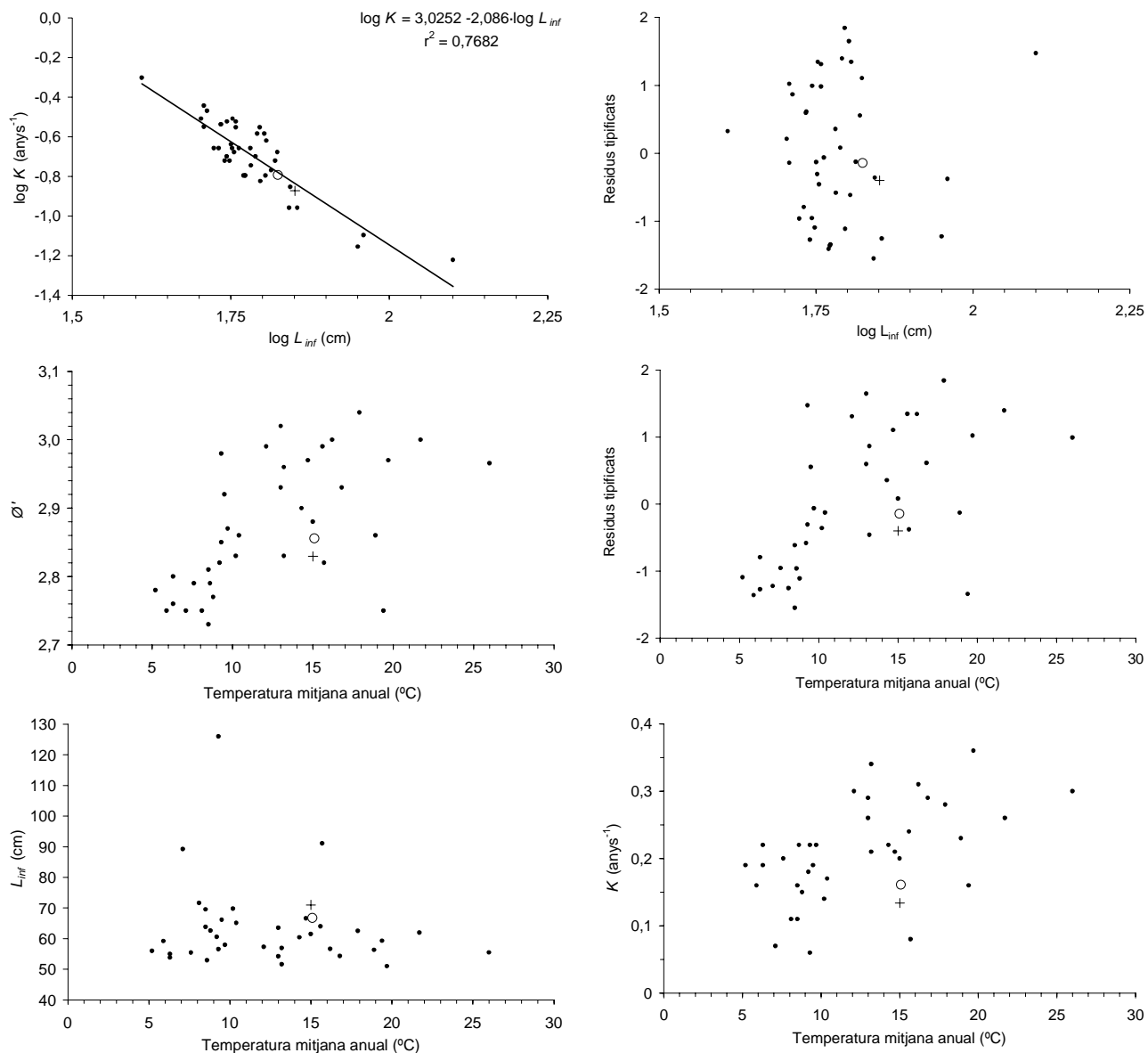


Figura III.2.30 Correlacions amb la Temperatura: L_{∞} , ($r=-0.1457$, $p=0.3830$, $n=38$); K , ($r=0.4934$, $p=0.0015$, $n=38$); \emptyset' , ($r=0.4284$, $p<0.0005$, $n=38$); 0.4284 . Banyoles: estimacions obtingudes per regressió no lineal sobre les mitjanes per classe d'edat (rodona) o bé sobre les dades originals (creu).

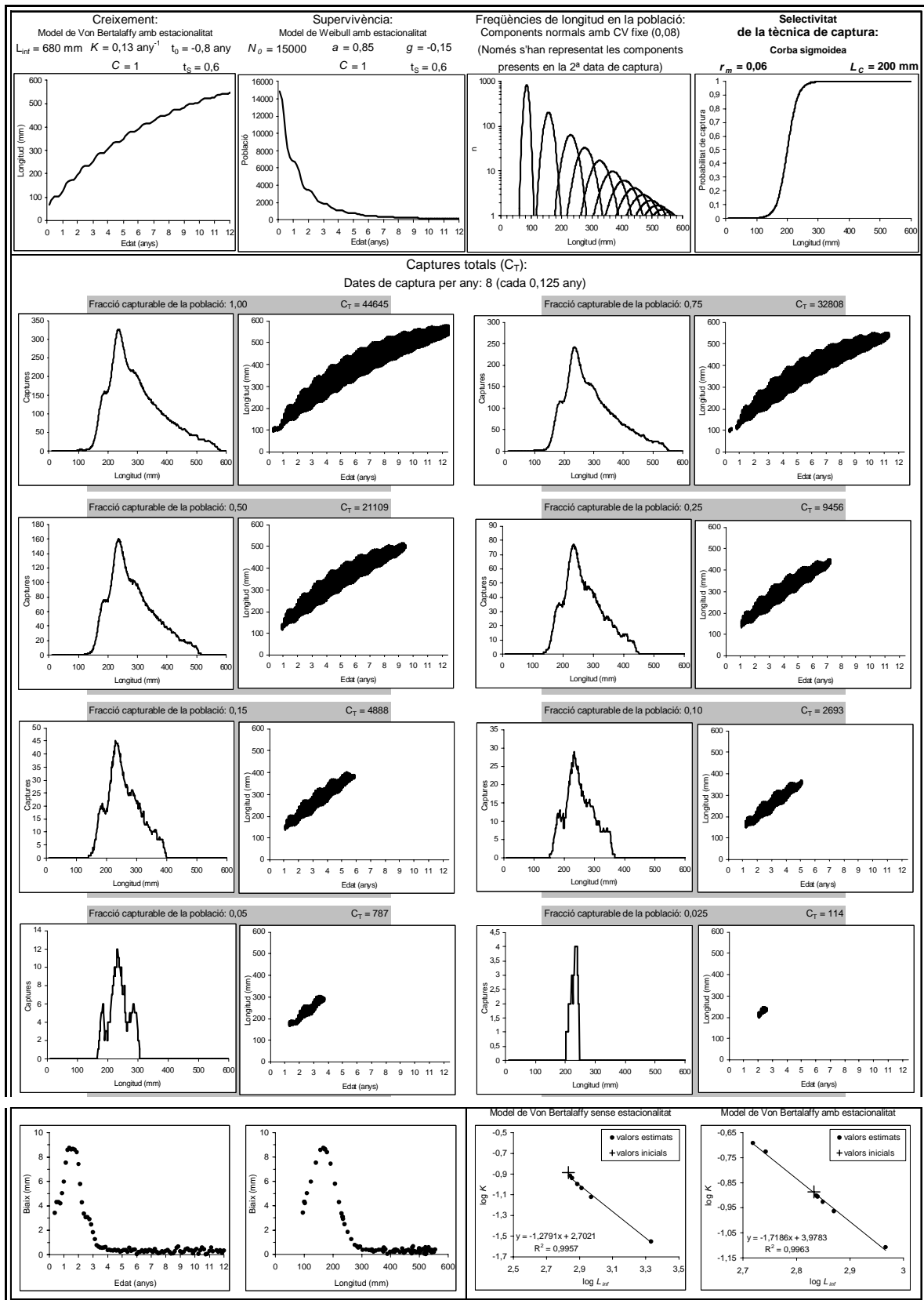


Figura III.2.31.A Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres L_{∞} i K de dos models de creixement. Quadre superior: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre central: simulació de vuit grups de mostres, cadascun amb dades de vuit mostrejors al llarg d'un any. Quadre inferior esquerra: biaix en les mitjanes de longitud de les captures (per edat i data de captura) respecte de les mitjanes poblacionals. Quadre inferior dret: relació entre els paràmetres del model de creixement, estimats per regressió no lineal sobre les dades de les captures simulades.

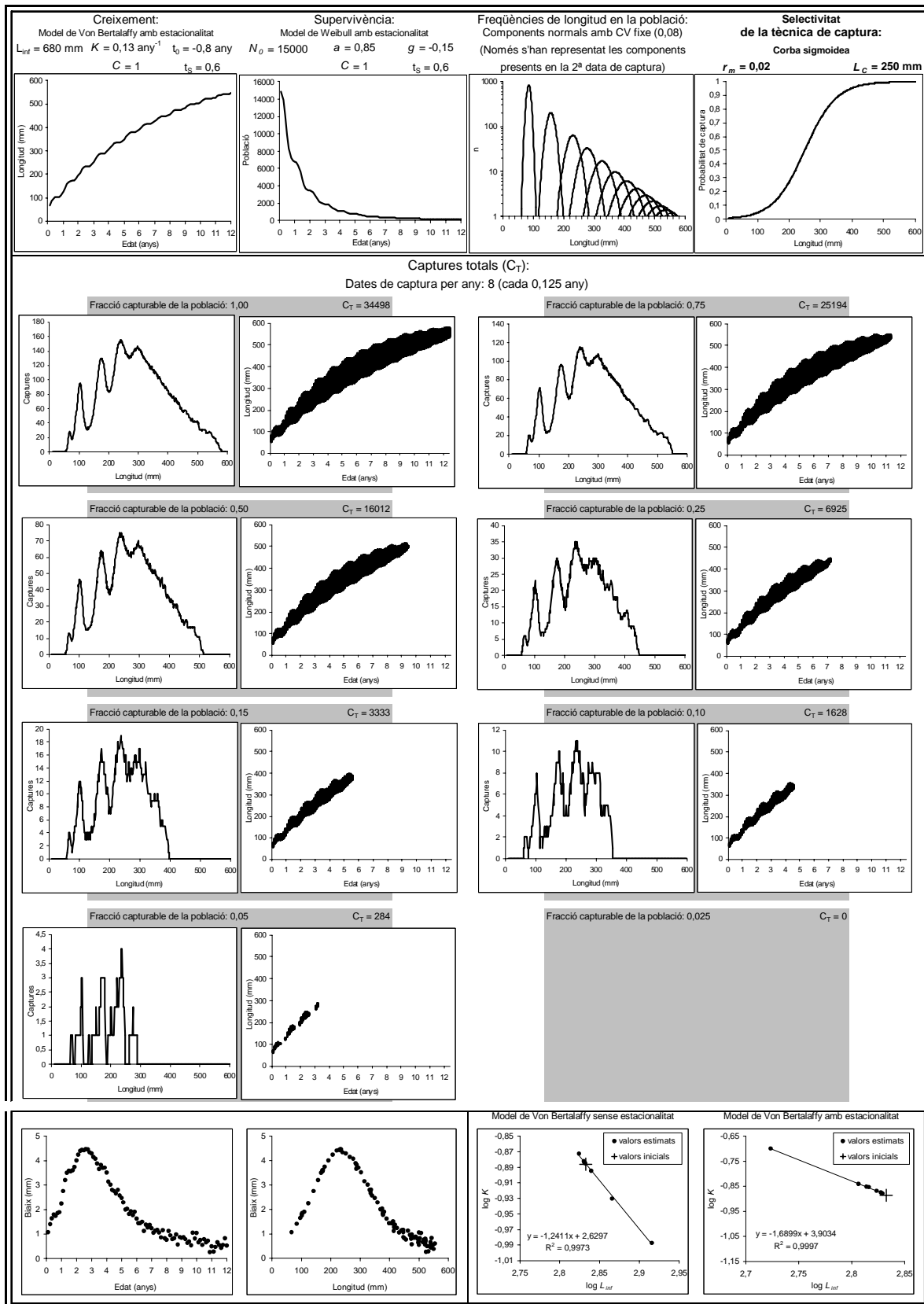


Figura III.2.31.B Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres L_{∞} i K de dos models de creixement. Quadre superior: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre central: simulació de vuit grups de mostres, cadascun amb dades de vuit mostrejors al llarg d'un any. Quadre inferior esquerra: biaix en les mitjanes de longitud de les captures (per edat i data de captura) respecte de les mitjanes poblacionals. Quadre inferior dret: relació entre els paràmetres del model de creixement, estimats per regressió no lineal sobre les dades de les captures simulades.

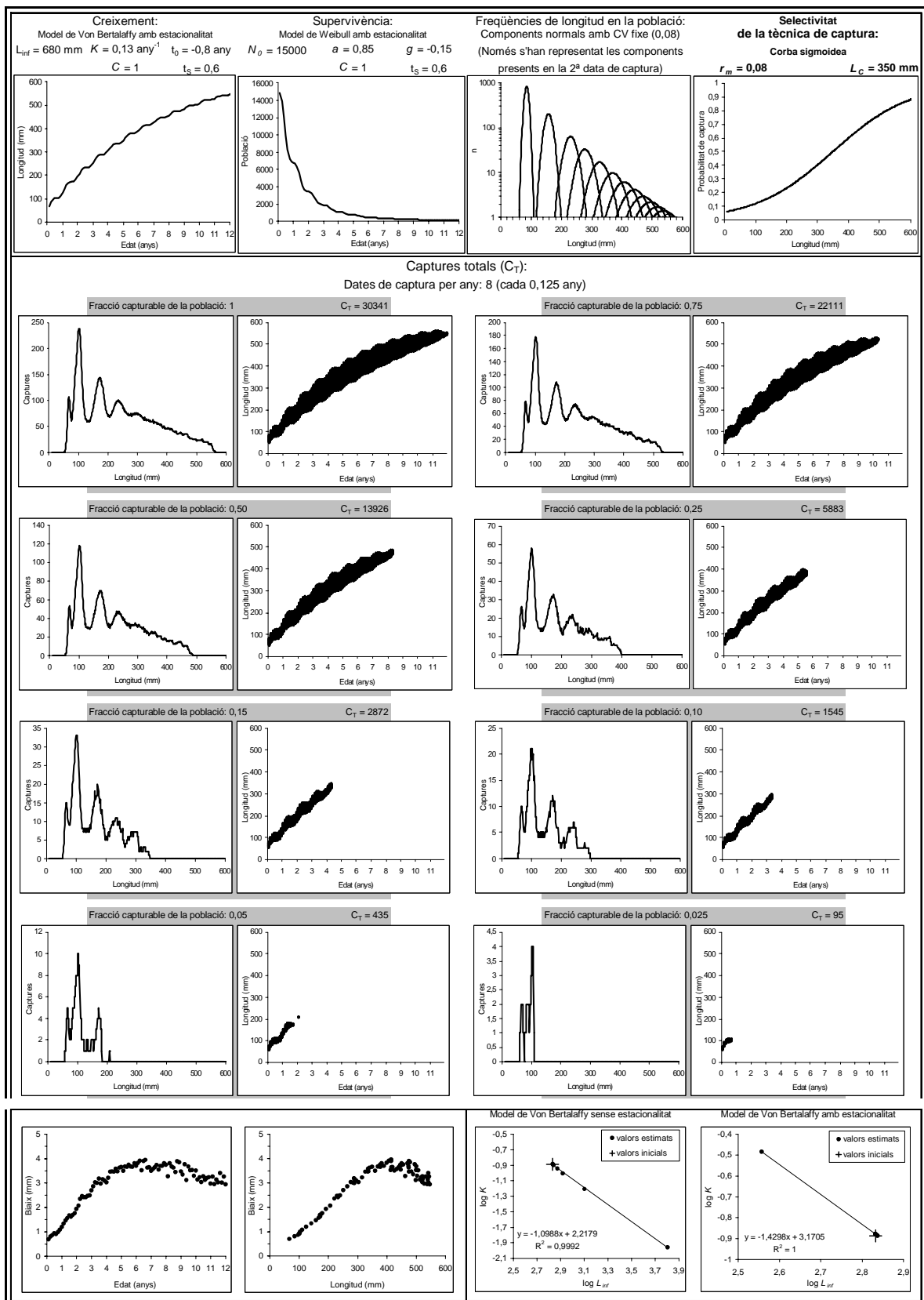


Figura III.2.31.C Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres L_{∞} i K de dos models de creixement. Quadre superior: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre central: simulació de vuit grups de mostres, cadascun amb dades de vuit mostrejors al llarg d'un any. Quadre inferior esquerra: biaix en les mitjanes de longitud de les captures (per edat i data de captura) respecte de les mitjanes poblacionals. Quadre inferior dret: relació entre els paràmetres del model de creixement, estimats per regressió no lineal sobre les dades de les captures simulades.

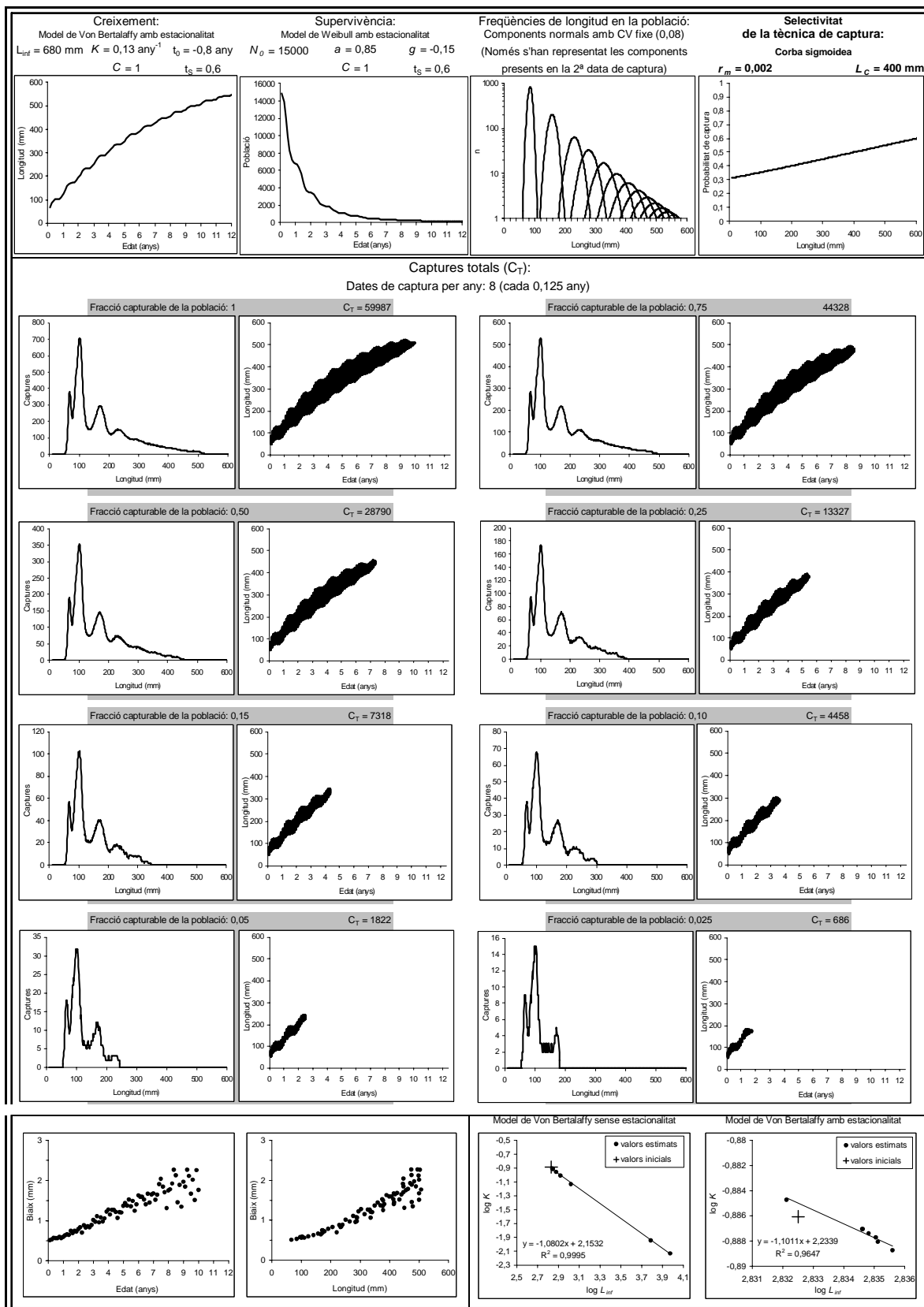


Figura III.2.31.D Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i anàlisi de la relació entre les estimacions corresponents dels paràmetres L_{∞} i K de dos models de creixement. Quadre superior: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre central: simulació de vuit grups de mostres, cadascun amb dades de vuit mostrejors al llarg d'un any. Quadre inferior esquerra: biaix en les mitjanes de longitud de les captures (per edat i data de captura), respecte les mitjanes poblacionals. Quadre inferior dret: relació entre els paràmetres del model de creixement, estimats per regressió no lineal sobre les dades de les captures simulades.

III.3 Demografia

III.3.1 Estimació de paràmetres demogràfics: grandària poblacional i supervivència

Mètode de Lincoln-Petersen aplicat a cada campanya

L'aplicació del mètode de Lincoln-Petersen a les dades de cada campanya de pesca a partir de les captures de la primera i segona volta (n_1 i n_2 , respectivament) i les recaptures de la segona volta (m_2) ha generat uns resultats només mitjanament satisfactoris (taula III.3.1, figura III.3.1), amb part de les estimacions susceptibles d'ésser esbiaixades. Això era de preveure donat l'esforç relativament baix destinat a cadascuna de les segones voltes, amb una quantitat de trams repetits a l'atzar en general massa baix, tenint en compte la magnitud de la població i la relativament baixa probabilitat de captura. En el cas de la darrera campanya de pesca (novembre 1999), no es disposa de cap estimació amb aquest mètode perquè no es varen marcar les captures, ni tampoc es va realitzar una segona volta amb repetició de trams. Les estimacions de N menys fiables ($m_2 < 8$, (Pollock 1995)) són les obtingudes amb n_2 petites que quasi sempre van acompanyades de valors de l'estadístic m_2 també baixos, degut a la baixa probabilitat de captura. Això s'ha produït, com ja s'ha dit, en les campanyes amb poc esforç en la segona volta, com la primera (juliol-agost 1997), però també en les estimacions per als grups d'edat més avançada que, en tenir poblacions més petites, haurien requerit esforços de mostreig encara molt més grans per aconseguir estimacions del tot fiables amb aquest mètode.

Pel que fa als errors estàndard de les estimacions per grup d'edat, en general són força grans i generen amples intervals de confiança, fins i tot en els casos en què els estadístics n_2 i m_2 són més grans. Aquest és, doncs, un mètode notablement imprecís, almenys per a estudis de poblacions de peixos com la que ens ocupa, mitjanament grans i mitjanament o poc accessibles al mètode de pesca (baixa capturabilitat), a no ser que s'inverteixin esforços de mostreig considerables.

Les estimacions de la grandària poblacional total s'han obtingut simplement sumant els valors estimats de cadascun dels grups d'edat separats en cada moment, i el mateix per a llurs variàncies, a partir de les quals s'han calculat després els errors estàndard i els intervals de confiança corresponents.

Malgrat la limitada fiabilitat d'aquestes primeres estimacions, o almenys d'una part d'elles, en conjunt suposen una referència amb la qual es podran comparar altres estimacions posteriors. A més, en aquests primers resultats ja es comencen a fer paleses oscil·lacions estacionals en la grandària poblacional, que més tard es confirmaran amb altres mètodes.

Finalment, pel que fa al mètode de Lincoln-Petersen, cal reconèixer que, amb tot, la seva facilitat d'aplicació el fa prou útil en estudis puntuals de poblacions de peixos. Així, si l'interès no residís tant en el seguiment al llarg del temps com en obtenir estimacions úniques

i puntuals, probablement seria més indicat esmerçar més esforç de l'aplicat per terme mig en aquest estudi en una sola campanya (que no deixa d'ésser molt alt mesurat en altres termes), o en unes poques, amb el qual s'obtidrien estimacions força bones de la grandària poblacional. Posats a formular hipòtesis, i en el cas concret de l'Estany de Banyoles o de localitats de magnitud i característiques similars, amb campanyes amb un esforç intensiu i diari com l'aplicat, però d'una durada d'entre 20 i 25 dies aproximadament, s'assolirien estimacions de la grandària poblacional força acceptables per a tots els grups d'edat, no només per als més joves. Aquesta magnitud d'esforç podria tenir sentit, per exemple, si es repetís cada dos o cinc anys en el context d'un monitoratge sobre l'evolució a mig termini de les poblacions de peixos més dominants en el litoral de l'Estany, bàsicament i, per ara, dels dos centràrquids introduïts (*Micropterus salmoides* i *Lepomis gibbosus*).

Cohort	Data	Edat	n_1	n_2	m_2	\hat{N}	$\hat{S}(\hat{N})$	Int. conf. 95%
1998	Novembre 1998	0,46	1727	264	40	11168	1585	3106
1998	Gener 1999	0,67	1006	289	48	5959	757	1484
1998	Juny 1999	1,06	2609	168	59	7351	753	1477
1997	Juliol 1997	0,17	386	23	0	9287	9081	17798
1997	Setembre 1997	0,33	1166	436	65	7726	851	1668
1997	Novembre 1997	0,50	1388	168	49	4694	547	1072
1997	Febrer 1998	0,73	1489	330	73	6664	666	1304
1997	Abril 1998	0,88	1739	110	14	12875	3078	6034
1997	Juny 1998	1,06	1729	186	48	6601	799	1565
1997	Novembre 1998	1,46	692	79	14	3695	851	1668
1997	Gener 1999	1,67	228	43	6	1438	491	963
1997	Juny 1999	2,06	315	23	9	757	180	353
1996	Juliol 1997	1,17	571	15	6	1306	368	722
1996	Setembre 1997	1,33	338	108	31	1154	163	320
1996	Novembre 1997	1,50	352	41	12	1139	258	506
1996	Febrer 1998	1,73	250	31	8	891	248	485
1996	Abril 1998	1,88	351	22	6	1156	361	707
1996	Juny 1998	2,06	235	27	4	1321	530	1039
1996	Novembre 1998	2,46	141	15	2	756	390	764
1996	Gener 1999	2,67	56	9	3	142	53	104
1996 *	Juny 1999	3,06	67	4	1	169	92	180
1995 *	Juliol 1997	2,17	165	7	2	442	200	392
1995 *	Setembre 1997	2,33	86	36	5	536	193	379
1995 *	Novembre 1997	2,50	152	18	4	580	220	430
1995 *	Febrer 1998	2,73	116	17	4	420	157	307
1995 *	Abril 1998	2,88	124	7	5	166	33	65
1995 *	Juny 1998	3,06	78	15	3	315	133	261
1995 *	Novembre 1998	3,46	34	3	0	139	119	234
1995 *	Gener 1999	3,67	47	13	6	95	24	46
Totes	Juliol 1997	-	-	-	-	11035	9090	17817
Totes	Setembre 1997	-	-	-	-	9415	888	1741
Totes	Novembre 1997	-	-	-	-	6414	643	1261
Totes	Febrer 1998	-	-	-	-	7975	727	1425
Totes	Abril 1998	-	-	-	-	14196	3100	6075
Totes	Juny 1998	-	-	-	-	8237	968	1897
Totes	Novembre 1998	-	-	-	-	15758	1844	3615
Totes	Gener 1999	-	-	-	-	7634	904	1772
Totes	Juny 1999	-	-	-	-	8277	780	1529

Taula III.3.1 Estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}) mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen, per data i cohort o grup d'edat separat. En cap cas es compleix que $m_1+m_2 > \hat{N}$. En gris: no es compleix $m_2 > 7$. \hat{N}_i de totes = suma de les \hat{N}_i per cohorts. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

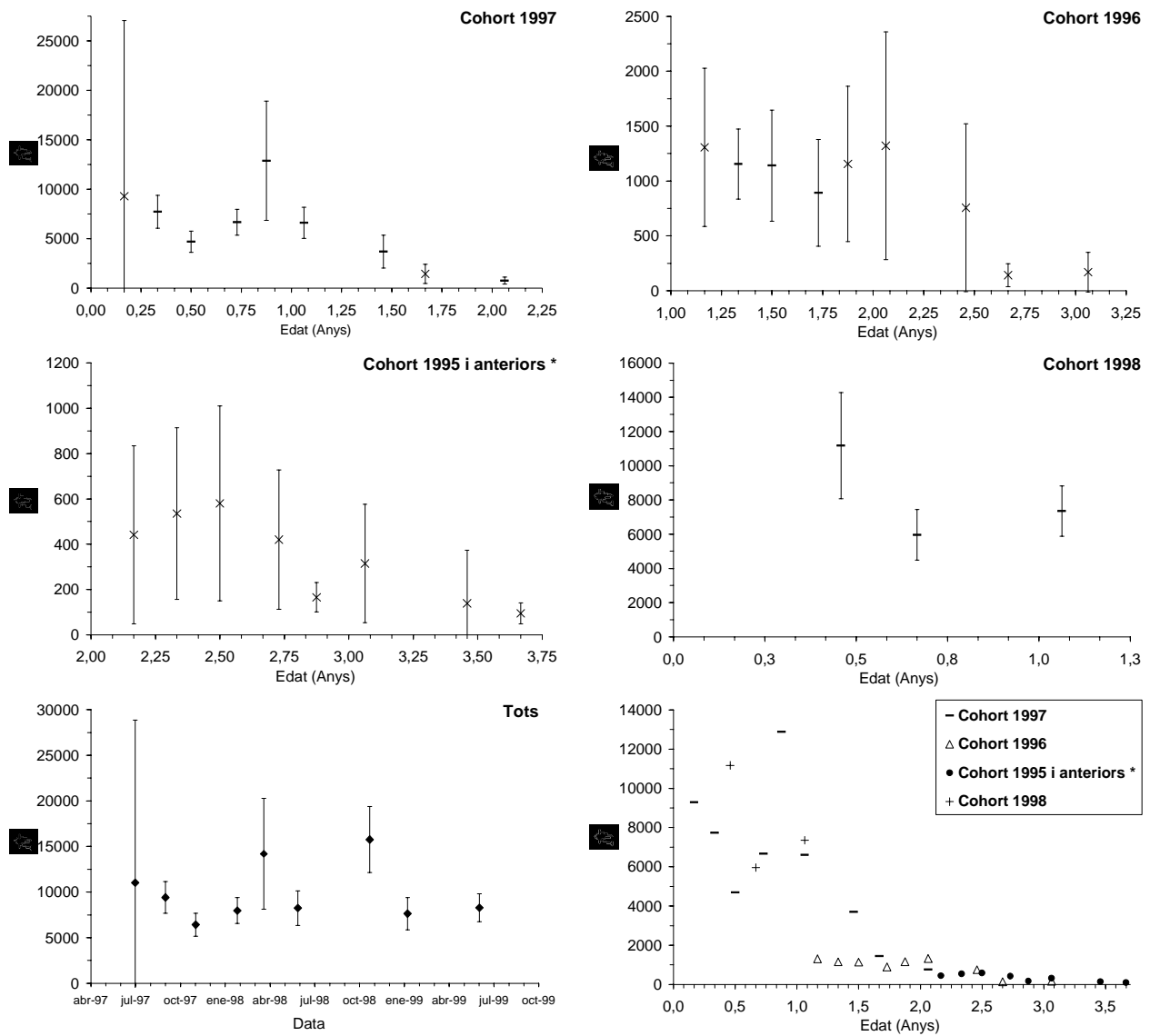


Figura III.3.1 Estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}) mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen, per cohort o grup d'edat separat. Creus obliques: no es compleix la condició $m_2 > 7$.

Mètode de Lincoln-Petersen aplicat entre campanyes

Fins ara s'han comentat els resultats del mètode de Lincoln-Petersen a partir de les dades de cada campanya separatament. Són, per tant, estimacions que en el context d'aquest treball es podrien anomenar intracampanyes. A més d'aquestes, però, i tal com ja s'avançava en el capítol de mètodes, s'han realitzat algunes estimacions a les quals es farà referència a partir d'aquí com estimacions intercampanyes. Si bé aquestes estimacions s'haurien pogut realitzar per a tots els parells de campanyes possibles de realitzar, si més no de les contigües (9 estimacions potencials intercampanyes), només se n'han dut a terme dues, per a les campanyes de novembre de 1997 i 1998 (taula III.3.2 i figura III.3.2). El motiu per rebutjar la resta de les possibles estimacions intercampanyes ha estat la pèrdua detectada de marques, fins i tot entre dues campanyes properes en el temps, i l'efecte esbiaixant que això hauria tingut sobre aquestes estimacions. En el següent apartat es mostrarà, mitjançant diversos anàlisis i simulacions, com aquesta pèrdua efectivament s'ha produït i no és en absolut menystenible. També es mostrarà com, amb tot, sembla haver-se donat un patró estacional clar en la taxa de pèrdua de marques que ja serà discutit, però que, en qualsevol cas, indica que la pèrdua de marques és mínima durant un període hivernal comprès entre els mesos de novembre i març, aproximadament. És dins aquest interval temporal que es troben les quatre campanyes escollides per a obtenir les estimacions intercampanyes per als mesos de novembre que es presenten finalment.

Lògicament, les estimacions intercampanyes realitzades deriven de valors de captures totals ($n_1 + n_2$) més alts que no pas les estimacions intracampanyes paral·leles, i el mateix es pot dir de les recaptures (m_2). Això implica, en principi, i a no ser que es donin altres problemes no identificats, que les estimacions intercampanyes seran més fiables sempre acceptant que no hi hagi hagut gens de pèrdua de marques, o que si més no sigui menystenible. Aquí cal apuntar que l'observació directa dels peixos recapturats indicà que la regeneració durant els dos mesos posteriors de les aletes mutilades al novembre fou sempre de les més baixes, de manera que difícilment és imaginable que s'hagin perdut marques per una regeneració ràpida. Per altra banda, aquests valors majors per als estadístics de base també ha permès realitzar diverses estimacions suplementàries per a cada data, fragmentant en més grups d'edat el darrer grup que en les estimacions intracampanyes agrupa generalment totes les cohorts de 2 o més anys. De fet, aquest era un dels objectius principals per a aplicar el mètode de Lincoln-Petersen entre les campanyes hivernals, ja que aquestes estimacions complementàries per a grups d'edat més avançada seran d'utilitat més endavant a l'hora de ajustar alguns models de supervivència. La fragmentació del darrer grup d'edat no s'ha pogut fer com en els més joves a partir de l'establiment de límits arbitraris però força inequívocs entre cohorts a partir de les freqüències de longitud (vegeu la taula II.5.1). En comptes d'això, ha calgut simplement aplicar límits equidistants en la variable longitud. Donat que, com ja s'ha demostrat, el creixement individual durant aquesta època, i més per a edats avançades, és mínim per no dir nul, és molt versemblant considerar també com a mínima la possibilitat de transferència d'individus d'un grup a l'altre, que, en cas que es donés, suposaria la violació del primer

supòsit del mètode, que suposa que la població és tancada. Per tant, aquesta qüestió constitueix un motiu més pel qual difícilment s'haurien pogut obtenir estimacions intercampanyes fiables per a la resta de l'any, almenys per als nous grups de longitud separats. S'han realitzat fins a tres nivells de separació del darrer grup d'edat, separant-lo en sis, quatre i tres subgrups de longitud, cadascun amb una edat central predita a partir de la longitud central i la utilització de paràmetres del model 9 de creixement (VBGM) estimats anteriorment. Com més subgrups addicionals, major és el nombre d'estimacions de la grandària poblacional que no han complert la condició $m_2 > 7$ que garanteix en bona mesura la seva exactitud, ja que les captures dels individus grans sempre han estat més aviat escasses i, per tant, encara més les recaptures.

Si es comparen les estimacions intracampanyes amb les estimacions intercampanyes dels primers grups d'edat separats, indistintament de l'any en què han estat obtingudes, s'observen poques diferències notables en una escala logarítmica (figura III.3.3). A més a més, els rangs dels intervals de confiança estan gairebé sempre, i en més o menys mesura, solapats, excepte en un cas, el dels joves de l'any, on s'observa un probable i considerable biaix en una estimació intracampanya. Per altra banda, les estimacions intercampanya són considerablement més precises i, com ja s'ha justificat més amunt, possiblement menys esbiaixades, cosa que podria explicar la menor dispersió que mostren. A banda de l'efecte negatiu que tenen sobre la precisió i l'exactitud del baix valor dels estadístics, els pitjors resultats intracampanyes es podrien explicar per altres vies, sempre de manera especulativa. Per exemple, pel fet que en la segona volta de cada campanya els peixos capturats en la primera mostressin un comportament diferenciat davant la tècnica de captura respecte dels que no ho havien estat, donada la proximitat temporal entre ambdues voltes. Això afectaria la seva probabilitat de captura, fent més dubtosa l'acceptació del segon supòsit del mètode. De fet, aquesta situació ja ha estat posada en evidència per aquesta espècie (McInerney i Cross 1999), els quals sugereixen que, en conseqüència, és millor escollir dissenys mostrals per aquests mètode simples de marcatge-recaptura que incorporin una separació mínima d'uns quants mesos entre les ocasions de captura.

Data	Cohort	Interval de longitud	Edat	n_1	n_2	m_2	\hat{N}	$\hat{S}(\hat{N})$	Int. conf. 95%
Novembre 1997 *	1997	71-158	0,50	1568	1850	310	9337	432	848
	1996	158-235	1,50	395	281	61	1800	186	364
	1995	235-281	2,50	86	80	21	319	50	99
	-	281-379	4,04 ⁺	62	32	9	207	50	99
	-	379-428	6,15 ⁺	2	6	0	20	16	31
	-	428-477	7,47 ⁺	3	3	0	15	12	24
	-	477-526	9,06 ⁺	9	8	1	44	25	49
	-	526-568	11,09 ⁺	8	6	3	15	4	8
	-	281-379	4,04 ⁺	62	32	9	207	50	99
	-	379-477	6,15 ⁺	5	9	0	59	52	102
	-	477-568	9,07 ⁺	17	14	4	53	17	33
	-	281-428	4,04 ⁺	64	38	9	253	64	125
	-	428-568	7,47 ⁺	20	17	4	75	25	49
	Novembre 1998 *	1998	64-145	0,46	2054	1352	197	14042	877
1997		145-225	1,46	798	273	84	2575	219	430
1996		225-281	2,46	159	68	17	612	117	229
-		281-379	4,04 ⁺	24	27	3	174	74	146
-		379-428	6,15 ⁺	7	19	5	26	5	9
-		428-477	7,47 ⁺	1	4	1	4	0	0
-		477-526	9,06 ⁺	3	8	0	35	29	58
-		526-568	11,09 ⁺	2	3	0	11	8	17
-		281-379	4,04 ⁺	24	27	3	174	74	146
-		379-477	6,15 ⁺	8	23	6	30	5	9
-		477-568	9,07 ⁺	5	11	0	71	63	123
-		281-428	4,04 ⁺	31	46	8	166	42	83
-	428-568	7,47 ⁺	6	15	1	55	31	61	

Taula III.3.2 Estimacions de la grandària poblacional per al novembre de 1997 i per al novembre de 1998 mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen entre dues campanyes hivernals consecutives (estimacions intercampanyes). En cap cas es compleix que $m_1+m_2 > \hat{N}$. En gris: no es compleix $m_2 > 7$. * 1a ocasió de pesca (2a ocasió: febrer 1997 i febrer 1998, respectivament). ⁺ Edats centrals assignades a l'interval de longitud a partir del valor central d'aquest (vegeu el capítol II.5.4).

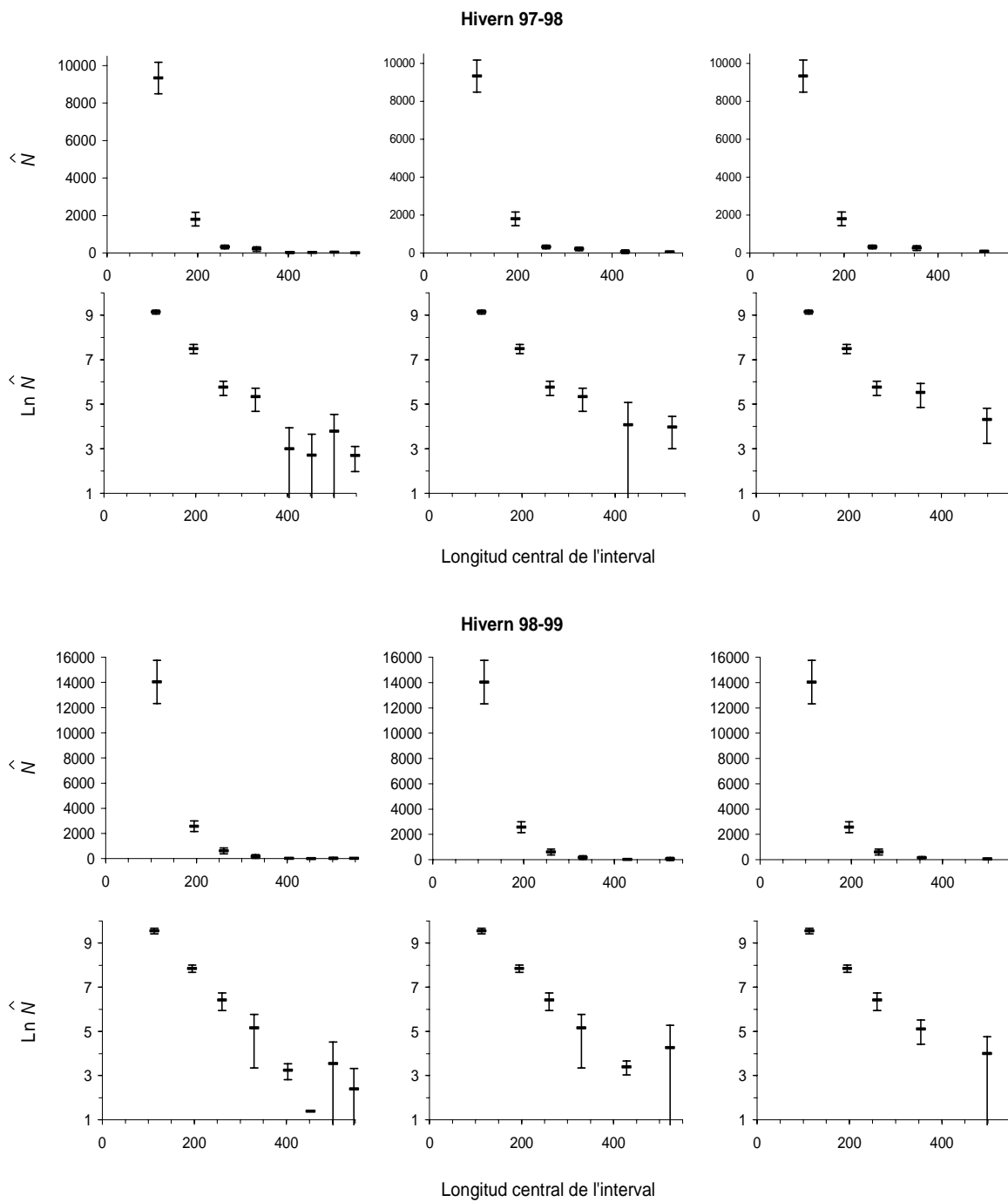


Figura III.3.2 Estimacions de la grandària poblacional per al novembre de 1997 (dalt) i per al novembre de 1998 (baix) mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen entre dues campanyes hivernals consecutives (estimacions intercampañes). Les barres verticals representen els intervals de confiança del 95%.

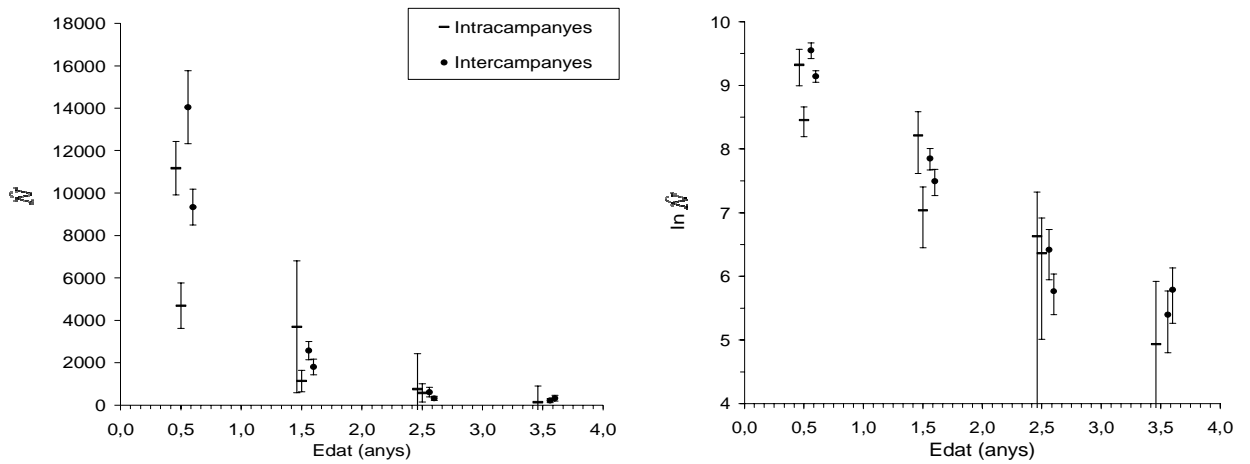


Figura III.3.3 Comparació, per als primers grups d'edat, de les estimacions de la grandària poblacional per al més de novembre (1997 i 1998) obtingudes mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen a partir de les dades de les campanyes de novembre (estimacions intracampanyes) respecte de les obtingudes mitjançant el mateix mètode a partir de les dades de les campanyes consecutives de novembre i febrer (estimacions intercampanyes). Aquestes segones s'han representat respecte d'una edat desplaçada 0,1 anys endavant per a evitar la superposició dels casos en els gràfics. Les barres verticals representen els intervals de confiança del 95%.

Primers resultats amb el model de Jolly-Seber

Prèviament a l'aplicació del model de Jolly-Seber, s'han dut a terme els dos testos descrits al capítol de mètodes per a la comprovació del compliment dels dos primers supòsits (homogeneïtat de les probabilitats de captura i supervivència). A la taula III.3.3 es mostra una síntesi dels resultats d'aquests testos, duts a terme per a cadascuna de les anàlisis finals que es realitzarien posteriorment, una per a cada cohort o grup d'edat separat. Com es pot veure, sovint es dóna el cas que es detecta una heterogeneïtat global significativa, especialment en el primer test, fruit de la suma d'heterogeneïtats per ocasió, de les quals només una o unes poques són significatives. Per aquesta raó, després del primer test per a totes les ocasions disponibles, s'ha realitzat un seguit de testos diversos agrupant o ometent algunes de les ocasions on hi havia indicis que es podien haver incomplert els supòsits avaluats.

El test 1, que sobretot detecta part de la possible heterogeneïtat en la probabilitat de captura, és el que ha generat més resultats significatius. En general, tot i que cada cohort presenta resultats diferenciats per aquest test, sembla que l'heterogeneïtat global deixa d'ésser significativa eliminant la tercera o la quarta ocasió de mostreig, per una banda, o bé, per l'altra, eliminant les dues primeres ocasions, així com també per les dues vies alhora. La quarta ocasió, corresponent a la quarta campanya (abril-març 1998), fou de les que finalment es distribuïren sobre el calendari més dilatadament i, a més, en una època de canvis notables en el comportament dels peixos. Clarament, això pot haver provocat la variació de la probabilitat de captura al llarg de la campanya, que finalment explicaria els resultats significatius per a aquest test i aquesta ocasió. No es pot dir el mateix, però, de la tercera ocasió o campanya, la qual no es dilatà excessivament en el temps. En el cas de les dues primeres ocasions o campanyes, i sobretot en el cas de la primera, la tècnica de mostreig, tot i haver estat provada abastament i prèvia, potser es va acabar aplicant sobre el terreny d'una forma més irregular respecte de totes les altres campanyes que posteriorment es van anar conduint, ja amb molta més experiència. Per altra banda, la primera campanya fou l'única gran campanya realitzada en ple estiu, l'època en què, sobretot en els grups més joves (0+ i 1+) la probabilitat de captura és probablement més variable dins de cada grup d'edat com a conseqüència de la variació de la longitud també dins del grup. De tota manera, sembla donar-se també alguna estranya interacció no mesurada en aquests testos que explicaria el fet que a voltes l'heterogeneïtat desaparegui completament tant si s'elimina només una campanya com si només se n'elimina una altra. És el cas, per exemple, dels testos realitzats sobre la cohort de 1997, en que s'ha eliminant separatament la tercera campanya o bé les dues primeres. A tot plegat cal afegir el possible efecte que pot haver tingut sobre els resultats d'aquest test l'eventual violació del tercer supòsit sobre la plena retenció i detecció de marques, que es discutirà més endavant.

El test 2, que sobretot detecta part de la possible heterogeneïtat en la probabilitat de supervivència, ha donat resultats molt més satisfactoris, amb heterogeneïtats no significatives en la major part dels casos.

Amb tot, finalment s'ha optat per realitzar l'anàlisi final amb el model de Jolly-Seber sense eliminar ni conjuntar cap ocasió, ja que d'altra manera hauria calgut prescindir de moltes estimacions finals dels paràmetres demogràfics. Tot i això, els resultats del primer test poden servir si més no per a indicar quines són aquelles estimacions puntuals que podran estar subjectes a major biaix, fruit sobretot de l'heterogeneïtat en la probabilitat de captura. Sembla ser que, dels dos paràmetres demogràfics estimables mitjançant el model de Jolly-Seber amb només morts, \hat{N}_i i $\hat{\phi}_i$, és el primer el que pot resultar més esbiaixat per l'incompliment del primer supòsit (Arnason et al. 1998).

Els primers resultats amb el model de Jolly-Seber es presenten a la taula III.3.4 i a les figures III.3.4 a III.3.6. D'entrada, s'observa una aparent millora respecte dels resultats amb el mètode de Lincoln-Petersen, amb una menor dispersió de les \hat{N}_i al voltant d'una trajectòria molt més definida per a cada cohort, que semblaria indicar un menor biaix en el conjunt de les estimacions. A més a més, aquestes estimacions tenen una precisió molt major. De fet, les estimacions obtingudes amb el model de Jolly-Seber solen tenir precisions força elevades que, en qualsevol cas, creixen amb p_i , la probabilitat de captura en cada ocasió, però també amb k , el nombre total d'ocasions incloses en l'anàlisi (Pollok 1995). En aquest treball, malgrat que les p_i no són gaire elevades en comparació amb altres estudis sobre poblacions animals més accessibles, la precisió és malgrat tot prou alta, en part per la inclusió d'un nombre d'ocasions relativament gran en el disseny. Respecte d'aquests primers resultats, cal afegir també que es fan molt evidents les oscil·lacions estacionals, tant de la grandària poblacional estimada com dels altres dos paràmetres estimats i representats (\hat{p}_i i $\hat{\phi}_i$).

De tota manera, la bona aparença dels resultats de l'aplicació del mètode de Jolly-Seber no és cap garantia de la seva exactitud ni, en definitiva, de la seva fiabilitat. De fet, si es comparen les estimacions centrals de la grandària poblacional obtingudes mitjançant aquest mètode (taula III.3.4) amb les del mètode de Lincoln-Petersen, ja siguin intracampanyes (taula III.3.1) o intercampanyes (taula III.3.2), s'observa com les primeres es troben clarament per sobre. Per tant, en algun dels dos mètodes, si no en tots dos, s'ha produït algun biaix considerable. A la figura III.3.7 es mostren, gràficament, els resultats de $k-1$ anàlisis repetides sobre les dades de marcatge-recaptura de cada cohort, eliminant consecutivament i acumulada totes les ocasions menys dos començant per la darrera. En principi, aquest procés hauria de generar una matriu diagonal d'estimacions dels paràmetres en què totes les estimacions per a un paràmetre en concret en una ocasió en concret, per exemple les sis possibles \hat{N}_4 , haurien d'ésser iguals o amb mínimes diferències sempre que s'haguin complert tots els supòsits en què es basa el model. Però, com es pot veure, això no s'ha donat, sinó que es produeix una progressiva disminució en els valors estimats de la grandària poblacional per a una ocasió en concret a mesura que es van eliminant ocasions de les anàlisis, fet que es reflecteix també en diferències, per bé que no tant notables, en les diverses estimacions de la supervivència obtingudes per a cada ocasió en concret. Així doncs, algun dels supòsits s'ha incomplert de

manera prou severa per a què es produís aquest efecte detectat. D'acord amb els resultats dels testos anteriors, i sense haver fet fins aquí cap altra anàlisi o simulació, sembla que el supòsit en qüestió és el tercer, que fa referència a la plena retenció i detecció de marques. Per aclarir aquest extrem, s'han realitzat diverses simulacions i anàlisis, que es mostren al següent apartat.

Cohort	# d'ocasions incloses	Test 1			Test 2		
		$\alpha=0,01$	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$	$\alpha=0,01$	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,1$
1998	4 (totes)	1 (1)	1 (2)	1 (2)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
	3 (7 ^a omesa)	0 (1)	1 (1)	1 (1)	0 (0)	1 (1)	1 (2)
	3 (8 ^a omesa)	0 (0)	1 (1)	1 (1)	0 (0)	0 (1)	0 (1)
	3 (9 ^a omesa)	0 (1)	1 (1)	1 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
1997	10 (Totes)	1 (1)	1 (1)	1 (2)	0 (0)	0 (1)	0 (1)
	9 (3 ^a i 4 ^a agrupades)	0 (0)	0 (0)	0 (2)	0 (0)	0 (1)	0 (1)
	9 (3 ^a omesa)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (1)	0 (1)
	9 (4 ^a omesa)	0 (0)	0 (0)	1 (2)	0 (1)	1 (1)	1 (1)
	8 (1 ^a i 2 ^a omeses)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
1996 ⁺	10 (totes)	1 (1)	1 (3)	1 (5)	0 (0)	0 (2)	0 (2)
	9 (3 ^a i 4 ^a agrupades)	1 (1)	1 (2)	1 (4)	0 (0)	0 (1)	1 (2)
	9 (3 ^a omesa)	0 (0)	1 (2)	1 (4)	0 (0)	1 (1)	1 (2)
	9 (4 ^a omesa)	1 (0)	1 (3)	1 (4)	0 (0)	0 (1)	1 (1)
	8 (1 ^a i 2 ^a omeses)	0 (0)	0 (0)	1 (2)	0 (0)	0 (1)	1 (1)
1995*	8 (totes)	0 (0)	1 (1)	1 (3)	0 (0)	0 (0)	0 (1)
	7 (3 ^a i 4 ^a agrupades)	0 (0)	1 (1)	1 (3)	0 (0)	0 (0)	0 (1)
	7 (3 ^a omesa)	1 (0)	1 (2)	1 (4)	0 (0)	0 (1)	0 (1)
	7 (4 ^a omesa)	0 (0)	0 (0)	0 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (1)
	6 (1 ^a i 2 ^a omeses)	1 (1)	1 (2)	1 (2)	0 (0)	0 (0)	0 (0)

Taula III.3.3 Resultats dels testos 1 i 2 d'homogeneïtat de la probabilitat de captura i de la supervivència. Llegenda dels resultats: 0, heterogeneïtat global no significativa al nivell (α) indicat; 1, heterogeneïtat global significativa al nivell (α) indicat; entre parèntesi, nombre d'ocasions (campanyes) amb heterogeneïtat significativa. ⁺ Per algunes de les ocasions (campanyes) el grup d'edat inclou la cohort assenyalada més totes les anteriors. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors, per a totes les ocasions (campanyes).

Dades de grup		Estadístics						Grandària poblacional			Paràmetres Capturabilitat			Supervivència						
Cohort	Data	Edat	n_i	m_i	R_i	r_i	z_i	$z p_i$	\hat{N}_i	$S(\hat{N}_i)$	I. conf. 95%	\hat{p}_i	$S(\hat{p}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{q}_i	$s^{-1} \cdot 10^{-6}$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\frac{\ln \hat{\phi}_i}{\text{any}}$
1998	Nov-98	0,46	2008	0	1972	488	0	4240	19115	681	1335	0,105	-	-	1,771	0,899	0,058	0,113	-0,512	
1998	Feb-99	0,71	1305	188	1235	266	303	3423	17150	876	1717	0,076	0,008	0,015	1,190	0,604	0,042	0,082	-1,274	
1998	Jun-99	1,06	2811	455	2649	309	114	878	10316	459	900	0,273	0,023	0,046	4,671	-	-	-	-	
1998	Nov-99	1,46	1187	423	1187	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
1997	Jul-97	0,17	573	0	411	123	0	7680	26090	1941	3804	0,022	-	-	0,695	0,557	0,044	0,086	-3,507	
1997	Set-97	0,33	1817	45	1654	783	78	5986	14453	357	700	0,126	0,021	0,041	2,228	0,875	0,030	0,059	-0,801	
1997	Nov-97	0,50	1658	320	1646	775	541	5111	12505	314	615	0,133	0,009	0,017	2,743	0,994	0,036	0,071	-0,025	
1997	Feb-98	0,73	1937	526	1892	712	790	3949	12421	346	678	0,156	0,008	0,016	2,488	0,929	0,041	0,080	-0,509	
1997	Abr-98	0,88	2032	731	1737	482	771	2629	11492	406	796	0,177	0,009	0,018	3,372	0,755	0,043	0,085	-1,501	
1997	Jun-98	1,06	2090	893	1955	313	360	1021	8450	384	753	0,247	0,015	0,030	5,143	0,371	0,027	0,053	-2,504	
1997	Nov-98	1,46	766	409	763	186	364	568	3086	178	349	0,248	0,019	0,037	4,186	0,827	0,104	0,203	-0,759	
1997	Feb-99	1,71	271	185	268	56	365	483	2550	290	568	0,106	0,015	0,028	1,662	0,565	0,087	0,170	-1,614	
1997	Jun-99	2,06	338	220	322	58	101	201	1438	153	300	0,235	0,030	0,060	4,029	-	-	-	-	
1997	Nov-99	2,46	259	159	259	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
1996	Jul-97	1,17	634	0	579	192	0	1278	4474	243	476	0,142	-	-	4,484	0,565	0,040	0,078	-3,423	
1996	Set-97	1,33	496	79	480	233	113	974	2498	109	214	0,200	0,025	0,048	3,519	0,845	0,053	0,104	-1,013	
1996	Nov-97	1,50	436	143	434	201	203	771	2096	101	198	0,208	0,020	0,039	4,304	0,811	0,058	0,113	-0,916	
1996	Feb-98	1,73	326	152	326	153	252	646	1697	95	186	0,192	0,018	0,036	3,064	1,000+	0,097	0,190	0,000	
1996	Abr-98	1,88	367	196	358	92	209	432	2034	168	329	0,180	0,020	0,039	3,441	0,615	0,076	0,149	-2,597	
1996	Jun-98	2,06	286	187	281	69	114	238	1244	117	229	0,300	0,028	0,055	4,780	0,561	0,084	0,164	-1,460	
1996	Nov-98	2,46	157	91	157	43	92	150	695	83	163	0,226	0,034	0,067	3,809	1,000+	0,287	0,563	0,000	
1996	Feb-99	2,71	75	59	72	11	76	118	792	210	412	0,096	0,028	0,055	1,481	0,497	0,184	0,361	-1,975	
1996 *	Jun-99	3,06	83	60	73	10	27	46	392	102	200	0,212	0,062	0,122	3,629	-	-	-	-	
1996 *	Nov-99	3,46	56	37	56	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

Taula III.3.4.A Resultats de l'anàlisi amb el model de Jolly-Seber amb només morts. En tots els casos menys un, $m_i > 10$ i $r_i > 10$. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

Dades de grup		Estadístics					Grandària poblacional			Paràmetres Capturabilitat			Supervivència							
Cohort	Data	Edat	n_i	m_i	R_i	r_i	z_i	$z p_i$	\hat{M}_i	$S(\hat{M}_i)$	I. conf. 95%	\hat{p}_i	$S(\hat{p}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{q}_i	$s^{-1} \cdot 10^{-6}$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\ln \frac{\hat{\phi}_i}{any}$
1995 *	Jul-97	2,17	168	0	162	74	0	392	1019	79	155	0,165	-	-	5,217	-	0,672	0,07	0,136	-2,381
1995 *	Set-97	2,33	134	25	131	79	49	332	681	45	88	0,197	0,040	0,079	3,487	-	1,000*	0,095	0,187	0,000
1995 *	Nov-97	2,50	167	63	167	79	65	244	679	50	98	0,246	0,036	0,071	5,089	-	0,898	0,107	0,211	-0,468
1995 *	Feb-98	2,73	135	64	133	52	80	188	610	60	118	0,221	0,034	0,067	3,530	-	0,851	0,134	0,263	-1,106
1995 *	Abr-98	2,88	121	73	119	35	59	119	517	66	129	0,234	0,040	0,079	4,463	-	0,746	0,166	0,325	-1,565
1995 *	Jun-98	3,06	94	63	91	18	31	60	384	71	139	0,245	0,056	0,110	5,090	-	0,543	0,185	0,363	-1,545
1995 *	Nov-98	3,46	35	26	35	8	23	43	207	59	116	0,169	0,059	0,116	2,851	-	-	-	-	-
1995 *	Feb-99	3,71	51	31	50	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Totes	Jul-97	-	-	-	-	-	-	-	31583	1958	3837	0,043	-	-	1,365	-	0,562	0,044	0,087	-3,455
Totes	Set-97	-	-	-	-	-	-	-	17632	376	737	0,137	-	-	2,425	-	0,876	0,039	0,076	-0,797
Totes	Nov-97	-	-	-	-	-	-	-	15280	334	654	0,143	-	-	2,949	-	0,965	0,045	0,089	-0,157
Totes	Feb-98	-	-	-	-	-	-	-	14728	364	713	0,158	-	-	2,521	-	0,934	0,057	0,112	-0,472
Totes	Abr-98	-	-	-	-	-	-	-	14043	444	871	0,177	-	-	3,368	-	0,734	0,058	0,114	-1,649
Totes	Jun-98	-	-	-	-	-	-	-	10078	408	799	0,245	-	-	5,090	-	0,401	0,053	0,103	-2,307
Totes	Nov-98	-	-	-	-	-	-	-	23103	205	402	0,127	-	-	2,147	-	-	-	-	-
Totes	Feb-99	-	-	-	-	-	-	-	20492	358	702	0,079	-	-	1,241	-	0,595	0,061	0,120	-1,466
Totes	Jun-99	-	-	-	-	-	-	-	12146	705	1383	0,266	-	-	4,563	-	-	-	-	-

Taula III.3.4.B Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts. En tots els casos menys un, $m_i > 10$ i $r_i > 10$. \hat{M}_i de totes: suma de les cohortes. $\hat{\Phi}_i$ de totes: mitjana de les cohortes ponderada per \hat{M}_i . * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

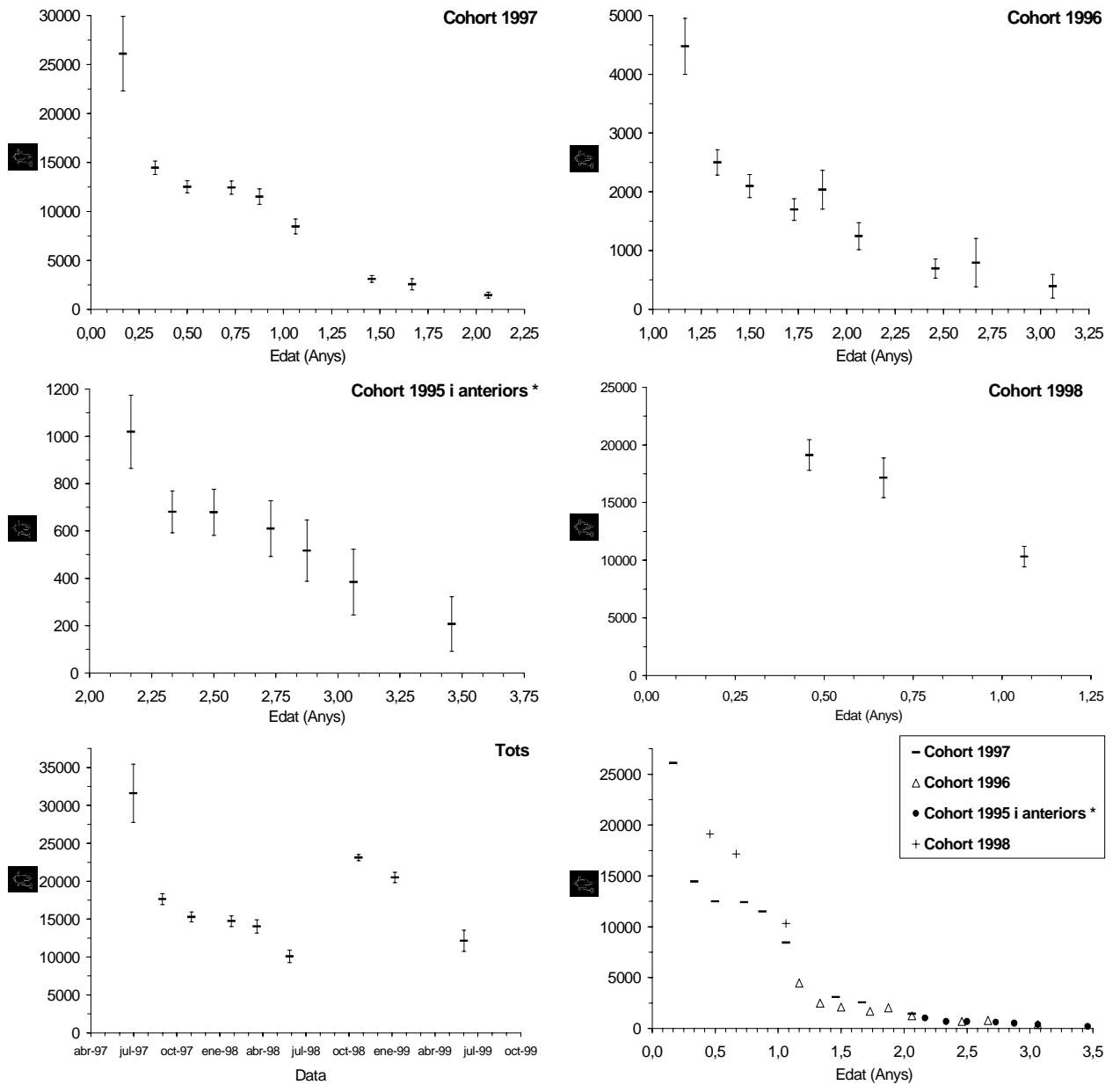


Figura III.3.4 Grandàries poblacionals estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts. Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

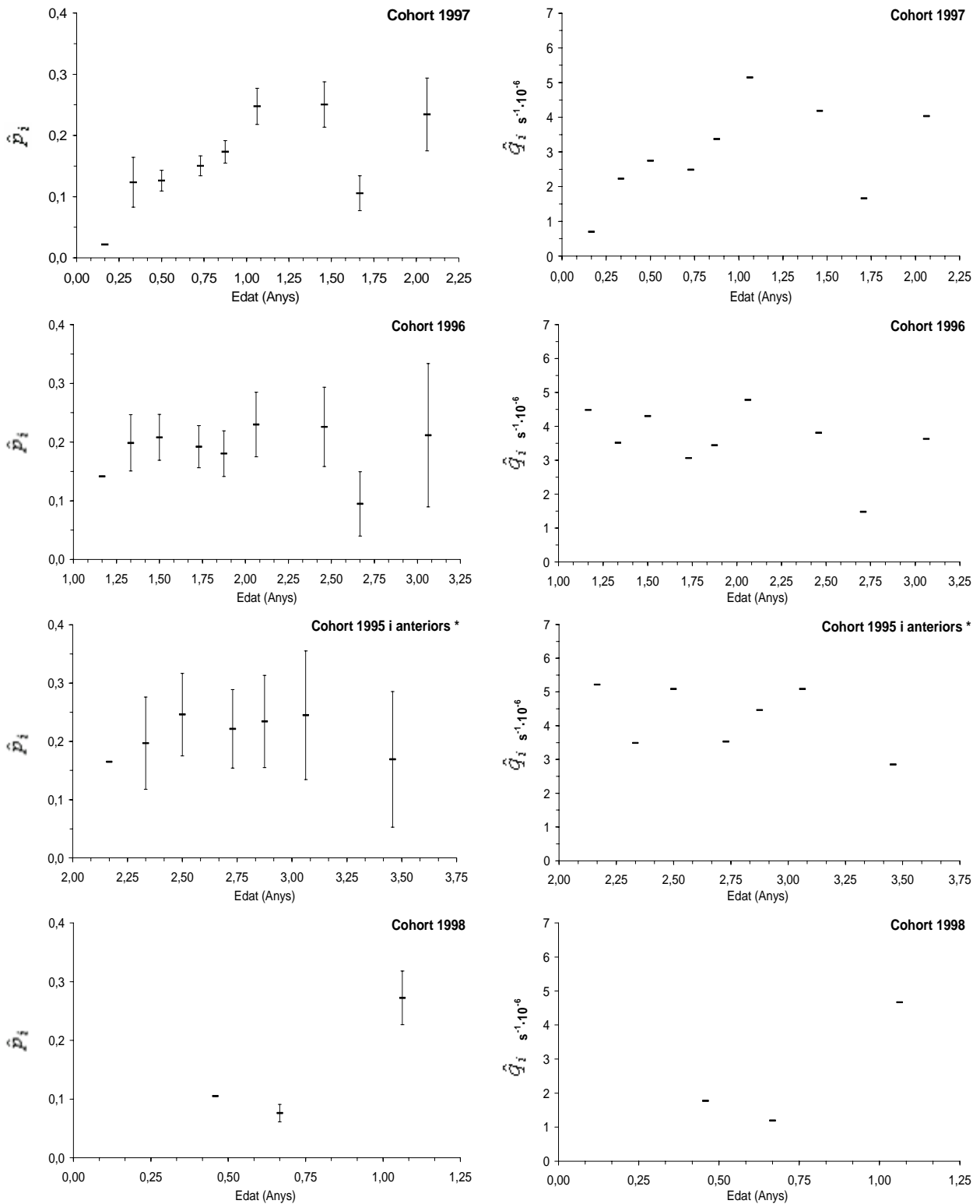


Figura III.3.5.A Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

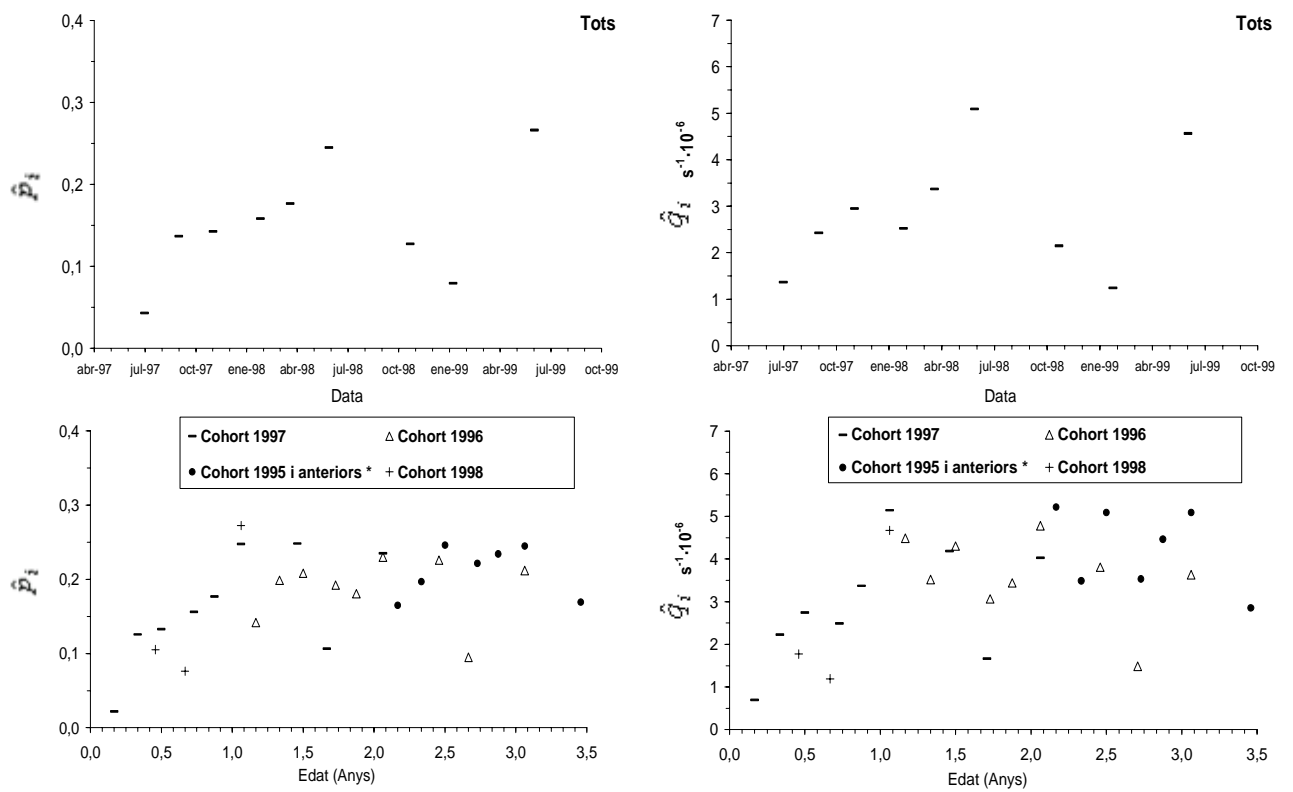


Figura III.3.5.B Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

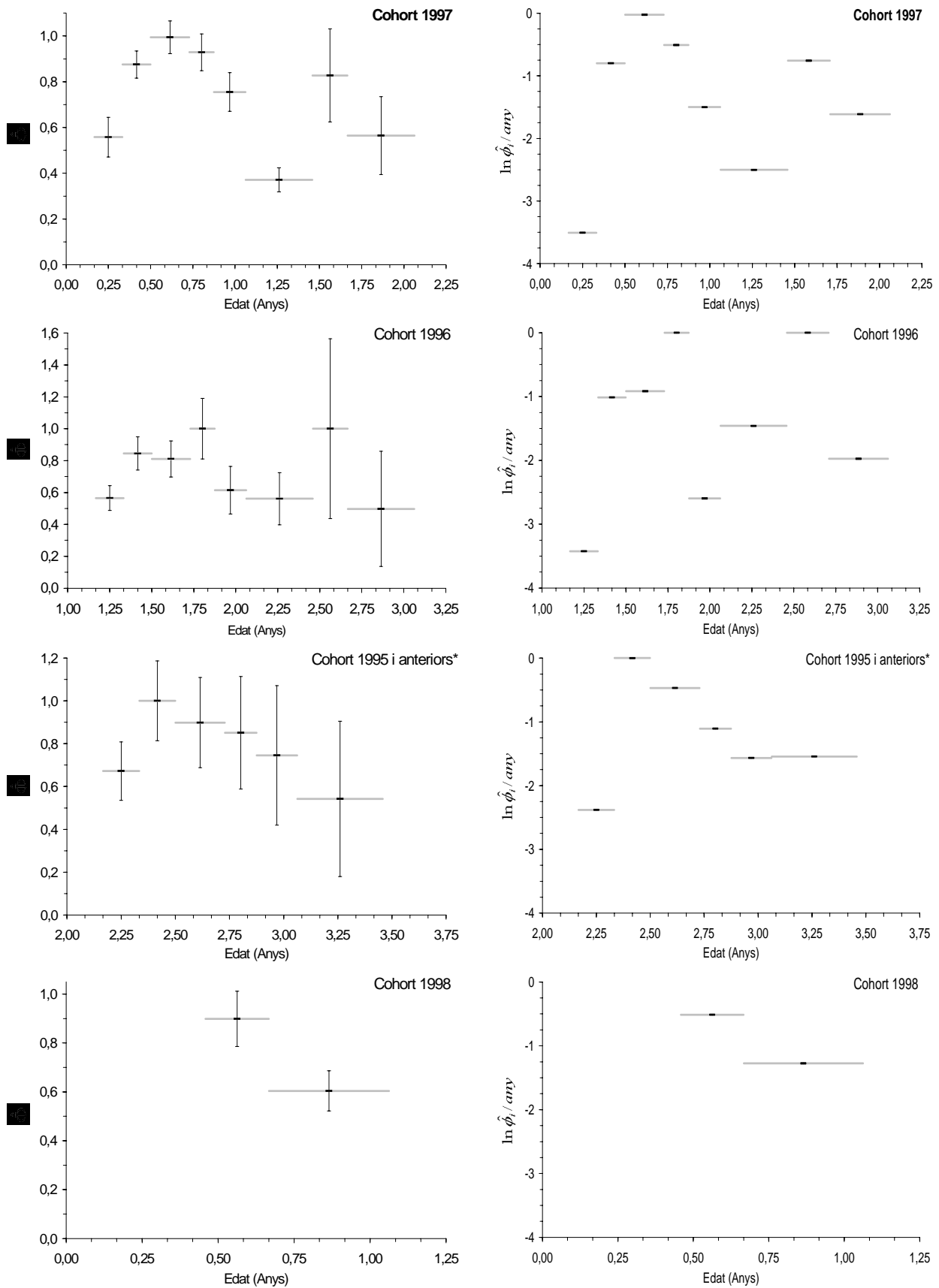


Figura III.3.6.A Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

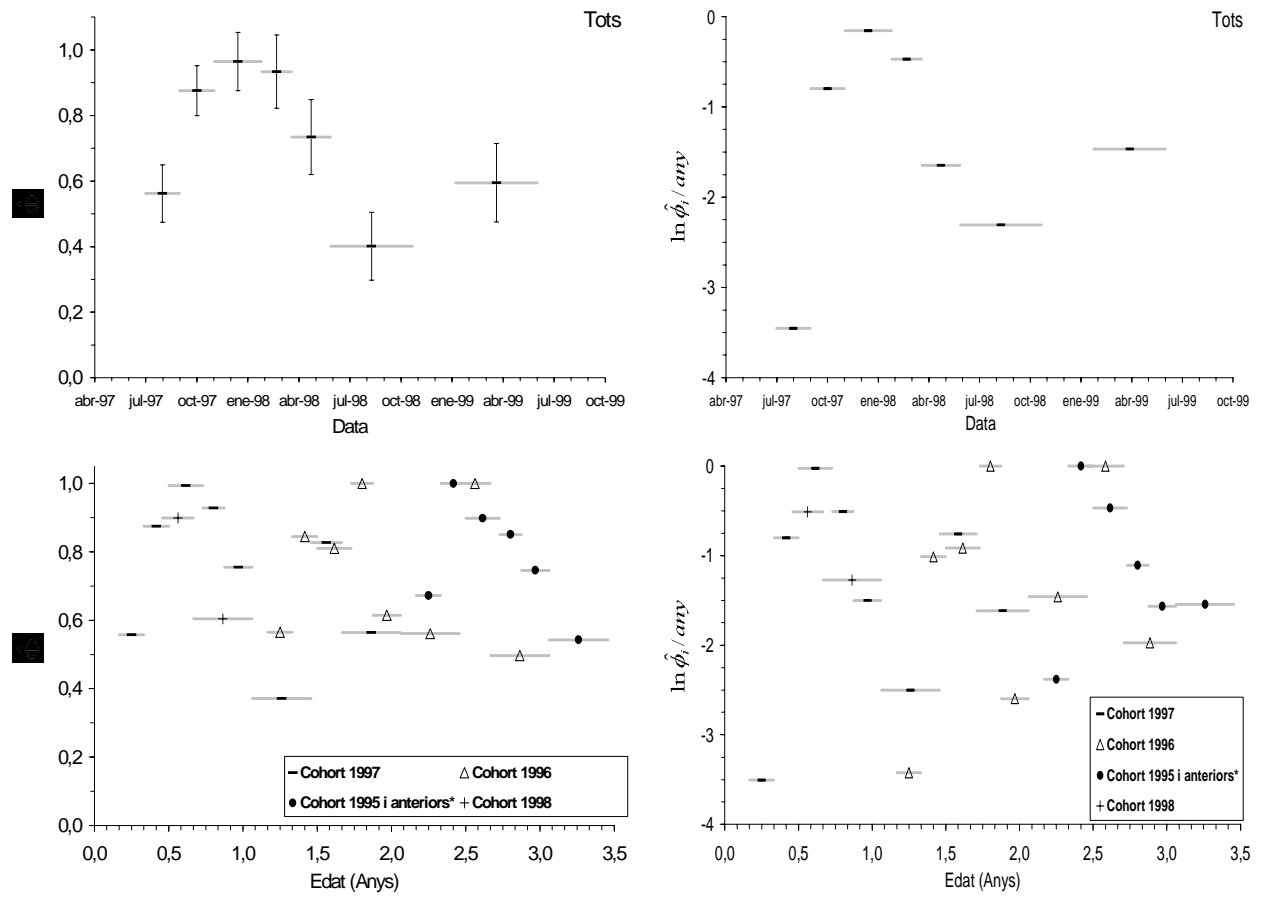


Figura III.3.6.B Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

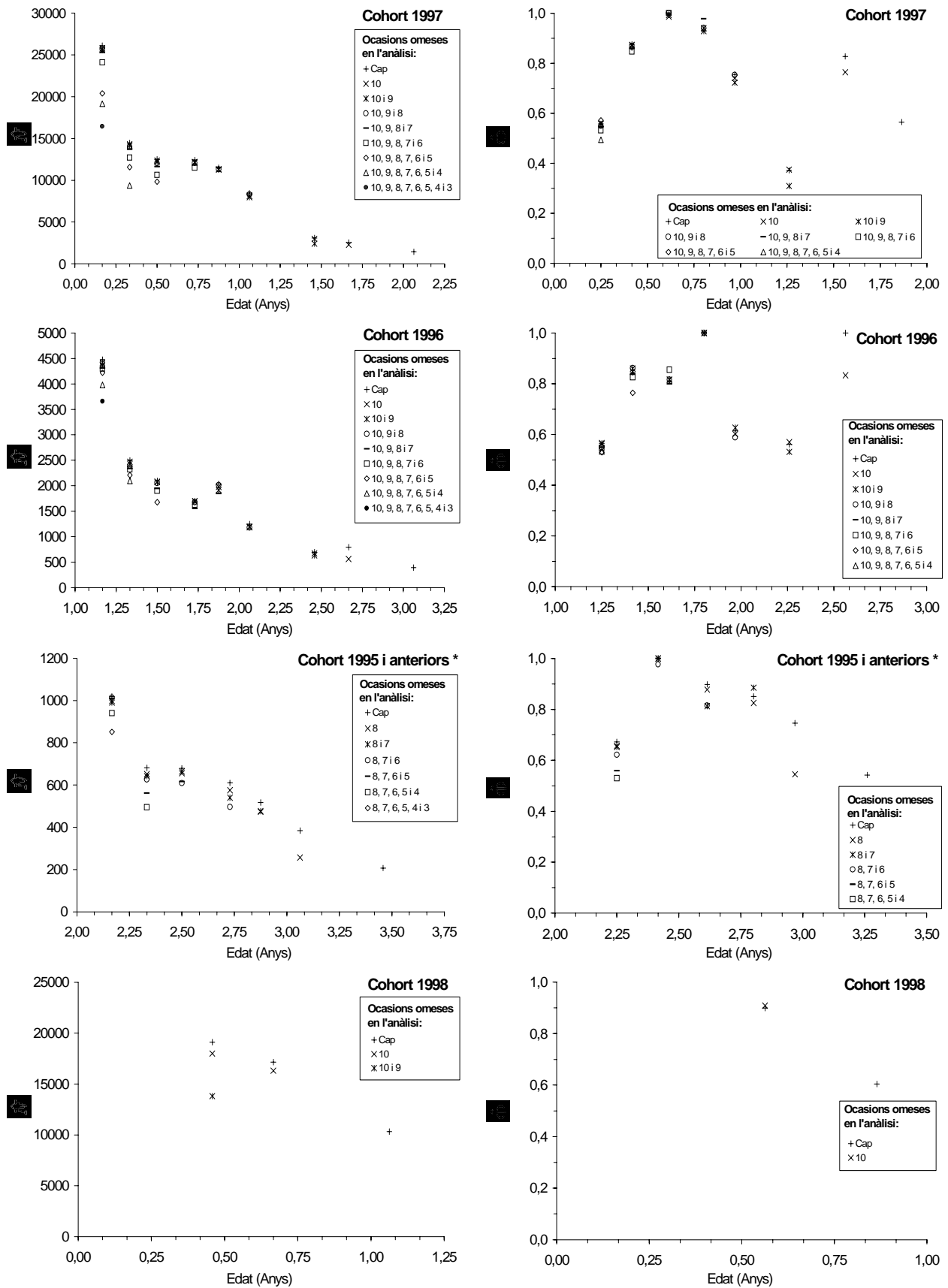


Figura III.3.7 Grandàries poblacionals (esquerra) i proporcions de supervivents (dreta), estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, en k-1 anàlisis repetides ometent campanyes progressivament, començant per la darrera.

Simulacions amb el model de Jolly-Seber

Per a provar d'esbrinar la font, o fonts, del possible biaix produït en les estimacions amb el model de Jolly-Seber, s'han dut a terme dos blocs diferents de simulacions amb aquest model, sempre sobre unes poblacions hipotètiques de base, i amb unes característiques del suposat mostreig, similars a les d'aquest estudi. En el primer bloc de simulacions (figura III.3.8), realitzades amb el programa POPAN-5, s'ha estudiat l'efecte de la violació dels tres primers supòsits del model sobre una població analitzada amb $k-2$ anàlisis repetits traient ocasions des de darrera com els realitzats sobre les dades reals d'aquest treball (figura III.3.7). Amb aquest procediment es pretenia comprovar en quina situació s'aconseguia reproduir uns resultats amb aquestes anàlisis repetides semblants als obtinguts amb les dades reals. En el segon bloc de simulacions (figura III.3.9), s'ha estudiat l'efecte de múltiples formes de violació del tercer supòsit (plena retenció i detecció de marques) sobre les estimacions dels paràmetres demogràfics del model. Les simulacions d'aquest segon bloc s'han realitzat mitjançant un procés en el qual s'han combinat els programes SPSS i EXCEL, donat que el POPAN-5 no permetia simular totes les situacions particulars que es pretenien provar.

Cada simulació ha inclòs només una possible font de biaix, per exemple heterogeneïtat en la probabilitat de supervivència induïda pel procés de marcatge, de tal manera que es poguessin atribuir directament a aquesta font les formes detectades de biaix en les estimacions dels paràmetres.

Les primeres simulacions (figura III.3.8) mostren clarament com només la pèrdua de marques pot explicar el particular patró de variació de les estimacions de la grandària poblacional observat en els resultats de les anàlisis repetides sobre les dades reals (figura III.3.7), tot i que inicialment s'ha provat només una situació amb una pèrdua de marques considerable i constant. La pèrdua de marques, doncs, produeix sobreestimacions de la grandària poblacional i subestimacions de la supervivència, tal i com ja era previsible, donat que provoca la subestimació del paràmetre \hat{M}_i (nombre de marcats vius en l'ocasió i). Però, a més, la primera simulació (figura III.3.8.A) mostra també com aquestes estimacions, especialment en el cas de \hat{N}_i , es van esbiaixant més i més a mesura que augmenta el nombre d'ocasions incloses en l'anàlisi (k), i sempre que es mantingui una taxa de pèrdua de marques diferent de zero.

Les altres simulacions d'aquest primer bloc s'han centrat en l'efecte d'eventuals heterogeneïtats en la probabilitat de captura (p_i) o en la probabilitat de supervivència (ϕ_i). Tant en un cas com en l'altre, els biaixos tendeixen a ser molt petits i menystenibles (estimacions efectivament no esbiaixades) quan l'heterogeneïtat es dona de forma estocàstica però seguint una distribució normal. En canvi, quan se simula una heterogeneïtat vinculada al procés de captura i marcatge, de manera que p_i o ϕ_i variïn en funció de l'historial de captures prèvies de cada peix, sí que s'obtenen estimacions efectivament esbiaixades, especialment per a la

grandària poblacional. Tanmateix, aquests biaixos no arriben a ésser tan grans com en la situació simulada amb pèrdua de marques, malgrat que el grau d'heterogeneïtat introduïda és considerablement alt. A més a més, entre els resultats de les diferents anàlisis repetides tampoc s'observa cap patró de variació en el biaix de cada paràmetre estimat per a cada ocasió com el que s'observava en la primera simulació amb pèrdua de marques. Així, per exemple, una de les situacions simulades, gens menystenible en aquest treball tenint en compte les tècniques de captura i marcatge emprades, és una hipotètica disminució progressiva en la probabilitat de supervivència (ϕ_i) dels peixos capturats respecte dels no capturats, a mesura que els primers van acumulant marques i captures (figura III.3.8.F). En aquesta simulació, doncs, no s'observa un patró de variació clar entre les estimacions per a una mateixa ocasió, encara que això no vol pas dir que no es detectin biaixos, que concretament en aquest cas, i per a les \hat{N}_i , es reflecteixen en una lleugera sobreestimació inicial per a la primera ocasió seguida d'una tendència a produir estimacions cada cop més baixes respecte del valor esperat. Com és lògic, en aquesta mateixa situació les $\hat{\phi}_i$ tendeixen a ser subestimades respecte dels valors de poblacions de base.

Tornant a l'heterogeneïtat en p_i induïda també pel procés de captura i marcatge, es fa difícil pressuposar com s'haurà donat, si és que ho ha fet, en l'estudi de la perca americana de l'Estany de Banyoles. Sense més elements que la mera intuïció a partir de l'experiència directa del mostreig, tan versemblant és suposar que aquesta heterogeneïtat es pot haver donat en un sentit (figura III.3.8.C), com en l'altre (figura III.3.8.D), o fins i tot en els dos sentits, depenent de l'època de l'any, del grup d'edat o d'altres factors. En qualsevol cas, sembla que, per aquesta via, els biaixos es produeixen bàsicament només en les estimacions de la grandària poblacional.

Així doncs, en conjunt, les primeres simulacions realitzades mostren que la principal violació dels supòsits del model, pel que fa a la magnitud de l'efecte que té sobre les estimacions, és clarament la pèrdua o no detecció de part de les marques, sense excloure, evidentment, l'existència de problemes amb els altres supòsits, tot i que en aquest treball semblarien tenir menor incidència. De fet, un cert incompliment dels supòsits d'homogeneïtat de p_i i ϕ_i , ja s'ha posat de manifest en l'apartat anterior amb els testos realitzats, els quals, però, no subministren informació directa sobre la magnitud o el sentit del biaix que provoquen finalment en les estimacions. La incidència de l'incompliment combinat dels tres supòsits analitzats aquí sobre les estimacions finals és encara més difícil de determinar sense disposar de mesures directes de, com a mínim, la taxa de pèrdua de marques. Aquestes mesures directes, per bé que s'han intentat obtenir, finalment no estan disponibles perquè el segon sistema de marcatge ha estat sempre molt ineficient, com ja s'ha explicat al capítol de mètodes. Per altra banda, i malauradament, molt poc es pot fer per a corregir tots aquests biaixos, a banda de dissenyar a priori un mostreig adequat. Amb les dades ja a la mà, tan sols existeix una variant del mètode de Jolly-Seber amb només morts per a situacions amb heterogeneïtat en la probabilitat de supervivència. Aquest és, però, el menor dels problemes

detectats en les dades d'aquest treball, de manera que la utilització d'aquesta variant del model no genera millors solucions. Al contrari, tot i que no se'n presenten resultats, les proves fetes han mostrat com, respecte del resultat amb el model convencional amb només morts de Jolly-Seber, els resultats són semblants quant a les estimacions centrals, pitjors quant a la precisió i, a més, aporten estimacions per a una ocasió menys per a cadascun dels paràmetres, degut a la configuració especial del model.

En definitiva, cal assumir que els biaixos produïts per l'incompliment dels dos primers supòsits no es poden reconèixer separatament, ni per tant corregir, però que, en qualsevol cas, deuen ésser força limitats en comparació amb el biaix produït, sobretot en les \hat{N}_i , com a conseqüència de la pèrdua de marques. Però, donat que en aquest treball l'efecte d'aquesta pèrdua tampoc es pot corregir directament, s'ha optat d'entrada per aprofundir més en el coneixement de com i en quin grau pot afectar les estimacions a través d'un conjunt de simulacions addicionals més variades, que formen el segon bloc de simulacions que es presenta en aquest capítol (figura III.3.9).

Les diferents situacions analitzades en aquest segon bloc de simulacions inclouen poblacions de base diferents pel que fa a la seva grandària i patrons de supervivència, així com diverses intensitats i patrons temporals de variació de la pèrdua de marques. Sense entrar en un innecessari comentari simulació per simulació, es poden destacar els principals trets dels resultats generals obtinguts. D'entrada, s'observa que com més gran és la població, donada la mateixa probabilitat de captura, major precisió s'obté en les estimacions. Naturalment, això ja és una característica ben coneguda d'aquest model i en general dels tots els models de marcatge-recaptura, per bé que es fa palès també amb les simulacions realitzades. A més a més, aquest fet explica també que l'efecte de la pèrdua de marques es mostri més nítidament en les simulacions amb poblacions més grans.

Per altra banda, com ja s'apunta en diversos estudis específics (Seber 1982, Williamson 1987, McInerny i Cross 1999, Guy *et al.* 1996), una mínima pèrdua de marques és capaç de generar biaixos sovint detectables, i, generalitzant, taxes de pèrdua de marques que *a priori* es podrien considerar baixes provoquen biaixos molt acusats. Així, les simulacions fetes mostren com amb només un 1% sostingut de pèrdua en totes les marques ja es detecta un cert biaix en les estimacions de la grandària poblacional. Quan aquesta taxa s'ha fet augmentar fins a un 10 %, les estimacions \hat{N}_i han presentat un biaix mitjà del 30 %, aproximadament. I quan la taxa s'ha situat en un 30% sostingut en totes les marques, el biaix mitjà resultant per a les \hat{N}_i s'ha disparat fins al 250%, aproximadament. Pel que fa a les estimacions paral·leles de la proporció de supervivents, es tendeix a produir una subestimació però ni de bon tros comparable en intensitat a la sobreestimació del primer paràmetre comentat. Es fa evident, doncs, la magnitud de l'error que es pot generar amb poca pèrdua de marques, si més no per a les estimacions de la grandària poblacional. De fet, aquest és un dels motius pels quals sovint es recomana no estimar aquest paràmetre.

A la figura III.3.9 també s'observa que quan se simula una hipotètica pèrdua de marques puntual, ja sigui per a una única marca al llarg de tot l'experiment o, fins i tot, per a una única marca en un interval de temps circumscrit entre dues ocasions, també es detecta el rastre d'aquesta pèrdua sobre les estimacions finals i, més concretament, sobre les estimacions vinculades a l'ocasió en la qual s'ha col·locat la marca en qüestió (una per a \hat{N}_i ; dos per a $\hat{\phi}_i$). Això posa de relleu la independència de les estimacions per a cada ocasió i, alhora, que en cas de no donar-se un patró definit, més o menys complex, en la pèrdua de marques respecte del temps, es produirien efectes independents i canviants d'aquesta pèrdua sobre les estimacions finals dels paràmetres per a cada ocasió. Lògicament, aquest darrer extrem, al seu torn, dificultaria enormement la interpretació dels resultats amb unes certes garanties de no incórrer en l'anàlisi d'artificis numèrics produïts per aquesta independència en les estimacions.

Un cop en aquest punt, es planteja el dubte de si les oscil·lacions estacionals observades en les \hat{N}_i , $\hat{\phi}_i$ i \hat{N}_i obtingudes en els primers resultats amb el model de Jolly-Seber per a la perca americana (taula III.3.4) són, almenys en part, producte de, o bé, contràriament, es veuen esmorteïdes per unes hipotètiques oscil·lacions en la taxa de pèrdua de marques. Per aquest motiu, part de les simulacions que apareixen a la figura III.3.9, contempen aquesta possibilitat. S'hi observa com, efectivament, una hipotètica pèrdua de marques amb variacions estacionals en la seva intensitat modula els resultats finals, en el sentit que pot, per exemple, magnificar les oscil·lacions estacionals de la supervivència i de la grandària poblacional, quan aquestes oscil·lacions estan incloses en la modelització inicial de la població de base. És a dir, aquesta modulació passaria per un grau de biaix diferencial en les estimacions dels paràmetres en funció de l'ocasió per a la qual són estimats. Com es pot veure, aquesta modulació dels biaixos també es pot donar quan aquesta població de base no presenta oscil·lacions estacionals que, en canvi, sí que acaben apareixent en les estimacions finals.

Així doncs, les simulacions de la figura III.3.9 també posen de relleu el notori i complex problema de pèrdua de marques que s'ha donat en aquest estudi, encara que per si mateixes no permeten d'estimar directament l'efecte esbiaixador que exerceixen sobre les estimacions dels paràmetres demogràfics d'interès, i per tant de dur a terme algun intent de correcció. Amb tot, a partir d'aquí és evident que no es poden acceptar, sense fer-hi res més, les primeres estimacions del model de Jolly-Seber presentades en l'apartat anterior. En el proper capítol es presenten dos intents alternatius realitzats per a corregir aquestes estimacions, minimitzant, en la mesura del possible, l'efecte de la pèrdua de marques.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques. Cap ocasió omesa en l'anàlisi															
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$			
1	2500	0,70	0,07	2558 (349)	310 (75)	0,697 (0,106)	0,112 (0,016)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	8540**	2074**	0,587*	0,171**			
2	1750	0,80	0,09	1755 (160)	190 (31)	0,801 (0,114)	0,12 (0,021)	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	4653**	886**	0,753	0,198**			
3	1400	0,90	0,11	1404 (196)	149 (38)	0,877 (0,105)	0,135 (0,017)	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	3491**	641**	0,823*	0,215**			
4	1260	0,80	0,12	1249 (129)	145 (27)	0,819 (0,12)	0,14 (0,023)	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2909**	560**	0,753	0,211**			
5	1008	0,70	0,13	1022 (127)	134 (30)	0,716 (0,127)	0,135 (0,028)	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2221**	468**	0,635*	0,186**			
6	706	0,80	0,14	723 (101)	103 (25)	0,764 (0,11)	0,154 (0,023)	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	1386**	299**	0,729	0,222**			
7	564	0,90	0,15	545 (58)	83 (16)	0,92 (0,107)	0,228 (0,035)	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	975**	221**	0,87	0,313**			
8	508	0,80	0,16	516 (70)	105 (24)	0,742 (0,145)	0,263 (0,071)	-	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	875**	255**	0,668*	0,325			
9	406	0,70	0,17	382 (75)	114 (41)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,70	565**	225**	-	-			
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			

Amb pèrdua de marques. j ocasions omeses en l'anàlisi

j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$
1	1	8161** (2395)	1973** (990)	0,582** (0,162)	0,171** (0,038)	1	1	7734** (2253)	1881** (930)	0,576** (0,164)	0,170** (0,039)	1	1	7346** (2352)	1831** (1031)	0,570** (0,167)	0,171** (0,041)
1	2	4436** (606)	849** (189)	0,747 (0,156)	0,197** (0,046)	2	2	4161** (583)	804** (185)	0,742 (0,158)	0,198** (0,047)	2	2	3877** (562)	763** (182)	0,726 (0,156)	0,198** (0,049)
1	3	3298** (595)	609** (184)	0,818* (0,154)	0,216** (0,044)	3	3	3090** (591)	584** (190)	0,808* (0,164)	0,219** (0,049)	3	3	2832** (584)	551** (193)	0,784** (0,158)	0,22** (0,051)
1	4	2723** (478)	531** (155)	0,749 (0,162)	0,215** (0,055)	2	4	2503** (470)	504** (157)	0,735 (0,164)	0,220** (0,059)	3	4	2239** (441)	474** (154)	0,727 (0,169)	0,237** (0,066)
1	5	2073** (477)	451** (183)	0,629* (0,114)	0,192** (0,041)	5	5	1867** (470)	432** (202)	0,62* (0,155)	0,206** (0,057)	5	5	1637** (401)	421** (183)	0,613 (0,193)	0,261 (0,115)
1	6	1282** (267)	292** (102)	0,702 (0,199)	0,228** (0,068)	6	6	1120** (229)	283** (93)	0,676* (0,217)	0,268 (0,1)	6	6	1007** (315)	353** (193)	-	-
1	7	862** (167)	211** (67)	0,879 (0,142)	0,392** (0,11)	7	7	739** (192)	235** (103)	-	-	-	-	-	-	-	-
1	8	822** (250)	323** (171)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
4	1	6766** (2110)	1698** (928)	0,570** (0,163)	0,174** (0,042)	5	1	6210** (2193)	1620** (1031)	0,579* (0,182)	0,184** (0,052)	6	1	5634** (2125)	1593** (1086)	0,56** (0,176)	0,194** (0,053)
4	2	3584** (581)	727** (194)	0,722 (0,165)	0,206** (0,055)	5	2	3297** (654)	712** (234)	0,727 (0,19)	0,224** (0,065)	6	2	2870** (459)	686** (182)	0,691* (0,2)	0,261* (0,101)
4	3	2612** (625)	540** (227)	0,789* (0,19)	0,244** (0,068)	5	3	2378** (548)	544** (209)	0,754** (0,202)	0,283* (0,101)	6	3	2049** (744)	622** (433)	-	-
4	4	2091** (488)	504** (193)	0,666* (0,204)	0,267 (0,109)	5	4	1858** (597)	577** (309)	-	-	-	-	-	-	-	-
4	5	1405** (500)	475* (342)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
7	1	4892** (71)	1713** (23)	0,537** (0,129)	0,933** (0,072)	8	1	4262** (1909)	1927* (1641)	-	-	-	-	-	-	-	-
7	2	2626** (726)	842** (378)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

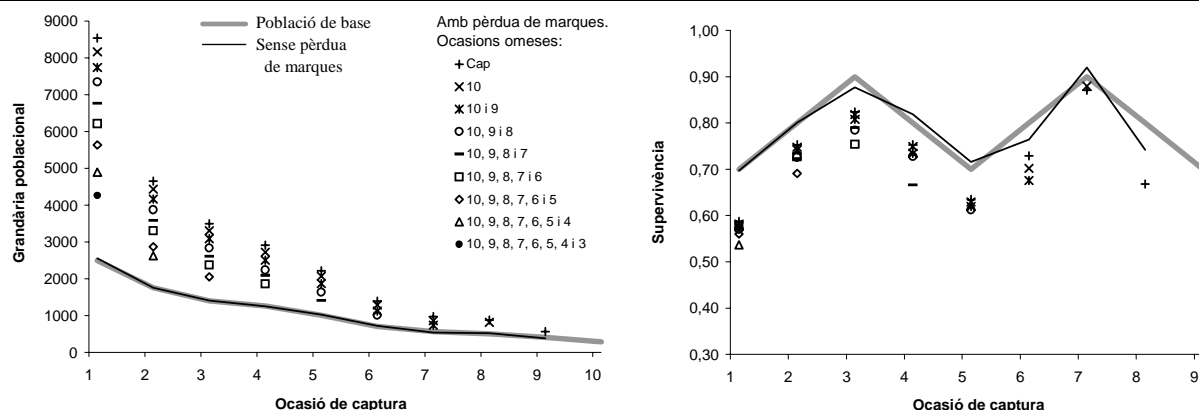


Figura III.3.8.A Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques (1- θ) constant entre ocasions i entre marques, sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Probabilitat de captura constant				Probabilitat de captura estocàstica. Cap ocasió omesa en l'anàlisi				
i	N_i	$\hat{\phi}_i$	p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,20	2465 (129)	127 (18)	0,715 (0,042)	0,039 (0,002)	distribució normal $\bar{p} = 0,200$ $\sigma = 0,053$ min. = 0,00 max. = 0,48	2346** (90)	111** (10)	0,734* (0,056)	0,052** (0,005)
2	1750	0,80	0,20	1756 (35)	29 (1)	0,778 (0,084)	0,082 (0,015)		1718 (96)	91** (8)	0,791 (0,055)	0,062** (0,006)
3	1400	0,90	0,20	1366 (144)	143 (25)	0,911 (0,086)	0,143 (0,02)		1356* (80)	80** (10)	0,895 (0,074)	0,079** (0,006)
4	1260	0,80	0,20	1271 (122)	152 (28)	0,78 (0,14)	0,135 (0,028)		1211** (55)	85** (6)	0,809 (0,083)	0,087** (0,012)
5	1008	0,70	0,20	991 (145)	127 (32)	0,726 (0,138)	0,135 (0,028)		976 (76)	83** (12)	0,714 (0,084)	0,089** (0,013)
6	706	0,80	0,20	707 (98)	100 (25)	0,802 (0,102)	0,165 (0,021)		694 (72)	67** (12)	0,801 (0,096)	0,114** (0,015)
7	564	0,90	0,20	559 (45)	89 (15)	0,846 (0,126)	0,216 (0,046)		554 (50)	63** (10)	0,862 (0,101)	0,155** (0,034)
8	508	0,80	0,20	501 (111)	104 (37)	0,792 (0,197)	0,298 (0,102)		482 (80)	72** (24)	0,791 (0,148)	0,219** (0,072)
9	406	0,70	0,20	409 (98)	133 (58)	-	-		392 (96)	96** (44)	-	-
10	284	-	0,20	-	-	-	-		-	-	-	-

Probabilitat de captura estocàstica. j ocasions omeses en l'anàlisi

j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$		
1	1	2361** (109)	113** (11)	0,714 (0,036)	0,051** (0,003)	2	1	2358** (82)	115** (7)	0,71 (0,035)	0,052** (0,003)	3	1	2341** (109)	116** (10)	0,723 (0,048)	0,054** (0,005)		
	2	1684** (75)	89** (7)	0,796 (0,051)	0,062** (0,006)		2	2	1672** (72)	90** (6)	0,798 (0,044)		0,064** (0,006)	2	2	1689* (91)	95** (10)	0,789 (0,062)	0,067** (0,006)
	3	1338* (89)	80** (11)	0,902 (0,084)	0,082** (0,009)		3	3	1334** (70)	83** (9)	0,929 (0,064)		0,091** (0,009)	3	3	1329** (84)	87** (10)	0,89 (0,079)	0,092** (0,01)
	4	1222 (83)	90** (12)	0,791 (0,091)	0,089** (0,01)		4	4	1246 (79)	99** (12)	0,764 (0,094)		0,093** (0,014)	4	4	1188** (77)	99** (12)	0,807 (0,9)	0,112** (0,018)
	5	961* (70)	86** (11)	0,694 (0,095)	0,092** (0,015)		5	5	947** (85)	91** (15)	0,712 (0,102)		0,107** (0,02)	5	5	956 (104)	110** (22)	0,683 (0,12)	0,138 (0,031)
	6	664* (74)	68** (13)	0,832 (0,119)	0,134** (0,025)		6	6	670 (84)	81** (18)	0,772 (0,155)		0,161 (0,047)	6	6	645* (89)	109 (25)	-	-
	7	554 (65)	74** (16)	0,862 (0,125)	0,207 (0,056)		7	7	526 (101)	93 (35)	-		-						
	8	489 (80)	102 (35)	-	-														
4	1	2317** (130)	117** (13)	0,725 (0,05)	0,056** (0,005)	5	1	2371** (103)	130 (13)	0,685 (0,04)	0,057** (0,004)	6	1	2314** (133)	136* (14)	0,718 (0,066)	0,069** (0,008)		
	2	1675** (75)	98** (9)	0,804 (0,06)	0,073** (0,007)		2	2	1623** (82)	102** (10)	0,829 (0,072)		0,084 (0,009)	2	2	1654** (105)	125** (14)	0,788 (0,095)	0,105** (0,018)
	3	1345** (77)	95** (10)	0,898 (0,073)	0,105** (0,01)		3	3	1343* (89)	110** (12)	0,88 (0,074)		0,13* (0,02)	3	3	1300* (161)	144 (31)	-	-
	4	1219 (92)	118** (14)	0,803 (0,108)	0,148 (0,033)		4	4	1194 (147)	150 (34)	-		-						
	5	982 (131)	157* (44)	-	-														
7	1	2334** (127)	165** (16)	0,709 (0,064)	0,092** (0,012)	8	1	2323** (219)	222** (37)	-	-								
	2	1651* (143)	180** (28)	-	-														

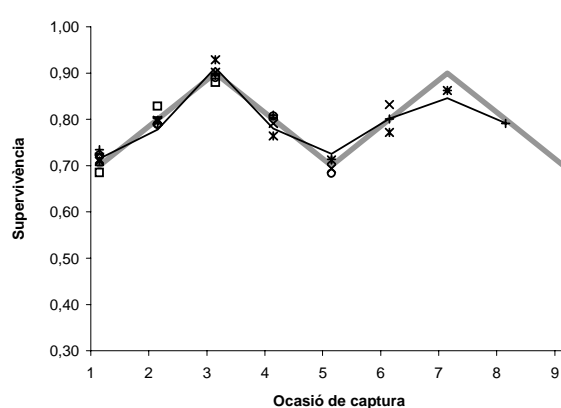
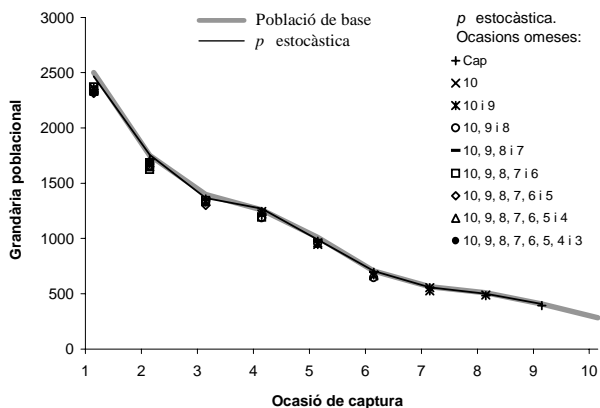


Figura III.3.8.B Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual heterogeneïtat de p_i (distribució normal), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Probabilitat de captura constant				Probabilitat de captura dependent de les captures anteriors. Cap ocasió omesa en l'anàlisi						
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	Captures anteriors		p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	20000	0,70	0,20	19932 (429)	477 (18)	0,706 (0,026)	0,025 (0,001)	Cap		0,20	23130** (453)	476 (19)	0,702 (0,023)	0,022** (0,001)
2	14000	0,80	0,20	14069 (431)	372 (21)	0,798 (0,027)	0,031 (0,001)	1		0,15	16239** (356)	386** (16)	0,811 (0,033)	0,03 (0,002)
3	11200	0,90	0,20	11225 (319)	334 (16)	0,893 (0,041)	0,041 (0,002)	2		0,11	13171** (484)	375** (24)	0,895 (0,053)	0,04 (0,002)
4	10080	0,80	0,20	10018 (315)	353 (19)	0,8 (0,041)	0,043 (0,002)	3		0,08	11776** (442)	418** (23)	0,793 (0,04)	0,044 (0,003)
5	8064	0,70	0,20	8002 (314)	337 (20)	0,693 (0,039)	0,043 (0,003)	4		0,06	9334** (465)	408** (33)	0,714 (0,053)	0,049** (0,004)
6	5645	0,80	0,20	5535 (241)	265 (21)	0,827 (0,073)	0,061 (0,006)	5		0,05	6648** (316)	356** (32)	0,83 (0,09)	0,071** (0,009)
7	4516	0,90	0,20	4566 (314)	267 (29)	0,886 (0,079)	0,085 (0,01)	6		0,04	5499** (485)	377** (56)	0,881 (0,101)	0,101** (0,014)
8	4064	0,80	0,20	4052 (298)	316 (40)	0,792 (0,127)	0,116 (0,027)	7		0,03	4827** (397)	454** (68)	0,784 (0,13)	0,14** (0,028)
9	3251	0,70	0,20	3233 (481)	404 (106)	-	-	8		0,02	3772** (530)	578** (132)	-	-
10	2276	-	0,20	-	-	-	-	9		0,01	-	-	-	-

Probabilitat de captura dependent de les captures anteriors. j ocasions omeses en l'anàlisi																	
j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$
1	1	23107** (456)	476 (17)	0,71 (0,026)	0,023** (0,001)	2	1	23377** (444)	496** (20)	0,708 (0,024)	0,023** (0,001)	3	1	23311** (567)	500** (21)	0,718** (0,025)	0,024** (0,001)
	2	16389** (469)	396** (22)	0,797 (0,028)	0,03** (0,001)		2	16552** (453)	413** (20)	0,817 (0,034)	0,032 (0,002)		2	16734** (305)	437** (16)	0,791 (0,032)	0,032 (0,002)
	3	13060** (300)	375** (15)	0,927** (0,031)	0,043** (0,002)		3	13514** (382)	412** (22)	0,896 (0,04)	0,044** (0,003)		3	13229** (399)	419** (20)	0,931** (0,038)	0,049** (0,003)
	4	12105** (361)	451** (24)	0,789 (0,05)	0,047** (0,004)		4	12098** (437)	477** (31)	0,79 (0,054)	0,051** (0,004)		4	12313** (445)	533** (35)	0,782 (0,054)	0,058** (0,005)
	5	9534** (425)	448** (38)	0,708 (0,067)	0,053** (0,006)		5	9543** (579)	489** (48)	0,717 (0,067)	0,061** (0,007)		5	9611** (489)	581** (47)	0,713 (0,077)	0,081** (0,011)
	6	6724** (431)	395** (40)	0,821 (0,084)	0,08** (0,01)		6	6820** (564)	471** (63)	0,814 (0,069)	0,103** (0,01)		6	6228** (554)	655** (86)	-	-
	7	5526** (523)	434** (68)	0,914 (0,109)	0,137** (0,02)		7	5531** (479)	590** (73)	-	-		-	-	-	-	-
	8	5166** (596)	667** (119)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-	-	-
4	1	23624** (622)	531** (24)	0,714* (0,027)	0,026** (0,001)	5	1	24053** (435)	575** (17)	0,715* (0,028)	0,028** (0,001)	6	1	24338** (791)	643** (38)	0,704 (0,034)	0,031** (0,002)
	2	16859** (435)	468** (21)	0,795 (0,042)	0,035** (0,002)		2	17180** (563)	521** (30)	0,811 (0,037)	0,041** (0,002)		2	17119** (430)	606** (28)	0,829 (0,058)	0,054** (0,005)
	3	13396** (519)	465** (31)	0,937** (0,041)	0,057** (0,004)		3	13926** (547)	566** (33)	0,911 (0,063)	0,07** (0,007)		3	14181** (927)	787** (83)	-	-
	4	12581** (678)	635** (59)	0,771 (0,072)	0,074** (0,009)		4	12747** (841)	842** (92)	-	-		-	-	-	-	
	5	9669** (681)	788** (96)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-	-	
7	1	24743** (666)	771** (36)	0,714 (0,03)	0,042** (0,002)	8	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	2	17648** (731)	878** (54)	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	-		

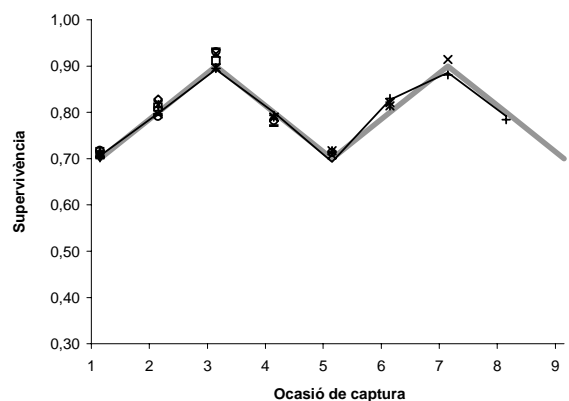
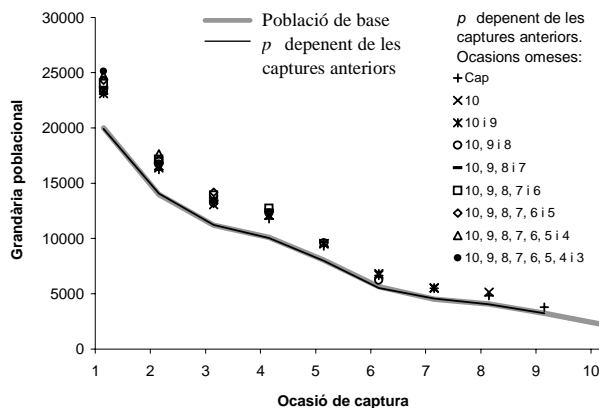


Figura III.3.8.C Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual heterogeneïtat de p_i (correlació negativa respecte del nombre de captures anteriors), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Probabilitat de captura constant				Probabilitat de captura dependent de les captures anteriors. Cap ocasió omesa en l'anàlisi						
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	Captures anteriors		p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,70	0,20	19932 (429)	477 (18)	0,706 (0,026)	0,025 (0,001)	Cap		0,15	17157** (367)	351** (13)	0,708 (0,021)	0,021** (0,001)
2	14000	0,80	0,20	14069 (431)	372 (21)	0,798 (0,027)	0,031 (0,001)	1		0,20	12143** (289)	259** (10)	0,796 (0,021)	0,024** (0,001)
3	11200	0,90	0,20	11225 (319)	334 (16)	0,893 (0,041)	0,041 (0,002)	2		0,24	9657** (243)	221** (10)	0,891 (0,034)	0,03** (0,001)
4	10080	0,80	0,20	10018 (315)	353 (19)	0,8 (0,041)	0,043 (0,002)	3		0,27	8599** (200)	226** (10)	0,812 (0,029)	0,032** (0,001)
5	8064	0,70	0,20	8002 (314)	337 (20)	0,693 (0,039)	0,043 (0,003)	4		0,29	6982** (179)	213** (9)	0,695 (0,022)	0,03** (0,001)
6	5645	0,80	0,20	5535 (241)	265 (21)	0,827 (0,073)	0,061 (0,006)	5		0,30	4846** (129)	160** (7)	0,809 (0,04)	0,038** (0,003)
7	4516	0,90	0,20	4566 (314)	267 (29)	0,886 (0,079)	0,085 (0,01)	6		0,31	3920** (189)	149** (12)	0,875* (0,049)	0,051** (0,003)
8	4064	0,80	0,20	4052 (298)	316 (40)	0,792 (0,127)	0,116 (0,027)	7		0,32	3426** (198)	165** (14)	0,831* (0,059)	0,073** (0,008)
9	3251	0,70	0,20	3233 (481)	404 (106)	-	-	8		0,33	2845** (161)	215** (23)	-	-
10	2276	-	0,20	-	-	-	-	9		0,34	-	-	-	-

Probabilitat de captura dependent de les captures anteriors. j ocasions omeses en l'anàlisi																	
j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$
1	1	17046** (337)	351** (14)	0,707 (0,025)	0,021** (0,001)	2	1	16914** (355)	353** (14)	0,703 (0,022)	0,021** (0,001)	3	1	16820** (306)	360** (12)	0,707 (0,018)	0,022** (0,001)
	2	12046** (266)	259** (11)	0,795 (0,031)	0,024** (0,001)		2	11878** (279)	261** (11)	0,808 (0,034)	0,026** (0,001)		2	11880** (213)	273** (10)	0,787 (0,027)	0,026** (0,001)
	3	9569** (296)	221** (13)	0,911 (0,043)	0,031** (0,002)		3	9539** (238)	229** (13)	0,894 (0,036)	0,032** (0,001)		3	9341** (209)	235** (10)	0,908 (0,042)	0,035** (0,002)
	4	8718** (254)	238** (13)	0,79 (0,033)	0,032** (0,002)		4	8518** (254)	242** (12)	0,802 (0,029)	0,035** (0,002)		4	8477** (291)	264** (16)	0,789 (0,033)	0,039** (0,002)
	5	6885** (201)	217** (12)	0,705 (0,031)	0,032** (0,002)		5	6825** (259)	234** (14)	0,7 (0,036)	0,036** (0,002)		5	6677** (120)	268** (8)	0,708 (0,038)	0,049** (0,004)
	6	4852** (146)	173** (9)	0,792 (0,039)	0,042** (0,002)		6	4771** (189)	196** (14)	0,793 (0,052)	0,054** (0,004)		6	4723** (245)	275** (23)	-	-
	7	3836** (133)	164** (10)	0,901 (0,062)	0,066** (0,007)		7	3780** (211)	217** (18)	-	-						
	8	3464** (231)	218** (24)	-	-												
4	1	16704** (233)	369** (11)	0,705 (0,016)	0,023** (0,001)	5	1	16563** (441)	384** (16)	0,704 (0,021)	0,025 (0,001)	6	1	16322** (409)	417** (22)	0,696 (0,024)	0,028** (0,001)
	2	11779** (248)	285** (13)	0,785 (0,033)	0,028** (0,001)		2	11658** (310)	307** (13)	0,786 (0,036)	0,032 (0,002)		2	11352** (268)	348** (17)	0,796 (0,044)	0,042** (0,003)
	3	9246** (305)	253** (15)	0,908 (0,037)	0,04 (0,002)		3	9155** (330)	288** (19)	0,901 (0,049)	0,05** (0,004)		3	9032** (421)	389** (30)	-	-
	4	8389** (286)	299** (20)	0,766** (0,045)	0,048** (0,004)		4	8244** (403)	386** (31)	-	-						
	5	6418** (297)	337 (29)	-	-												
7	1	16028** (469)	482 (25)	0,69** (0,004)	0,036** (0,003)	8	1	15703** (528)	640** (39)	-	-						
	2	11057** (551)	472** (41)	-	-												

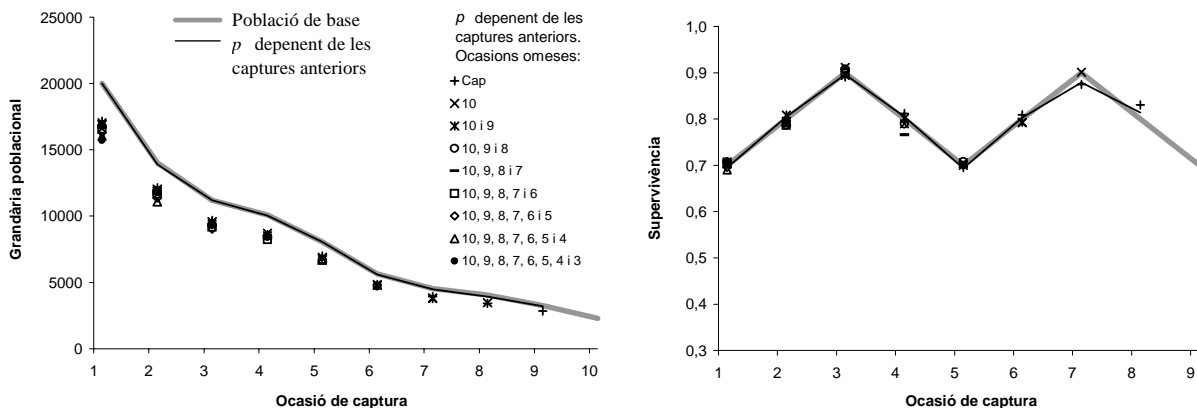


Figura III.3.8.D Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual heterogeneïtat de p_i (correlació positiva respecte del nombre de captures anteriors), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Supervivència constant entre individus.				Supervivència estocàstica. Cap ocasió omesa en l'anàlisi				
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	$\hat{\phi}_i$	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	20000	0,80	0,20	20026 (226)	305 (10)	0,798 (0,009)	0,013 (0)	distribució normal $\bar{\phi} = 0,800$ $\sigma = 0,052$ min. = 0,64 max. = 0,96	19961 (308)	300 (16)	0,801 (0,014)	0,013 (0)
2	16000	0,80	0,20	15983 (71)	83 (1)	0,798 (0,027)	0,029 (0,002)		15986 (79)	82 (2)	0,798 (0,022)	0,028** (0,001)
3	12800	0,80	0,20	12756 (438)	462 (28)	0,797 (0,035)	0,042 (0,002)		12748 (318)	448* (22)	0,814 (0,035)	0,041 (0,002)
4	10240	0,80	0,20	10151 (339)	390 (23)	0,803 (0,045)	0,045 (0,003)		10367 (394)	385 (25)	0,808 (0,037)	0,043** (0,002)
5	8192	0,80	0,20	8140 (378)	344 (29)	0,801 (0,053)	0,05 (0,003)		8361* (255)	333* (20)	0,809 (0,053)	0,047** (0,004)
6	6554	0,80	0,20	6499 (241)	304 (20)	0,812 (0,078)	0,057 (0,007)		6759* (342)	298 (27)	0,834* (0,058)	0,055 (0,004)
7	5243	0,80	0,20	5268 (391)	287 (37)	0,805 (0,067)	0,068 (0,006)		5621** (232)	285 (19)	0,797 (0,046)	0,062** (0,004)
8	4194	0,80	0,20	4224 (270)	285 (31)	0,796 (0,118)	0,093 (0,018)		4474** (182)	271** (18)	0,866** (0,074)	0,093 (0,011)
9	3355	0,80	0,20	3354 (440)	325 (66)	-	-		3875** (302)	352* (42)	-	-
10	2684	-	0,20	-	-	-	-		-	-	-	-

Supervivència estocàstica. j ocasions omeses en l'anàlisi																	
j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	\hat{SN}_{ij}	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S\phi}_{ij}$
1	1	19979 (241)	299* (11)	0,802 (0,01)	0,013 (0)	2	1	19971 (337)	301 (17)	0,8 (0,015)	0,013 (0)	3	1	19971 (322)	301 (17)	0,801 (0,016)	0,013 (0)
	2	16018 (85)	61** (2)	0,804 (0,027)	0,029 (0,002)		2	15973 (76)	85** (2)	0,797 (0,028)	0,031** (0,002)		2	15991 (110)	87** (2)	0,797 (0,03)	0,033** (0,002)
	3	12881 (430)	470 (25)	0,804 (0,05)	0,043 (0,003)		3	12734 (441)	491** (30)	0,815 (0,039)	0,046** (0,003)		3	12741 (502)	528** (34)	0,801 (0,046)	0,05** (0,004)
	4	10349 (510)	405 (33)	0,81 (0,046)	0,046 (0,003)		4	10371 (447)	439** (35)	0,794 (0,053)	0,05** (0,003)		4	10186 (478)	478** (41)	0,822 (0,059)	0,06** (0,005)
	5	8367* (318)	359* (24)	0,806 (0,052)	0,051 (0,004)		5	8217 (378)	389** (29)	0,843** (0,052)	0,063** (0,004)		5	8350 (454)	477** (42)	0,8 (0,059)	0,078** (0,007)
	6	6730* (324)	328** (25)	0,837** (0,051)	0,064** (0,006)		6	6908** (296)	408** (27)	0,824 (0,093)	0,085** (0,013)		6	6665 (448)	530** (57)	-	-
	7	5627** (332)	341** (37)	0,832 (0,075)	0,088** (0,01)		7	5674** (505)	484** (73)	-	-		-	-	-	-	
	8	4673** (328)	409** (54)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-	-	
4	1	19979 (360)	304 (16)	0,801 (0,014)	0,013 (0)	5	1	20001 (197)	308 (9)	0,8 (0,009)	0,013 (0)	6	1	19938 (317)	308 (16)	0,804 (0,015)	0,014 (0,004)
	2	15994 (100)	91** (2)	0,792 (0,03)	0,036** (0,002)		2	15991 (77)	99** (2)	0,805 (0,036)	0,045** (0,004)		2	16030 (150)	113** (4)	0,795 (0,048)	0,061** (0,006)
	3	12671 (517)	582** (40)	0,803 (0,048)	0,058** (0,004)		3	12874 (568)	721** (59)	0,805 (0,085)	0,078** (0,01)		3	12746** (735)	975** (96)	-	-
	4	10161 (453)	564** (43)	0,829 (0,082)	0,08** (0,01)		4	10346 (892)	815** (113)	-	-		-	-	-	-	
	5	8403 (718)	673** (91)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-	-	
7	1	20117 (349)	321** (15)	0,795 (0,016)	0,015** (0)	8	1	19877 (422)	318** (20)	-	-	-	-	-			
	2	15991 (127)	147** (6)	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-			

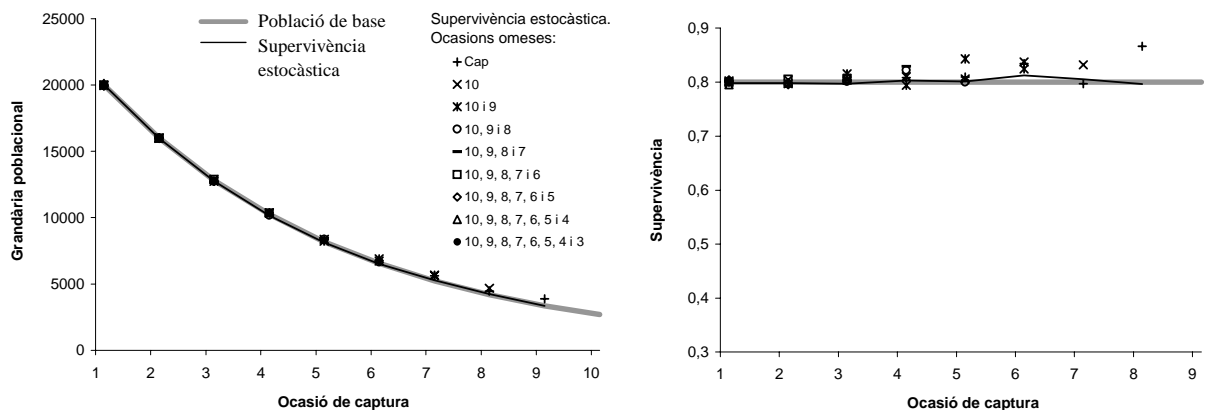


Figura III.3.8.E Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual heterogeneïtat de ϕ_i (distribució normal), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Supervivència constant entre individus.				Supervivència dependent de les captures anteriors. Cap ocasió omesa en l'anàlisi						
i	N_i	$\hat{\phi}_i$	p_i	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	Captures anteriors		$\hat{\phi}_i$	\hat{N}_i	$\hat{S}\hat{N}_i$	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,80	0,07	20026 (226)	305 (10)	0,798 (0,009)	0,013 (0)	Cap	0,80	21444** (399)	372** (18)	0,759** (0,014)	0,014** (0,000)	
2	16000	0,80	0,09	15983 (71)	83 (1)	0,798 (0,027)	0,029 (0,002)	1	0,75	16260** (98)	100** (2)	0,866** (0,045)	0,042** (0,004)	
3	12800	0,80	0,11	12756 (438)	462 (28)	0,797 (0,035)	0,042 (0,002)	2	0,70	14071** (683)	677** (62)	0,732** (0,05)	0,052** (0,004)	
4	10240	0,80	0,12	10151 (339)	390 (23)	0,803 (0,045)	0,045 (0,003)	3	0,65	10269 (416)	536** (38)	0,729** (0,051)	0,057** (0,005)	
5	8192	0,80	0,13	8140 (378)	344 (29)	0,801 (0,053)	0,05 (0,003)	4	0,60	7471** (352)	435** (36)	0,74** (0,053)	0,065** (0,006)	
6	6554	0,80	0,14	6499 (241)	304 (20)	0,812 (0,078)	0,057 (0,007)	5	0,55	5517** (315)	371** (36)	0,718** (0,088)	0,074** (0,011)	
7	5243	0,80	0,15	5268 (391)	287 (37)	0,805 (0,067)	0,068 (0,006)	6	0,50	3941** (371)	312 (53)	0,716** (0,078)	0,09** (0,012)	
8	4194	0,80	0,16	4224 (270)	285 (31)	0,796 (0,118)	0,093 (0,018)	7	0,45	2806** (269)	280 (47)	0,703** (0,13)	0,123** (0,029)	
9	3355	0,80	0,17	3354 (440)	325 (66)	-	-	8	0,40	1954** (312)	285* (70)	-	-	
10	2684	-	0,18	-	-	-	-	9	0,35	-	-	-	-	

Supervivència dependent de les captures anteriors. j ocasions omeses en l'anàlisi																	
i				j				i				j					
j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$	j	i	\hat{N}_{ij}	$\hat{S}\hat{N}_{ij}$	$\hat{\phi}_{ij}$	$\hat{S}\hat{\phi}_{ij}$
1	1	21397** (382)	368** (18)	0,759** (0,015)	0,014** (0,000)	2	1	21437** (388)	372** (17)	0,756** (0,015)	0,014** (0,000)	3	1	21385** (305)	370** (15)	0,757** (0,01)	0,014** (0,000)
	2	16230** (110)	100** (3)	0,853** (0,038)	0,041** (0,004)		2	16208** (99)	101** (2)	0,841** (0,042)	0,042** (0,004)		2	16193** (104)	103** (2)	0,831** (0,029)	0,043** (0,003)
	3	13848** (616)	672** (52)	0,757** (0,065)	0,055** (0,005)		3	13265** (658)	675** (57)	0,749** (0,058)	0,056** (0,005)		3	13459** (496)	699** (47)	0,749** (0,048)	0,06** (0,006)
	4	10454** (658)	568** (57)	0,714** (0,048)	0,058** (0,005)		4	10181** (598)	571** (56)	0,74** (0,062)	0,064** (0,006)		4	10077** (736)	614** (79)	0,737** (0,063)	0,071** (0,008)
	5	7446** (434)	451** (48)	0,737** (0,084)	0,068** (0,009)		5	7509** (509)	498** (56)	0,707** (0,066)	0,073** (0,008)		5	7404** (594)	563** (80)	0,727** (0,092)	0,096** (0,013)
	6	5456** (412)	389** (54)	0,711** (0,079)	0,08** (0,011)		6	5291** (427)	427** (57)	0,743** (0,105)	0,107** (0,019)		6	5339** (448)	582** (73)	-	-
	7	3864** (397)	344** (56)	0,73** (0,118)	0,114** (0,026)		7	3910** (478)	469** (88)	-	-		-	-	-	-	
	8	2798** (416)	366** (97)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-	-	
4	1	21394** (375)	372** (18)	0,757** (0,014)	0,014** (0,000)	5	1	21154** (410)	363** (21)	0,765** (0,015)	0,014** (0,000)	6	1	21214** (366)	369** (16)	0,76** (0,015)	0,015** (0,004)
	2	16187** (109)	107** (2)	0,823** (0,028)	0,046** (0,003)		2	16184** (110)	113** (3)	0,791** (0,05)	0,051** (0,005)		2	16114** (112)	126** (4)	0,768** (0,059)	0,066** (0,008)
	3	13316** (454)	750** (42)	0,755** (0,063)	0,068** (0,008)		3	12809** (823)	824** (85)	0,753** (0,089)	0,084** (0,013)		3	12381** (953)	1058** (127)	-	-
	4	10044** (777)	707** (92)	0,693** (0,072)	0,083** (0,012)		4	9619** (1098)	890** (166)	-	-		-	-	-		
	5	6933** (682)	676** (119)	-	-		-	-	-	-	-		-	-	-		
7	1	21337** (414)	380** (17)	0,756** (0,016)	0,015** (0,000)	8	1	21305** (394)	384** (19)	-	-	-	-				
	2	16126** (142)	162** (7)	-	-		-	-	-	-	-	-	-				

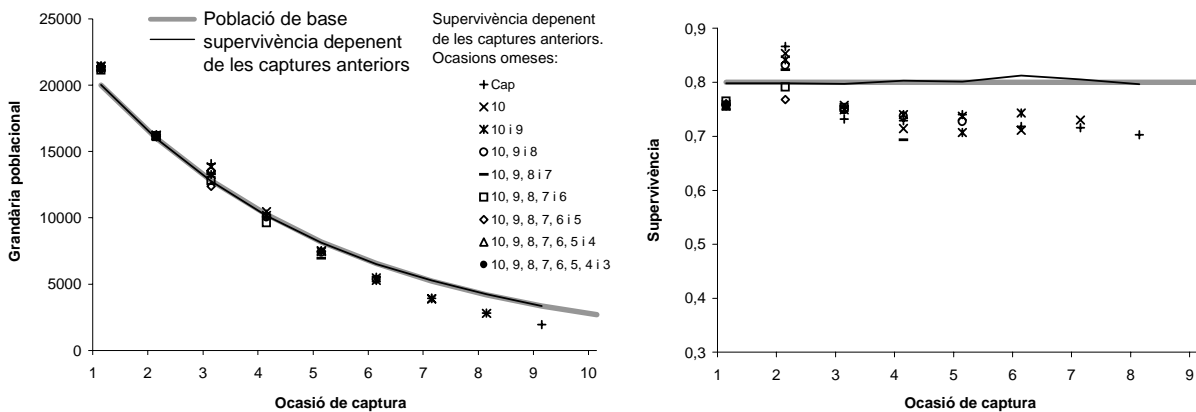
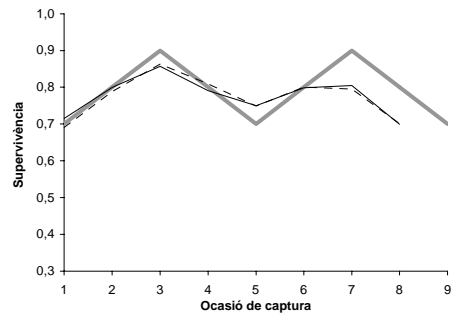
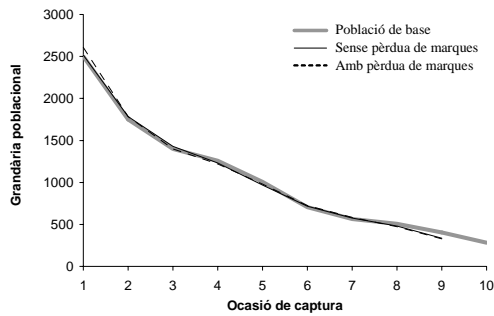


Figura III.3.8.F Simulació realitzada amb el POPAN-5 de l'efecte d'una eventual heterogeneïtat de $\hat{\phi}_i$ (correlació negativa respecte del nombre de captures anteriors), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2516 (266)	300 (56)	0,715 (0,096)	0,124 (0,026)	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	2607 (278)	319 (59)	0,69 (0,096)	0,121 (0,023)
2	1750	0,80	0,09	1784 (185)	196 (36)	0,799 (0,133)	0,125 (0,023)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1784 (189)	196 (37)	0,788 (0,123)	0,122 (0,021)
3	1400	0,90	0,11	1427 (180)	154 (34)	0,857 (0,115)	0,141 (0,022)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1399 (156)	148 (29)	0,863 (0,115)	0,141 (0,022)
4	1260	0,80	0,12	1234 (148)	143 (31)	0,79 (0,097)	0,135 (0,019)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1221 (154)	140 (32)	0,809 (0,112)	0,139 (0,023)
5	1008	0,70	0,13	967 (103)	122 (22)	0,75* (0,089)	0,138 (0,016)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	981 (125)	125 (27)	0,749* (0,094)	0,139 (0,017)
6	706	0,80	0,14	718 (48)	101 (13)	0,798 (0,137)	0,168 (0,041)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	725 (55)	103 (15)	0,801 (0,146)	0,171 (0,041)
7	564	0,90	0,15	577 (106)	94 (31)	0,805* (0,181)	0,203 (0,046)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	583 (110)	96 (32)	0,795* (0,175)	0,2 (0,044)
8	508	0,80	0,16	482 (105)	96 (38)	0,699* (0,181)	0,229 (0,074)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	474 (103)	94 (37)	0,701* (0,18)	0,228 (0,074)
9	406	0,70	0,17	335** (73)	92 (35)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	331** (74)	90 (36)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2713 (460)	344 (103)	0,664 (0,129)	0,109 (0,019)	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	2914* (616)	365 (101)	0,663 (0,12)	0,109 (0,018)
2	1750	0,80	0,09	1761 (195)	191 (38)	0,788 (0,139)	0,117 (0,02)	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1911 (492)	205 (47)	0,79 (0,14)	0,118 (0,023)
3	1400	0,90	0,11	1380 (151)	144 (28)	0,904 (0,079)	0,139 (0,012)	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1492 (303)	155 (29)	0,904 (0,08)	0,14 (0,013)
4	1260	0,80	0,12	1266 (86)	148 (19)	0,8 (0,104)	0,138 (0,021)	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1390 (387)	162 (33)	0,797 (0,104)	0,139 (0,025)
5	1008	0,70	0,13	1014 (114)	132 (26)	0,735 (0,112)	0,14 (0,025)	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1096 (218)	142 (27)	0,728 (0,11)	0,139 (0,027)
6	706	0,80	0,14	739 (96)	107 (24)	0,737* (0,122)	0,15 (0,029)	-	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	792 (175)	113 (25)	0,734* (0,117)	0,15 (0,03)
7	564	0,90	0,15	543 (76)	83 (20)	0,879 (0,107)	0,214 (0,034)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	579 (134)	88 (21)	0,88 (0,112)	0,214 (0,038)
8	508	0,80	0,16	495 (68)	99 (25)	0,759 (0,158)	0,276 (0,092)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,99	529 (127)	104 (28)	0,754 (0,163)	0,273 (0,097)
9	406	0,70	0,17	398 (121)	127 (75)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	419 (136)	130 (75)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

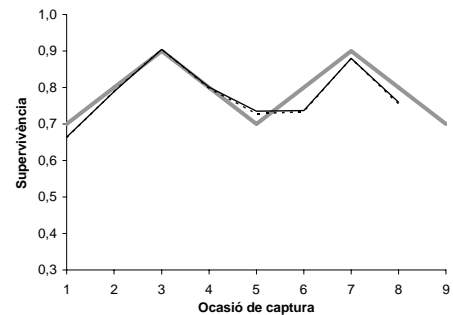
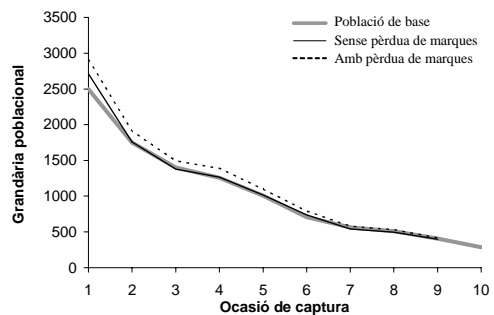
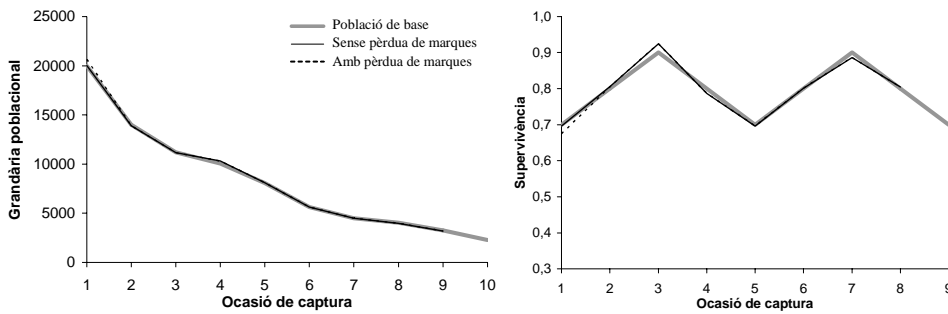


Figura III.3.9.A Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca constant (0,01) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,01) entre ocasions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,70	0,07	20029 (951)	831 (69)	0,696 (0,053)	0,039 (0,003)	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	20652* (995)	876* (73)	0,675 (0,052)	0,038 (0,003)
2	14000	0,80	0,09	13902 (699)	522 (47)	0,805 (0,056)	0,042 (0,003)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	13902 (699)	522 (47)	0,805 (0,056)	0,042 (0,003)
3	11200	0,90	0,11	11161 (477)	410 (31)	0,924 (0,059)	0,051 (0,004)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	11161 (477)	410 (31)	0,924 (0,059)	0,051 (0,004)
4	10080	0,80	0,12	10327 (501)	430 (36)	0,787 (0,045)	0,048 (0,003)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	10327 (501)	430 (36)	0,787 (0,045)	0,048 (0,003)
5	8064	0,70	0,13	8113 (345)	369 (27)	0,696 (0,051)	0,045 (0,004)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	8113 (345)	369 (27)	0,696 (0,051)	0,045 (0,004)
6	5645	0,80	0,14	5643 (380)	274 (33)	0,801 (0,063)	0,057 (0,004)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	5643 (380)	274 (33)	0,801 (0,063)	0,057 (0,004)
7	4516	0,90	0,15	4501 (153)	245 (15)	0,886 (0,072)	0,076 (0,008)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	4501 (153)	245 (15)	0,886 (0,072)	0,076 (0,008)
8	4064	0,80	0,16	3999 (299)	275 (34)	0,804 (0,09)	0,098 (0,014)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	3999 (299)	275 (34)	0,804 (0,09)	0,098 (0,014)
9	3251	0,70	0,17	3211 (313)	332 (54)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	3211 (313)	332 (54)	-	-
10	2276	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,70	0,07	19881 (680)	819 (50)	0,711 (0,034)	0,04 (0,002)	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	20640* (1036)	872* (76)	0,7 (0,056)	0,04 (0,003)
2	14000	0,80	0,09	14118 (393)	536 (25)	0,805 (0,037)	0,042 (0,002)	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	14407* (682)	555 (45)	0,789 (0,047)	0,042 (0,003)
3	11200	0,90	0,11	11357 (403)	423 (27)	0,896 (0,038)	0,049 (0,002)	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	11352 (511)	422 (33)	0,92 (0,04)	0,051** (0,002)
4	10080	0,80	0,12	10161 (291)	417 (21)	0,784* (0,031)	0,047 (0,002)	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	10450** (373)	438** (27)	0,78 (0,044)	0,048 (0,003)
5	8064	0,70	0,13	7963 (288)	356 (22)	0,7 (0,043)	0,045 (0,003)	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	8136 (335)	370* (26)	0,695 (0,047)	0,045 (0,004)
6	5645	0,80	0,14	5565 (256)	266 (22)	0,832* (0,063)	0,059 (0,006)	-	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	0,99	5642 (309)	272 (27)	0,814 (0,067)	0,058 (0,005)
7	4516	0,90	0,15	4624 (296)	257 (29)	0,888 (0,068)	0,078 (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,99	0,99	4578 (280)	252 (27)	0,906 (0,059)	0,079 (0,007)
8	4064	0,80	0,16	4125 (296)	290 (36)	0,797 (0,102)	0,099 (0,016)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,99	4149 (293)	293 (35)	0,787 (0,095)	0,098 (0,015)
9	3251	0,70	0,17	3268 (343)	342 (59)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	3252 (352)	340 (60)	-	-
10	2276	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

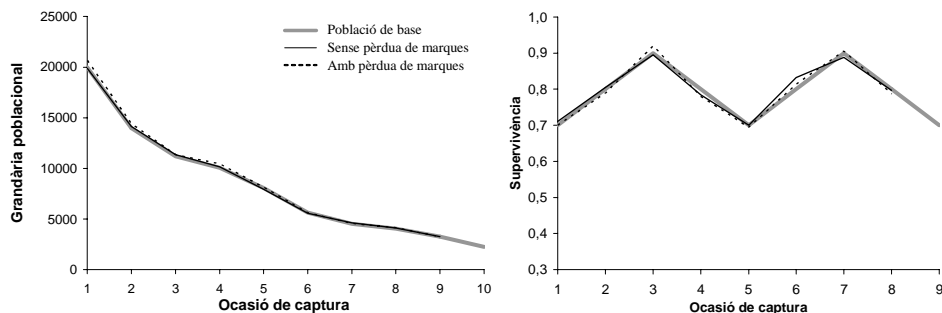
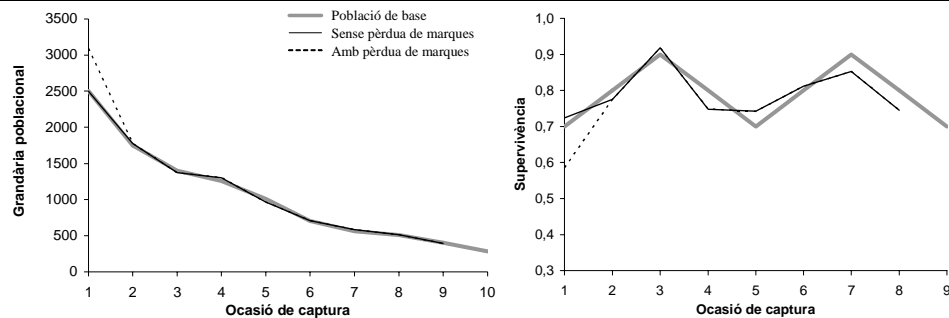


Figura III.3.9.B Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca constant (0,01) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,01) entre ocasions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2496 (313)	296 (67)	0,724 (0,131)	0,116 (0,019)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	3091** (347)	427** (83)	0,585** (0,109)	0,102** (0,017)
2	1750	0,80	0,09	1775 (153)	194 (30)	0,775 (0,12)	0,115 (0,02)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1777 (154)	194 (31)	0,775 (0,12)	0,115 (0,02)
3	1400	0,90	0,11	1372 (165)	142 (31)	0,918 (0,091)	0,143 (0,016)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1372 (165)	143 (31)	0,918 (0,091)	0,143 (0,016)
4	1260	0,80	0,12	1305 (149)	157 (33)	0,748 (0,133)	0,127 (0,023)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1305 (149)	157 (33)	0,748 (0,133)	0,127 (0,023)
5	1008	0,70	0,13	965 (101)	121 (22)	0,742 (0,1)	0,135 (0,021)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	965 (101)	121 (22)	0,742 (0,1)	0,135 (0,021)
6	706	0,80	0,14	711 (82)	99 (20)	0,812 (0,156)	0,169 (0,039)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	711 (82)	99 (20)	0,812 (0,156)	0,169 (0,039)
7	564	0,90	0,15	585 (100)	95 (28)	0,853 (0,132)	0,214 (0,035)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	585 (100)	95 (28)	0,853 (0,132)	0,214 (0,035)
8	508	0,80	0,16	513 (71)	104 (27)	0,745 (0,168)	0,271 (0,092)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	513 (71)	104 (27)	0,745 (0,168)	0,271 (0,092)
9	406	0,70	0,17	394 (109)	123 (65)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	394 (109)	123 (65)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2373 (254)	271 (51)	0,74 (0,108)	0,115 (0,018)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	2901** (309)	374** (67)	0,711 (0,106)	0,124 (0,02)
2	1750	0,80	0,09	1738 (181)	187 (35)	0,795 (0,115)	0,117 (0,018)	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	2040** (221)	243** (48)	0,798 (0,108)	0,131** (0,018)
3	1400	0,90	0,11	1377 (149)	144 (29)	0,899 (0,093)	0,138 (0,014)	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	1610** (135)	186** (27)	0,883 (0,094)	0,15* (0,018)
4	1260	0,80	0,12	1253 (102)	146 (21)	0,798 (0,094)	0,136 (0,019)	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	1431** (136)	182** (30)	0,764 (0,107)	0,141 (0,025)
5	1008	0,70	0,13	996 (102)	128 (23)	0,732 (0,113)	0,137 (0,027)	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	1094* (153)	150* (37)	0,716 (0,114)	0,142 (0,028)
6	706	0,80	0,14	724 (105)	103 (26)	0,779 (0,114)	0,16 (0,028)	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	775* (113)	116 (30)	0,776 (0,126)	0,168 (0,031)
7	564	0,90	0,15	558 (72)	88 (20)	0,851 (0,153)	0,208 (0,047)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	597 (80)	99 (23)	0,826 (0,156)	0,208 (0,048)
8	508	0,80	0,16	484 (89)	96 (31)	0,747 (0,168)	0,255 (0,075)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	495 (88)	99 (31)	0,755 (0,17)	0,266 (0,085)
9	406	0,70	0,17	362* (77)	105 (41)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	381 (94)	116 (52)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

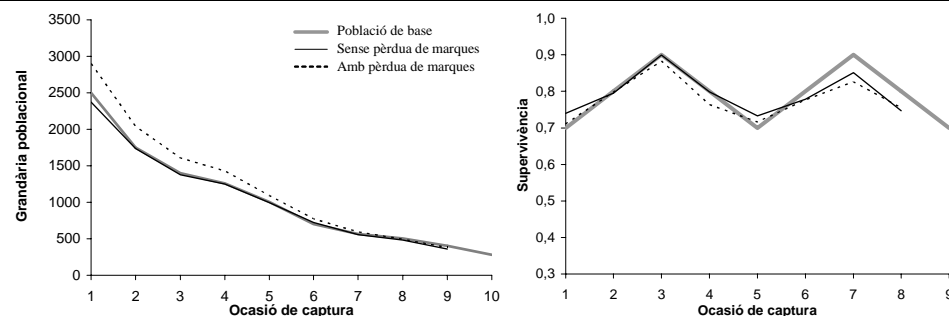
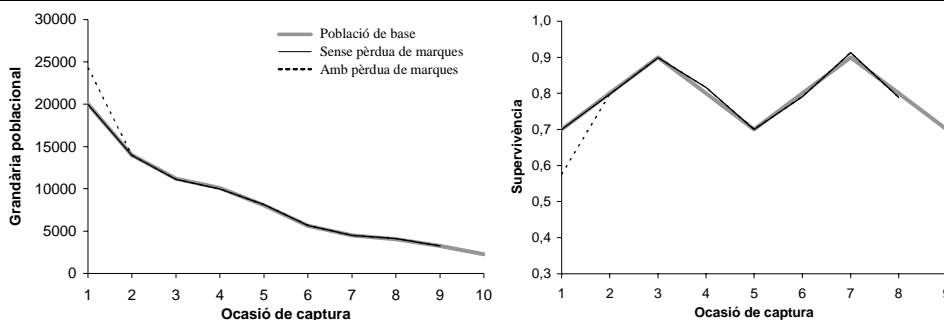


Figura III.3.9.C Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca creixent d'una ocasió a l'altra. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques creixent d'una ocasió a l'altra. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,70	0,07	19958 (1035)	826 (73)	0,7 (0,032)	0,039 (0,002)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	24322** (1390)	1158** (109)	0,575** (0,028)	0,035** (0,001)
2	14000	0,80	0,09	13946 (461)	525 (31)	0,798 (0,038)	0,042 (0,002)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	13946 (461)	527 (31)	0,798 (0,038)	0,042 (0,002)
3	11200	0,90	0,11	11116 (381)	408 (25)	0,899 (0,043)	0,048 (0,002)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	11116 (381)	409 (25)	0,899 (0,043)	0,048 (0,002)
4	10080	0,80	0,12	9984 (318)	404 (23)	0,816 (0,045)	0,049 (0,003)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	9984 (318)	405 (23)	0,816 (0,045)	0,049 (0,003)
5	8064	0,70	0,13	8139 (333)	370 (26)	0,7 (0,045)	0,046 (0,003)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	8139 (333)	371 (26)	0,7 (0,045)	0,046 (0,003)
6	5645	0,80	0,14	5687 (258)	277 (22)	0,791 (0,051)	0,056 (0,004)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	5687 (258)	277 (22)	0,791 (0,051)	0,056 (0,004)
7	4516	0,90	0,15	4492 (258)	244 (24)	0,913 (0,061)	0,079 (0,007)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	4492 (258)	244 (24)	0,913 (0,061)	0,079 (0,007)
8	4064	0,80	0,16	4122 (285)	289 (33)	0,789 (0,076)	0,098 (0,012)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	4122 (285)	290 (33)	0,789 (0,076)	0,098 (0,012)
9	3251	0,70	0,17	3241 (273)	337 (47)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	3241 (273)	337 (47)	-	-
10	2276	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	20000	0,70	0,07	20287 (910)	849 (66)	0,695 (0,032)	0,039 (0,002)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	25219** (1253)	1200** (100)	0,67** (0,036)	0,043** (0,003)
2	14000	0,80	0,09	14077 (588)	534 (41)	0,799 (0,056)	0,042 (0,003)	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	16869** (821)	719** (62)	0,777 (0,061)	0,046** (0,003)
3	11200	0,90	0,11	11221 (435)	414 (28)	0,908 (0,048)	0,05 (0,003)	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	13068** (551)	534** (39)	0,887 (0,053)	0,053** (0,003)
4	10080	0,80	0,12	10195 (382)	420 (27)	0,79 (0,05)	0,048 (0,003)	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	11572** (477)	517** (36)	0,774 (0,054)	0,05** (0,004)
5	8064	0,70	0,13	8036 (332)	362 (26)	0,706 (0,048)	0,046 (0,003)	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	8939** (414)	433** (35)	0,682 (0,052)	0,047 (0,004)
6	5645	0,80	0,14	5662 (284)	275 (24)	0,8 (0,059)	0,057 (0,004)	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	6084** (333)	310** (30)	0,777 (0,061)	0,058 (0,005)
7	4516	0,90	0,15	4517 (215)	247 (20)	0,894 (0,059)	0,077 (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	4714** (249)	265** (24)	0,876 (0,058)	0,077 (0,007)
8	4064	0,80	0,16	4055 (299)	281 (35)	0,813 (0,094)	0,101 (0,015)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	4142 (295)	292 (35)	0,801 (0,086)	0,1 (0,014)
9	3251	0,70	0,17	3285 (342)	345 (58)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	3309 (334)	349 (57)	-	-
10	2276	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

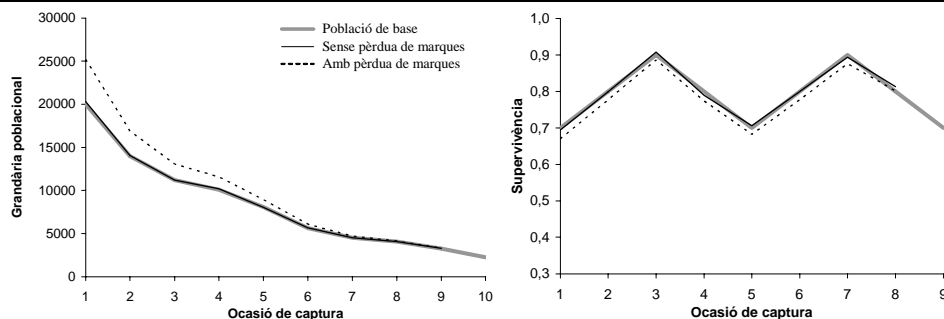
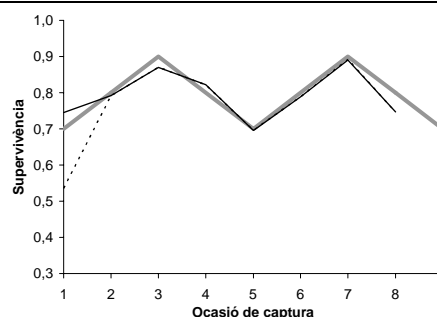
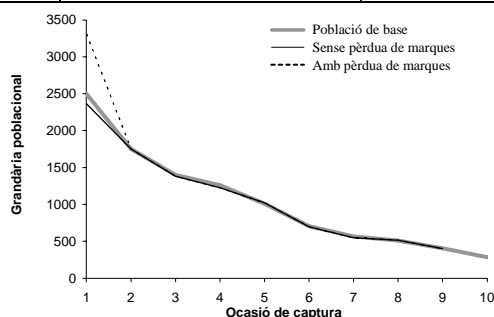


Figura III.3.9.D Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca creixent d'una ocasió a l'altra. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques creixent d'una ocasió a l'altra. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2367* (216)	270 (44)	0,745 (0,091)	0,116 (0,015)	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	3311** (417)	481** (102)	0,536** (0,074)	0,096** (0,011)
2	1750	0,80	0,09	1750 (142)	189 (28)	0,792 (0,066)	0,118 (0,011)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1750 (142)	190 (28)	0,792 (0,066)	0,118 (0,011)
3	1400	0,90	0,11	1381 (110)	144 (21)	0,87 (0,095)	0,133 (0,019)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1381 (111)	145 (21)	0,87 (0,095)	0,133 (0,019)
4	1260	0,80	0,12	1224 (155)	140 (32)	0,822 (0,126)	0,14 (0,024)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1224 (155)	141 (32)	0,821 (0,126)	0,14 (0,025)
5	1008	0,70	0,13	1022 (148)	135 (35)	0,696 (0,125)	0,129 (0,023)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1022 (147)	135 (35)	0,696 (0,125)	0,129 (0,023)
6	706	0,80	0,14	698 (80)	96 (20)	0,788 (0,13)	0,158 (0,029)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	697 (80)	97 (20)	0,789 (0,13)	0,158 (0,028)
7	564	0,90	0,15	548 (66)	84 (18)	0,891 (0,129)	0,222 (0,044)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	547 (63)	84 (17)	0,892 (0,128)	0,222 (0,044)
8	508	0,80	0,16	515 (91)	106 (32)	0,747 (0,2)	0,275 (0,111)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	515 (91)	106 (32)	0,746 (0,199)	0,275 (0,111)
9	406	0,70	0,17	400 (154)	131 (99)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	400 (154)	131 (99)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2604 (216)	317 (46)	0,698 (0,127)	0,114 (0,023)	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	3616** (301)	527** (72)	0,708 (0,113)	0,141** (0,03)
2	1750	0,80	0,09	1797 (218)	198 (43)	0,796 (0,12)	0,12 (0,018)	-	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	2550** (404)	349** (98)	0,758 (0,13)	0,14** (0,023)
3	1400	0,90	0,11	1417 (133)	151 (26)	0,881 (0,097)	0,137 (0,018)	-	-	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	1905** (221)	244** (49)	0,86 (0,101)	0,159** (0,021)
4	1260	0,80	0,12	1258 (140)	147 (29)	0,813 (0,144)	0,142 (0,034)	-	-	-	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	1646** (178)	226** (42)	0,804 (0,153)	0,166* (0,042)
5	1008	0,70	0,13	1046 (222)	142 (58)	0,71 (0,147)	0,134 (0,025)	-	-	-	-	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	1341** (278)	211** (82)	0,692 (0,156)	0,152* (0,032)
6	706	0,80	0,14	716 (65)	101 (17)	0,763 (0,143)	0,156 (0,037)	-	-	-	-	-	0,90	0,90	0,90	0,90	892** (102)	145** (29)	0,723* (0,148)	0,169 (0,043)
7	564	0,90	0,15	551 (100)	86 (28)	0,877 (0,128)	0,219 (0,04)	-	-	-	-	-	-	0,90	0,90	0,90	649* (129)	113* (40)	0,866 (0,146)	0,241 (0,05)
8	508	0,80	0,16	515 (87)	107 (30)	0,657** (0,177)	0,225 (0,09)	-	-	-	-	-	-	-	0,90	0,90	597** (110)	137** (42)	0,623** (0,169)	0,23 (0,087)
9	406	0,70	0,17	346* (112)	100 (64)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,90	377 (107)	115 (62)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

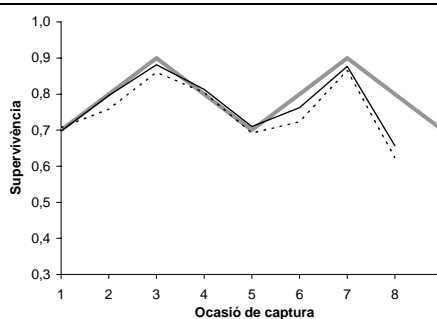
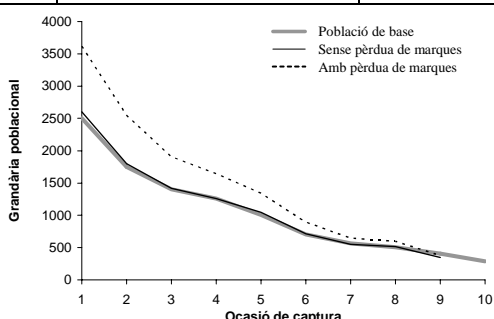
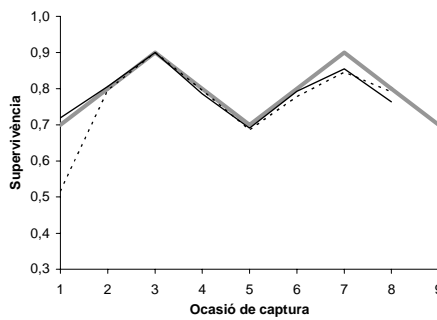
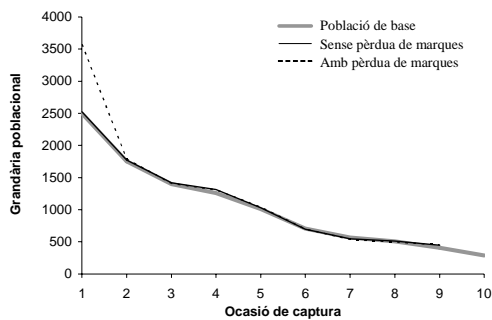


Figura III.3.9.E Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca constant (0,1) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,1) entre ocasions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2524 (384)	302 (85)	0,719 (0,14)	0,115 (0,021)	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	3574** (653)	548** (178)	0,516** (0,106)	0,095** (0,017)
2	1750	0,80	0,09	1771 (188)	193 (37)	0,806 (0,089)	0,121 (0,013)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1787 (189)	197 (37)	0,796 (0,101)	0,119 (0,015)
3	1400	0,90	0,11	1418 (121)	150 (23)	0,9 (0,098)	0,142 (0,019)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1410 (134)	150 (25)	0,9 (0,098)	0,142 (0,019)
4	1260	0,80	0,12	1315 (155)	159 (33)	0,786 (0,132)	0,138 (0,028)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1309 (157)	158 (34)	0,796 (0,126)	0,14 (0,026)
5	1008	0,70	0,13	1029 (150)	136 (35)	0,691 (0,135)	0,128 (0,025)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1037 (142)	139 (34)	0,686 (0,134)	0,128 (0,025)
6	706	0,80	0,14	694 (73)	95 (18)	0,793 (0,105)	0,158 (0,023)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	696 (71)	96 (18)	0,778 (0,091)	0,155 (0,02)
7	564	0,90	0,15	546 (58)	84 (15)	0,855 (0,116)	0,213 (0,052)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	538* (53)	82 (14)	0,846 (0,111)	0,207 (0,047)
8	508	0,80	0,16	514 (139)	108 (55)	0,764 (0,224)	0,3 (0,151)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	498 (132)	102 (52)	0,791 (0,222)	0,309 (0,15)
9	406	0,70	0,17	447 (236)	169 (183)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	453 (235)	172 (182)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2502 (208)	296 (43)	0,697 (0,095)	0,111 (0,015)	1,00	1,00	1,00	1,00	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	2703** (267)	339** (57)	0,646* (0,099)	0,106 (0,015)
2	1750	0,80	0,09	1728 (150)	184 (29)	0,807 (0,121)	0,119 (0,02)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1725 (148)	184 (28)	0,805 (0,124)	0,119 (0,021)
3	1400	0,90	0,11	1392 (162)	146 (31)	0,903 (0,094)	0,141 (0,017)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1385 (167)	145 (31)	0,904 (0,094)	0,14 (0,017)
4	1260	0,80	0,12	1292 (139)	154 (29)	0,781 (0,114)	0,135 (0,021)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1288 (137)	153 (28)	0,78 (0,114)	0,134 (0,021)
5	1008	0,70	0,13	1005 (96)	130 (22)	0,695 (0,125)	0,129 (0,028)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1001 (99)	129 (23)	0,695 (0,125)	0,128 (0,028)
6	706	0,80	0,14	693 (107)	95 (26)	0,822 (0,133)	0,166 (0,028)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	689 (107)	95 (26)	0,827 (0,134)	0,166 (0,028)
7	564	0,90	0,15	567 (76)	90 (20)	0,89 (0,105)	0,224 (0,043)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	568 (76)	90 (20)	0,902 (0,105)	0,229 (0,044)
8	508	0,80	0,16	519 (103)	108 (37)	0,745 (0,207)	0,279 (0,118)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	530 (108)	112 (38)	0,734 (0,199)	0,271 (0,107)
9	406	0,70	0,17	407 (149)	134 (86)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	397 (133)	127 (74)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

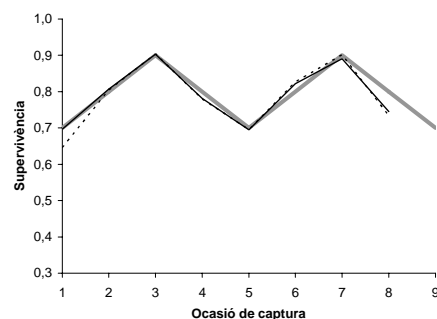
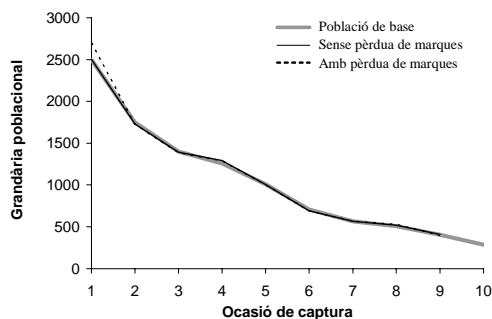
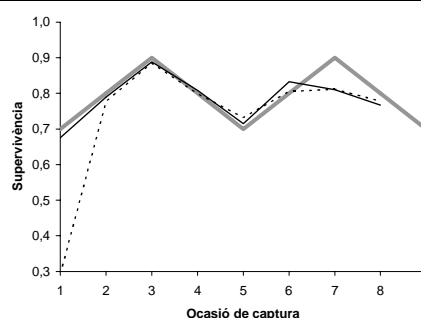
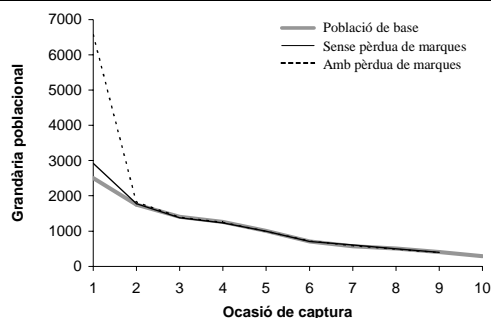


Figura III.3.9.F Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca entre la 1a i la 2a ocasió = 0,3. **Baix** taxa de pèrdua de la 1a marca entre la 5a i la 6a ocasió = 0,3. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2915 (1366)	419 (414)	0,676 (0,187)	0,111 (0,027)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	6583** (1695)	1502** (645)	0,292** (0,075)	0,071** (0,014)
2	1750	0,80	0,09	1774 (237)	195 (47)	0,789 (0,129)	0,117 (0,016)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1823 (237)	206 (47)	0,778 (0,12)	0,117 (0,015)
3	1400	0,90	0,11	1374 (107)	143 (20)	0,888 (0,103)	0,135 (0,019)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1395 (118)	148 (22)	0,885 (0,104)	0,136 (0,02)
4	1260	0,80	0,12	1234 (142)	142 (29)	0,808 (0,148)	0,137 (0,03)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1243 (144)	146 (29)	0,798 (0,145)	0,136 (0,029)
5	1008	0,70	0,13	997 (155)	129 (34)	0,715 (0,134)	0,131 (0,026)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	993 (153)	129 (33)	0,732 (0,134)	0,135 (0,026)
6	706	0,80	0,14	702 (94)	97 (23)	0,832 (0,143)	0,174 (0,035)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	716 (92)	101 (23)	0,805 (0,145)	0,168 (0,035)
7	564	0,90	0,15	599 (93)	99 (26)	0,81** (0,119)	0,202 (0,036)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	584 (92)	96 (25)	0,811** (0,121)	0,2 (0,038)
8	508	0,80	0,16	493 (76)	98 (26)	0,766 (0,151)	0,275 (0,086)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	483 (80)	95 (27)	0,778 (0,143)	0,273 (0,075)
9	406	0,70	0,17	395 (103)	123 (56)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	385 (90)	117 (48)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2542 (290)	305 (61)	0,694 (0,12)	0,111 (0,018)	1,00	1,00	1,00	1,00	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	2553 (285)	302 (60)	0,692 (0,116)	0,108 (0,018)
2	1750	0,80	0,09	1738 (160)	186 (31)	0,863* (0,109)	0,133 (0,02)	-	1,00	1,00	1,00	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	1740 (163)	182 (31)	0,87* (0,113)	0,131 (0,021)
3	1400	0,90	0,11	1529* (194)	173 (39)	0,812* (0,13)	0,13 (0,023)	-	-	1,00	1,00	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	1542** (197)	171 (39)	0,806** (0,124)	0,125 (0,022)
4	1260	0,80	0,12	1256 (189)	147 (39)	0,791 (0,147)	0,135 (0,028)	-	-	-	1,00	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	1257 (190)	142 (38)	1** (0)	0,24** (0,022)
5	1008	0,70	0,13	993 (139)	128 (32)	0,721 (0,141)	0,132 (0,027)	-	-	-	-	0,70	1,00	1,00	1,00	1,00	2127** (368)	462** (127)	0,339** (0,067)	0,085** (0,013)
6	706	0,80	0,14	701 (82)	97 (21)	0,815 (0,158)	0,169 (0,04)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	701 (83)	97 (21)	0,816 (0,159)	0,169 (0,04)
7	564	0,90	0,15	586 (107)	96 (30)	0,831 (0,154)	0,211 (0,058)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	586 (107)	96 (30)	0,831 (0,154)	0,211 (0,058)
8	508	0,80	0,16	518 (168)	110 (74)	0,801 (0,214)	0,291 (0,088)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	518 (168)	110 (74)	0,801 (0,214)	0,291 (0,088)
9	406	0,70	0,17	404 (75)	126 (40)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	404 (75)	126 (40)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

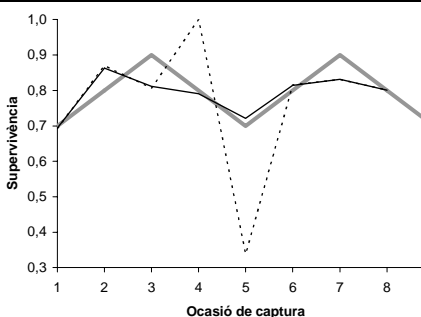
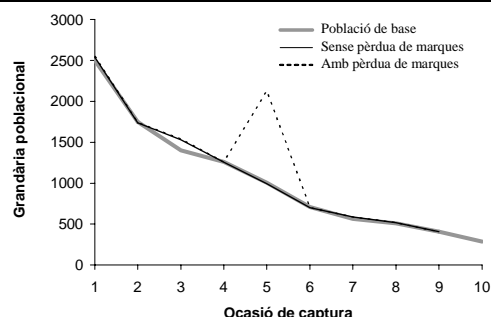
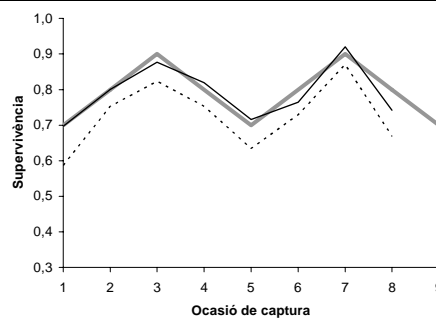
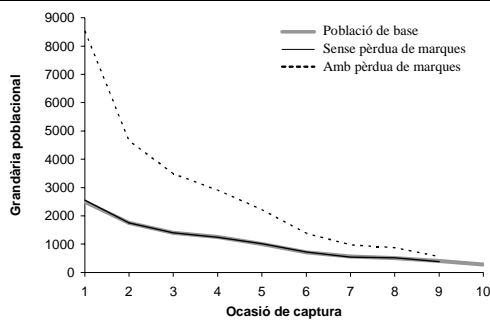


Figura III.3.9.G Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca constant (0,3) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques entre la 5a i la 6a ocasió = 0,3. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2558 (349)	310 (75)	0,697 (0,106)	0,112 (0,016)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	8540** (2630)	2074** (1087)	0,587* (0,165)	0,171** (0,036)
2	1750	0,80	0,09	1755 (160)	190 (31)	0,801 (0,114)	0,12 (0,021)	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	4653** (529)	886** (163)	0,753 (0,137)	0,198** (0,043)
3	1400	0,90	0,11	1404 (196)	149 (38)	0,877 (0,105)	0,135 (0,017)	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	3491** (631)	641** (194)	0,823* (0,152)	0,215** (0,042)
4	1260	0,80	0,12	1249 (129)	145 (27)	0,819 (0,12)	0,14 (0,023)	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2909** (476)	560** (155)	0,753 (0,143)	0,211** (0,047)
5	1008	0,70	0,13	1022 (127)	134 (30)	0,716 (0,127)	0,135 (0,028)	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2221** (473)	468** (175)	0,635* (0,122)	0,186** (0,044)
6	706	0,80	0,14	723 (101)	103 (25)	0,764 (0,11)	0,154 (0,023)	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	1386** (286)	299** (106)	0,729 (0,188)	0,222** (0,063)
7	564	0,90	0,15	545 (58)	83 (16)	0,92 (0,107)	0,228 (0,035)	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	975** (206)	221** (79)	0,87 (0,147)	0,313** (0,067)
8	508	0,80	0,16	516 (70)	105 (24)	0,742 (0,145)	0,263 (0,071)	-	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	875** (169)	255** (81)	0,668* (0,213)	0,325 (0,125)
9	406	0,70	0,17	382 (75)	114 (41)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,70	565** (135)	225** (95)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2414 (640)	290 (94)	0,657 (0,187)	0,105 (0,03)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4588** (949)	830** (280)	0,393** (0,088)	0,08** (0,013)
2	1750	0,80	0,09	1645 (418)	176 (52)	0,752 (0,207)	0,11 (0,031)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1728 (159)	185 (31)	0,802 (0,117)	0,118 (0,019)
3	1400	0,90	0,11	1303 (342)	135 (43)	0,885 (0,232)	0,138 (0,038)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1387 (167)	146 (32)	0,931 (0,1)	0,146 (0,019)
4	1260	0,80	0,12	1263 (344)	154 (52)	0,76 (0,209)	0,135 (0,04)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1340 (171)	165 (37)	0,784 (0,114)	0,139 (0,026)
5	1008	0,70	0,13	1005 (275)	136 (47)	0,629 (0,217)	0,118 (0,043)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1045 (152)	141 (37)	0,679 (0,176)	0,126 (0,035)
6	706	0,80	0,14	649 (189)	88 (34)	0,823 (0,231)	0,171 (0,054)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	689 (114)	95 (28)	0,859 (0,13)	0,179 (0,036)
7	564	0,90	0,15	576 (169)	97 (37)	0,757* (0,248)	0,191 (0,07)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	605 (101)	101 (30)	0,807* (0,178)	0,204 (0,055)
8	508	0,80	0,16	469 (149)	94 (41)	0,774 (0,252)	0,284 (0,11)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	498 (103)	101 (35)	0,818 (0,175)	0,303 (0,089)
9	406	0,70	0,17	399 (142)	130 (69)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	424 (109)	139 (63)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

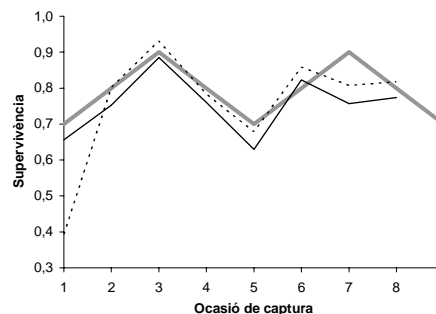
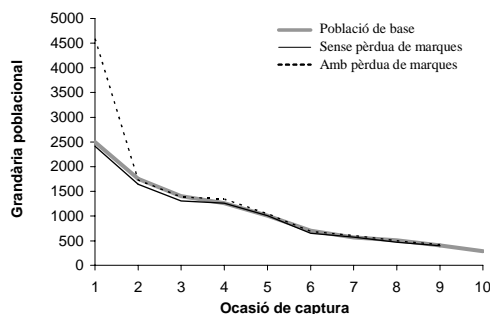
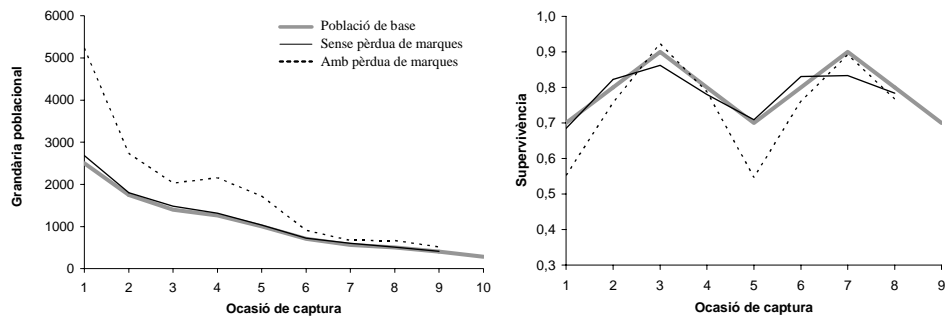


Figura III.3.9.H Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,3) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 1a marca variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2688 (655)	318 (78)	0,685 (0,115)	0,108 (0,018)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	5234** (1814)	994** (593)	0,552** (0,139)	0,123* (0,028)
2	1750	0,80	0,09	1804 (372)	188 (32)	0,822 (0,11)	0,121 (0,021)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2734** (704)	392** (184)	0,757 (0,175)	0,143* (0,035)
3	1400	0,90	0,11	1481 (339)	154 (35)	0,862 (0,117)	0,132 (0,024)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2031** (410)	271** (98)	0,924 (0,132)	0,19** (0,037)
4	1260	0,80	0,12	1319 (347)	151 (43)	0,78 (0,143)	0,13 (0,025)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2158** (566)	361** (161)	0,788 (0,182)	0,19** (0,054)
5	1008	0,70	0,13	1033 (311)	128 (36)	0,71 (0,126)	0,128 (0,03)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1720** (464)	322** (159)	0,547** (0,142)	0,131 (0,039)
6	706	0,80	0,14	726 (193)	98 (33)	0,831 (0,142)	0,167 (0,039)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	912** (252)	154* (82)	0,761 (0,177)	0,176 (0,045)
7	564	0,90	0,15	606 (174)	95 (32)	0,833 (0,149)	0,202 (0,041)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	671** (126)	119* (41)	0,892 (0,144)	0,261** (0,049)
8	508	0,80	0,16	515 (135)	99 (26)	0,784 (0,174)	0,276 (0,096)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	667** (117)	162** (48)	0,768 (0,203)	0,34 (0,134)
9	406	0,70	0,17	408 (139)	123 (63)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	518* (164)	199* (111)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	268 (89)	95 (61)	0,767 (0,196)	0,342 (0,093)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	333 (128)	146 (107)	0,604 (0,215)	0,309 (0,127)
2	210	0,80	0,09	201 (46)	65 (28)	0,844 (0,177)	0,395 (0,128)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	206 (83)	74 (66)	0,808 (0,216)	0,365 (0,114)
3	168	0,90	0,11	184 (58)	69 (47)	0,803 (0,23)	0,403 (0,151)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	174 (49)	60 (32)	0,855 (0,199)	0,428 (0,151)
4	151	0,80	0,12	155 (55)	62 (46)	0,774 (0,218)	0,409 (0,121)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	160 (56)	67 (47)	0,721 (0,221)	0,4 (0,187)
5	121	0,70	0,13	116 (29)	48 (23)	0,637 (0,201)	0,351 (0,143)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	116 (45)	53 (52)	0,667 (0,252)	0,401 (0,216)
6	85	0,80	0,14	73* (21)	30 (17)	0,79 (0,239)	0,505 (0,253)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	81 (36)	40 (39)	0,715 (0,278)	0,494 (0,283)
7	68	0,90	0,15	64 (28)	37 (33)	0,767* (0,265)	0,497 (0,253)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	64 (32)	39 (37)	0,745* (0,295)	0,395 (0,253)
8	61	0,80	0,16	51 (25)	26 (21)	0,763 (0,256)	0,466 (0,359)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	58 (42)	20 (18)	0,7 (0,336)	0,411 (0,373)
9	49	0,70	0,17	38* (16)	17 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	35** (16)	16 (9)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

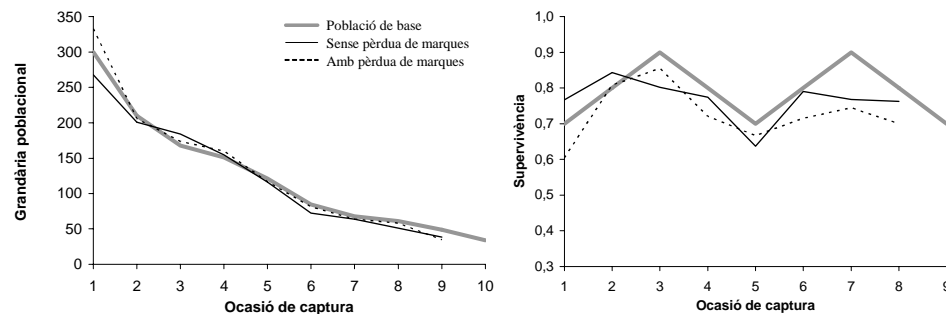
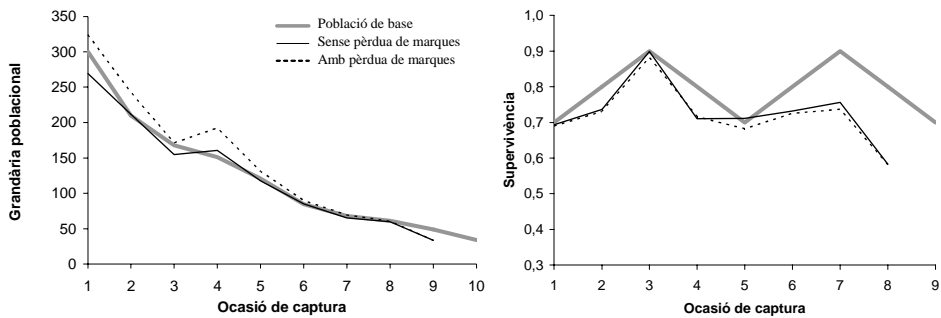


Figura III.3.9.I Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques (1- θ), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 1a marca creixent d'una ocasió a l'altra. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	269 (76)	95 (50)	0,693 (0,223)	0,339 (0,145)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	324 (99)	129 (70)	0,69 (0,237)	0,372 (0,16)
2	210	0,80	0,09	212 (87)	79 (69)	0,736 (0,222)	0,313 (0,089)	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	242 (89)	97 (72)	0,731 (0,227)	0,336 (0,093)
3	168	0,90	0,11	155 (43)	48 (25)	0,898 (0,142)	0,426 (0,113)	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	171 (44)	55 (26)	0,882 (0,151)	0,477 (0,173)
4	151	0,80	0,12	161 (52)	65 (42)	0,711* (0,177)	0,393 (0,183)	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	192* (81)	95 (88)	0,716 (0,212)	0,427 (0,187)
5	121	0,70	0,13	117 (47)	53 (54)	0,711 (0,26)	0,428 (0,215)	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	131 (46)	62 (52)	0,682 (0,235)	0,432 (0,202)
6	85	0,80	0,14	85 (36)	43 (38)	0,732 (0,254)	0,503 (0,271)	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	90 (34)	46 (37)	0,726 (0,267)	0,53 (0,301)
7	68	0,90	0,15	65 (30)	39 (36)	0,757* (0,27)	0,445 (0,264)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	69 (34)	44 (42)	0,737* (0,26)	0,488 (0,265)
8	61	0,80	0,16	60 (38)	28 (22)	0,583** (0,294)	0,312 (0,275)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	61 (37)	28 (22)	0,581** (0,293)	0,311 (0,272)
9	49	0,70	0,17	33** (18)	14 (10)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	33** (18)	14 (10)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	273 (99)	98 (65)	0,703 (0,204)	0,356 (0,189)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	641** (253)	328* (331)	0,642 (0,21)	0,692* (0,52)
2	210	0,80	0,09	224 (134)	89 (154)	0,782 (0,239)	0,356 (0,112)	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	477** (234)	276** (266)	0,787 (0,257)	0,708** (0,334)
3	168	0,90	0,11	149 (64)	47 (34)	0,814 (0,237)	0,375 (0,117)	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	381** (177)	146** (111)	0,724** (0,239)	0,612** (0,337)
4	151	0,80	0,12	110* (65)	44 (25)	0,787 (0,203)	0,404 (0,145)	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	271** (131)	162** (102)	0,74 (0,255)	0,756** (0,491)
5	121	0,70	0,13	99 (49)	37 (30)	0,76 (0,265)	0,47 (0,245)	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	250** (142)	163** (104)	0,573 (0,253)	0,439 (0,253)
6	85	0,80	0,14	71 (47)	45 (37)	0,715 (0,276)	1,034 (2,735)	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	117 (114)	73 (66)	0,669 (0,303)	0,507** (0,316)
7	68	0,90	0,15	72 (48)	27 (34)	0,736* (0,309)	0,486 (0,246)	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	89 (48)	46* (37)	0,8 (0,266)	0,522 (0,321)
8	61	0,80	0,16	49 (35)	26 (24)	0,742 (0,266)	0,507 (0,209)	-	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	77 (61)	33 (24)	0,552** (0,258)	0,318** (0,107)
9	49	0,70	0,17	29** (22)	17 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,70	36* (23)	19 (6)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

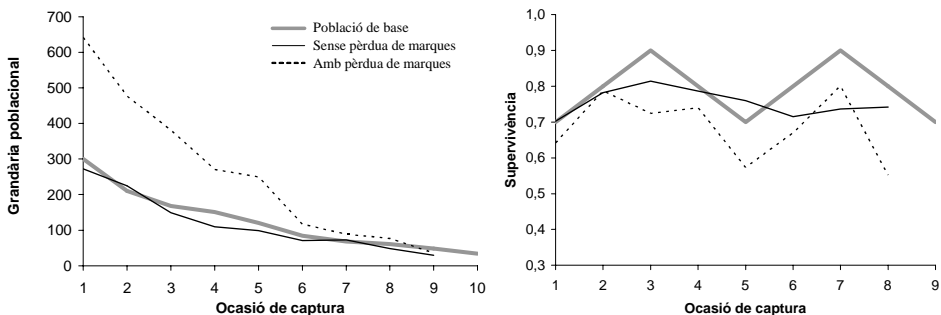
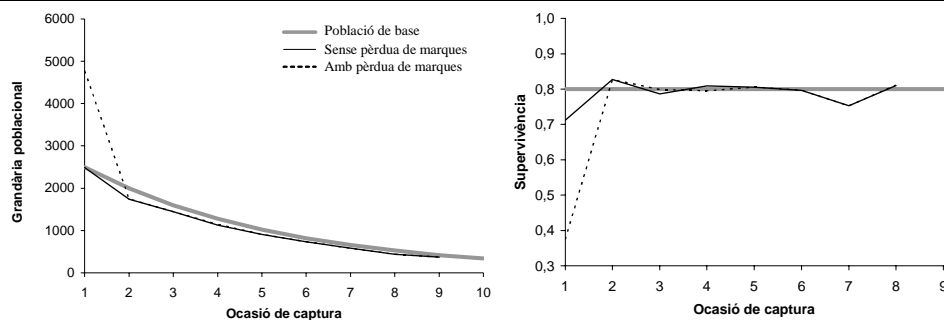


Figura III.3.9.J Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques creixent d'una ocasió a l'altra. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,3) entre ocasions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2485 (295)	302 (61)	0,712** (0,115)	0,116 (0,017)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4773** (729)	899** (229)	0,375** (0,075)	0,081** (0,013)
2	1750	0,80	0,09	1743** (150)	194 (30)	0,827 (0,11)	0,131 (0,022)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1743** (147)	195 (29)	0,827 (0,111)	0,13 (0,022)
3	1400	0,80	0,11	1446** (192)	165 (40)	0,787 (0,121)	0,127 (0,02)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1446** (192)	166 (40)	0,799 (0,121)	0,13 (0,02)
4	1260	0,80	0,12	1129** (117)	135 (25)	0,809 (0,101)	0,139 (0,02)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1149** (117)	139 (25)	0,795 (0,098)	0,138 (0,019)
5	1008	0,80	0,13	908** (93)	118 (21)	0,805 (0,162)	0,155 (0,041)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	907** (92)	118 (21)	0,806 (0,162)	0,155 (0,041)
6	706	0,80	0,14	737* (152)	109 (40)	0,797 (0,178)	0,171 (0,038)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	736* (152)	110 (40)	0,796 (0,177)	0,171 (0,038)
7	564	0,80	0,15	579** (89)	97 (28)	0,753 (0,176)	0,191 (0,055)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	579** (89)	98 (28)	0,752 (0,175)	0,191 (0,055)
8	508	0,80	0,16	438** (91)	88 (33)	0,81 (0,157)	0,29 (0,083)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	438** (91)	88 (33)	0,81 (0,159)	0,29 (0,083)
9	406	0,80	0,17	375 (102)	118 (59)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	375 (102)	118 (60)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2462 (226)	297 (47)	0,718** (0,097)	0,118 (0,018)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	2456 (217)	292 (45)	0,721** (0,096)	0,117 (0,018)
2	1750	0,80	0,09	1756** (203)	198 (41)	0,787 (0,107)	0,122 (0,019)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1761** (203)	196 (40)	0,784 (0,109)	0,119 (0,019)
3	1400	0,80	0,11	1370** (163)	150 (32)	0,815 (0,129)	0,129 (0,023)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1369** (164)	147 (31)	0,821 (0,121)	0,127 (0,023)
4	1260	0,80	0,12	1120** (146)	133 (31)	0,791 (0,116)	0,134 (0,022)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1134** (156)	132 (33)	0,988** (0,035)	0,208** (0,021)
5	1008	0,80	0,13	885** (111)	113 (26)	0,793 (0,135)	0,146 (0,029)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1432** (230)	259** (71)	0,501** (0,112)	0,112** (0,024)
6	706	0,80	0,14	700** (98)	99 (25)	0,817 (0,149)	0,179 (0,049)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	700** (96)	98 (24)	0,817 (0,148)	0,179 (0,049)
7	564	0,80	0,15	614 (171)	110 (58)	0,76 (0,184)	0,193 (0,042)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	614 (171)	110 (58)	0,761 (0,184)	0,193 (0,042)
8	508	0,80	0,16	443** (48)	88 (17)	0,814 (0,169)	0,311 (0,119)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	443** (48)	88 (17)	0,815 (0,169)	0,311 (0,119)
9	406	0,80	0,17	409 (162)	143 (105)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	409 (162)	143 (105)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

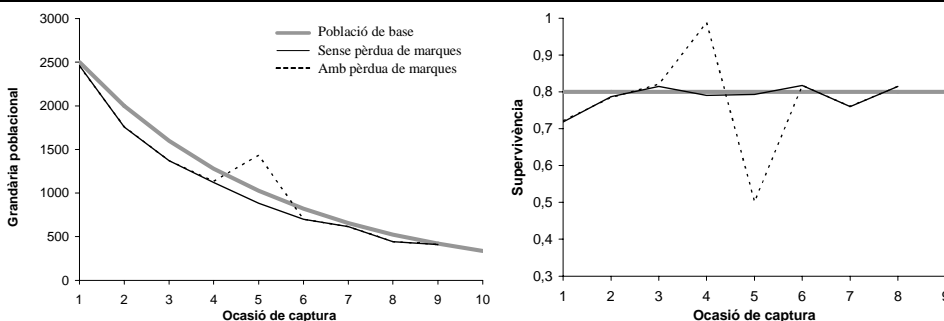
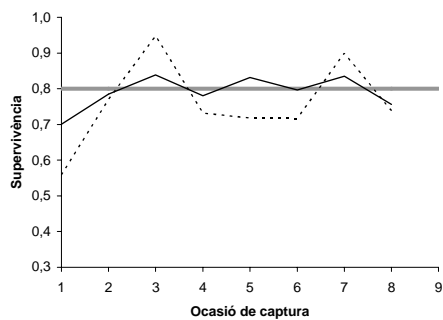
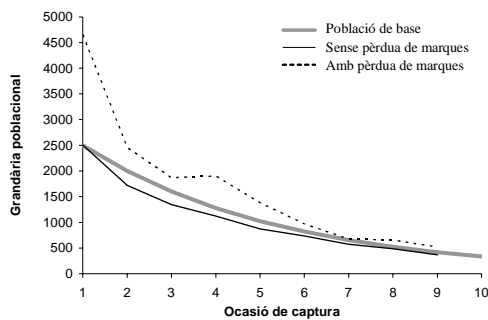


Figura III.3.9.L Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 5a marca variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2507 (371)	309 (81)	0,701** (0,127)	0,114 (0,017)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4653** (1243)	832** (379)	0,559** (0,142)	0,12 (0,024)
2	1750	0,80	0,09	1718** (120)	190 (24)	0,785 (0,107)	0,12 (0,019)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2457** (292)	333** (65)	0,771 (0,132)	0,143** (0,026)
3	1400	0,80	0,11	1343** (161)	145 (31)	0,839 (0,09)	0,131 (0,016)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1869** (249)	243** (55)	0,948** (0,089)	0,197** (0,031)
4	1260	0,80	0,12	1121** (105)	133 (23)	0,78 (0,122)	0,132 (0,026)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1903** (344)	317** (92)	0,732* (0,121)	0,171** (0,033)
5	1008	0,80	0,13	871** (116)	110 (27)	0,831 (0,145)	0,156 (0,033)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1381** (238)	236** (67)	0,718 (0,167)	0,171 (0,045)
6	706	0,80	0,14	736* (123)	108 (32)	0,797 (0,155)	0,17 (0,033)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	970** (191)	170** (55)	0,716* (0,157)	0,175 (0,039)
7	564	0,80	0,15	573** (77)	95 (23)	0,836 (0,134)	0,22 (0,05)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	675 (126)	124** (40)	0,9** (0,124)	0,279** (0,053)
8	508	0,80	0,16	484 (89)	104 (35)	0,757 (0,206)	0,278 (0,097)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	655** (129)	172** (60)	0,739 (0,223)	0,349 (0,151)
9	406	0,80	0,17	369* (90)	114 (46)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	519* (185)	212** (130)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,80	0,07	344 (145)	161 (123)	0,672* (0,225)	0,347 (0,092)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	803** (576)	316* (251)	0,501** (0,25)	0,332 (0,157)
2	210	0,80	0,09	212* (49)	76 (31)	0,733 (0,181)	0,34 (0,102)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	303* (110)	142** (94)	0,708 (0,216)	0,386 (0,117)
3	168	0,80	0,11	156** (40)	51 (23)	0,775 (0,176)	0,358 (0,113)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	202 (52)	76** (33)	0,88* (0,153)	0,532** (0,248)
4	151	0,80	0,12	128* (42)	47 (34)	0,822 (0,165)	0,435 (0,128)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	254* (186)	130* (140)	0,736 (0,278)	0,499 (0,257)
5	121	0,80	0,13	113 (35)	50 (29)	0,759 (0,232)	0,501 (0,258)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	187* (118)	96* (78)	0,652* (0,278)	0,427 (0,276)
6	85	0,80	0,14	92 (41)	53 (51)	0,685 (0,261)	0,39 (0,144)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	132 (91)	57 (55)	0,642* (0,286)	0,419 (0,242)
7	68	0,80	0,15	64 (42)	24 (11)	0,787 (0,256)	0,494 (0,278)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	76 (46)	36 (28)	0,83 (0,273)	0,457 (0,292)
8	61	0,80	0,16	63 (37)	29 (22)	0,598** (0,252)	0,304 (0,168)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	80 (41)	29 (22)	0,559** (0,271)	0,272 (0,125)
9	49	0,80	0,17	52 (82)	19 (27)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	38** (17)	15* (7)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

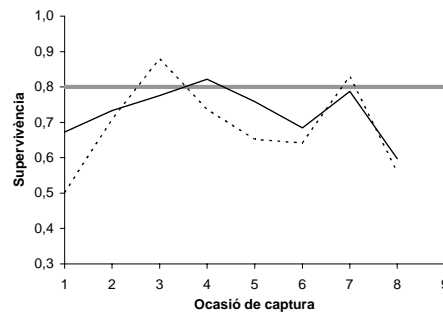
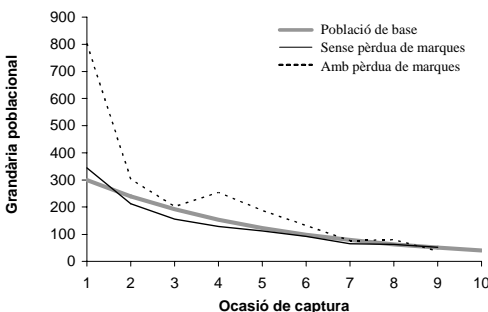


Figura III.3.9.M Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Correcció dels resultats obtinguts amb el model de Jolly-Seber

Un cop comprovada indirectament la presència d'un considerable biaix en els resultats amb el model de Jolly-Seber, es feia necessari trobar alguna forma de corregir-los. Altrament, en cas que això no hagués estat possible, hauria calgut prescindir-ne, si més no pel que fa a les estimacions de la grandària poblacional, les quals probablement presenten un major biaix. Aquesta darrera possibilitat, però, hauria implicat perdre molta informació valuosa i necessària per a posteriors anàlisis.

Com ja s'ha apuntat anteriorment, l'única forma que apareix a la literatura específica del marcatge-recaptura per a corregir biaixos produïts per pèrdua de marques és l'estimació directa de la taxa en què aquesta pèrdua s'ha donat, generalment per via d'un disseny mostral que prèviament ja contemplés el doble marcatge (Seber 1982, Arnason *et al.* 1998). A banda d'aquesta estimació directa no s'ha trobat cap mètode descrit per a eliminar, corregir o almenys minimitzar l'efecte de la violació del tercer supòsit del model un cop ja s'ha produït. Possiblement això és degut, si més no en part, a la confiança que en general se suposa que cal tenir en la tècnica de marcatge quan s'inicia un estudi d'aquest tipus. En qualsevol cas, donat que en aquest treball no es disposa d'aquestes estimacions directes de la taxa de pèrdua de marques, ha calgut introduir altres opcions per a corregir els resultats inicials del model.

Com es pot veure clarament a les simulacions de l'apartat anterior, per exemple en la primera de totes (figura III.3.8.A), la forma més simple d'obtenir una millor aproximació als valors poblacionals dels paràmetres estimats consisteix senzillament en utilitzar les estimacions per a cada ocasió obtingudes amb el mínim d'ocasions incloses per endavant en l'anàlisi. Ja s'ha mostrat que la inclusió de més i més ocasions en l'anàlisi en una situació amb pèrdua de marques tendeix a generar un biaix creixent. Aquest procediment no elimina completament els biaixos, però sempre resulten molt menors que en els resultats inicials. Així doncs, no es pot considerar una veritable correcció sinó tan sols una minimització dels efectes esbiaixadors de la pèrdua de marques. De fet, pel que fa a la grandària poblacional, aquest procediment genera resultats molt semblants als que s'obtidrien amb l'aplicació de $k-1$ vegades el mètode de Lincoln-Petersen entre campanyes. Per altra banda, en renunciar a molta informació sobre les proporcions de recapturats, perquè totes aquelles recaptures fetes més enllà de dues ocasions respecte de l'ocasió del paràmetre en qüestió no són introduïdes a l'anàlisi, s'ha simplificat fins a l'extrem l'aplicació del model de Jolly-Seber, encara que, alhora, també s'ha perdut precisió. En una situació amb pèrdua de marques, però, aquest lleuger *handicap* es veu sobradament compensat pel guany en exactitud.

A la taula III.3.5 i a les figures III.3.10 a III.3.12 es mostren els resultats d'aplicar aquest procediment de reducció del biaix per pèrdua de marques a les dades de marcatge-recaptura disponibles per a la població de perca americana de l'Estany. Com es pot veure, les grandàries poblacionals s'han vist notablement reduïdes respecte de les estimacions inicials en tots els grups d'edat, i s'aproximen molt més a les estimacions intracampanya obtingudes prèviament

amb el mètode de Lincoln-Petersen. Aquesta aproximació pot ésser interpretada, amb certes precaucions, com una major consistència dels resultats respecte dels valors poblacionals, donada la major concordança entre els resultats de dos mètodes diferents. Així, tot i que els dos mètodes es basen en dades de marcatge-recaptura obtingudes mitjançant el mateix mostreig i fins i tot el mateix marcatge, no comparteixen les mateixes dades, ja que l'un es basa en les recaptures intracampanya, en principi gens o molt poc sotmeses a la pèrdua de marques, mentre que l'altre es basa en les recaptures intercampanya (entre ocasions). Per altra banda, si bé és cert que els dos mètodes també comparteixen altres supòsits a banda del de la retenció de marques, també ho és que, pel que fa a les possibles violacions d'aquests altres supòsits, si s'han donat no ho han d'haver fet necessàriament en el mateix sentit ni amb la mateixa magnitud ni, finalment, amb la mateixa incidència sobre els resultats de cada mètode. De fet, s'ha descrit un mètode per a obtenir resultats més robustos amb dades de marcatge-recaptura combinant dos mètodes, un per a poblacions tancades i l'altre per a poblacions obertes (Pollock et al 1990), i aplicant-lo sobre dades generades en el marc d'un mostreig específicament dissenyat amb aquesta finalitat. Malauradament, en aquest treball no s'ha pogut aplicar per limitacions en el disseny mostral realitzable, difícils de superar fins i tot amb previsió. La comparació realitzada suara dels resultats del mètode de Lincoln-Petersen amb els del mètode de Jolly-Seber amb reducció del biaix manté, en qualsevol cas, una certa analogia amb aquest mètode descrit com a més robust.

Per altra banda, per tal d'intentar corregir, i no només reduir, el biaix de les estimacions inicials obtingudes amb el model de Jolly-Seber, s'ha desenvolupat un mètode específic que es descriu detalladament en el quadre de la figura III.3.13. Addicionalment, a la figura III.3.14 es mostra el resultat de l'aplicació d'aquest mètode per a la cohort de 1997, com a exemple gràfic de la seva aplicació. Com es pot veure, una de les pretensions del mètode és la modelització de la probabilitat de retenció de la marca en relació al temps passat des de la seva col·locació i a la longitud mitjana inicial del grup de peixos marcat. Aquesta modelització s'ha conduït paral·lelament mitjançant els tres models proposats, si bé finalment només s'han utilitzat els resultats del model III (taula III.3.7), el més complex de tots i l'únic que inclou variacions estacionals. Aquesta elecció s'ha basat en que, per al conjunt de totes les cohorts analitzades, és el que sembla haver-se "ajustat" millor a les dades (taula III.3.6), i que, a més, l'observació directa durant el mostratge ja indicà possibles variacions estacionals en la regeneració de les aletes, com ja s'ha apuntat anteriorment.

Cap dels tres models provats de retenció de marques ha estat contrastat mitjançant altres dades de mesura directa de pèrdua de marques, o bé mitjançant simulacions, cosa que seria del tot necessària per a comprovar la seva capacitat real de descriure el procés de pèrdua de marques. Al mateix temps, també seria convenient comprovar les virtuts del mètode sencer descrit a la figura III.3.13 mitjançant simulacions específiques i sobre altres dades reals de marcatge-recaptura, i eventualment corregir-ne possibles errors de base i millorar-ne la metodologia estadística aplicant, per exemple, tècniques d'ajustament com ara la minimització de funcions de màxima versemblança. Per altra banda, també seria convenient

provar altres models més complexos per a la probabilitat de retenció de les marques, més ajustats a la tècnica de marcatge aplicada, ja que probablement la pèrdua de marques de mutilació sigui un procés força complex on es combina una regeneració diferencial de les aletes en funció de múltiples variables i, alhora, una possible detecció o lectura d'aquestes durant el mostreig també variable estacionalment. Respecte d'aquesta regeneració diferencial, s'observaren indicis de variacions tant en la rapidesa com en la qualitat o capacitat de deixar realment registrada la marca en una cicatriu ben distingible. En principi, era previsible que les aletes es regeneressin més ràpidament durant l'època de major creixement dels peixos, i en major mesura en els més joves, tendència que efectivament s'observà tot i que no es mesurà de cap manera. Durant aquests períodes estivals amb taxes de creixement altes, també s'observà una certa tendència de les aletes recrescudes a cicatritzar millor, és a dir, a deixar un rastre menys visible sobre la nova aleta. Aquesta darrera observació, per exemple, no s'ha intentat incorporar finalment en cap dels models de pèrdua de marques provats.

En tots els casos, l'"ajustament" del model III de retenció de marques genera corbes amb màxims hivernals per a la pèrdua de marques. Això, d'entrada, semblaria contradir les observacions fetes durant el mostreig d'una major regeneració de les aletes seccionades durant l'estiu, de la qual cosa se'n derivaria una taxa de pèrdua de marques esperada justament superior durant aquesta època. Ara bé, si es té present que, com s'ha dit, les marques fetes durant l'estiu cicatritzen millor i deixen una marca finalment menys visible, i que en fins i tot en l'època de màxim creixement la regeneració no es completa fins passats alguns mesos, s'explica el resultat obtingut amb el model III. Així, les marques fetes durant l'estiu, es perdrien poc o molt poc durant els primers mesos simplement perquè les aletes encara són visiblement més curtes, mentre que les mateixes marques a l'hivern ja s'haurien regenerat i haurien deixat un rastre massa poc marcat. És la pèrdua d'aquestes marques estivals la que sembla produir-se en major mesura, especialment en els peixos més joves, i afectar en major mesura les estimacions corresponents. Això explicaria que l'"ajustament" del model III descriu prou bé el procés de pèrdua de marques relacionat amb la regeneració d'aquestes aletes mutilades a l'estiu. En canvi, la tendència de les aletes seccionades a l'hivern a deixar marques més clares, i per tant a no perdre tant les marques corresponents, no quedaria ben reflectida per l'ajustament assolit. Per a aconseguir descriure una evolució diferent de les marques hivernals caldria complicar més el model, afegint-hi, per exemple, algun paràmetre de retard temporal vinculat a l'època de l'any en què es col·loca la marca. Per altra banda, també semblaria més versemblant que les oscil·lacions estacionals en la probabilitat de pèrdua de les marques s'anessin esmorteint d'un any per l'altre, ja que un cop regenerada del tot l'aleta la cicatriu formada segueix una evolució de desdibuixament segurament molt més lenta.

Tampoc és descartable algun efecte, no avaluat en aquest treball, de la violació dels supòsits d'homogeneïtat de p_i i ϕ_i sobre les correccions amb el mètode proposat. En un terreny merament especulatiu, l'heterogeneïtat d'aquests paràmetres ocasionaria molt probablement

biaixos en les estimacions de les taxes de pèrdua de marques, els quals potser també es transmetrien a les estimacions finals corregides.

Amb tot, a jutjar pel grau de minimització de l'índex O_{θ} assolit amb el model III de retenció de marques, que es reflecteix en un replegament considerable de les estimacions de la grandària poblacional per a cada ocasió, obtingudes a través del procés d'anàlisis repetides ometent ocasions successivament (vegeu l'exemple de la figura III.3.14), la correcció de les estimacions dels paràmetres demogràfics del model de Jolly-Seber que se'n deriva (taula III.3.8 i figures III.3.15 a III.3.17) és prou acceptable, al marge de que sigui l'única disponible. Utilitzant novament com a referència les estimacions intracampanyes prèviament obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen, per a comparar-les amb les estimacions del model de Jolly-Seber ara corregides, s'observa una aproximació entre ambdues encara superior a la que es donava entre les primeres i les estimacions de Jolly-Seber amb reducció de biaix. Aquest fet es pot interpretar com una evidència que la correcció ha estat encertada, a falta d'indicis que apuntin el contrari i admetent que es podrien millorar les correccions finals mitjançant l'aplicació de millors models descriptors de la pèrdua de marques.

Dades de grup		Estadístics						Grandària poblacional			Paràmetres			Supervivència									
Cohort	Data	Estat	n_i	m_i	R_i	rc_{ij}	zc_{ij}	zpc_{ij}	j	\hat{N}_i	$S(\hat{M}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{G}_i	$s^{-1} \cdot 10^6$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\ln \hat{\phi}_i$	arg	
1998	Nov-98	0,46	2008	0	1972	186	2	488	2	13814	890	1744	0,145	-	-	2,451	-	1,000	0,085	0,167	0,000	-	
1998	Feb-99	0,71	1305	188	1235	213	242	266	1	16310	973	1907	0,080	0,009	0,017	1,252	-	0,635	0,044	0,086	-1,281	-	
1998	Jun-99	1,06	2811	455	2649	309	114	309	0	10316	467	915	0,272	0,023	0,046	4,671	-	-	-	-	-	-	-
1998	Nov-99	1,46	1187	423	1187	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	Jul-97	0,17	573	0	411	45	0	1772	8	16444	2261	4432	0,035	-	-	1,103	-	0,576	0,068	0,134	-3,312	-	
1997	Set-97	0,33	1817	45	1654	297	23	1361	7	9376	439	860	0,194	0,041	0,080	3,435	-	1,000*	0,061	0,120	0,000	-	
1997	Nov-97	0,50	1658	320	1646	324	202	1613	6	9832	446	874	0,169	0,014	0,028	3,489	-	1,000*	0,064	0,126	0,000	-	
1997	Feb-98	0,73	1937	526	1892	335	396	1697	5	11498	519	1017	0,168	0,012	0,023	2,687	-	1,000*	0,055	0,107	0,000	-	
1997	Abr-98	0,88	2032	731	1737	323	570	1767	4	11511	518	1015	0,177	0,011	0,021	3,367	-	0,739	0,053	0,103	-1,614	-	
1997	Jun-98	1,06	2090	893	1955	183	226	583	3	8286	500	980	0,252	0,019	0,038	5,243	-	0,297	0,029	0,058	-3,070	-	
1997	Nov-98	1,46	766	409	763	85	100	186	2	2418	204	400	0,317	0,033	0,064	5,341	-	0,945	0,145	0,283	-0,228	-	
1997	Feb-99	1,71	271	185	268	39	181	299	1	2282	317	621	0,119	0,019	0,037	1,851	-	0,482	0,074	0,144	-2,063	-	
1997	Jun-99	2,06	338	220	322	58	101	201	0	1438	149	292	0,235	0,030	0,060	4,028	-	-	-	-	-	-	-
1997	Nov-99	2,46	259	159	259	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	Jul-97	1,17	634	0	579	79	0	417	8	3657	345	676	0,173	-	-	5,485	-	0,582	0,062	0,122	-3,249	-	
1996	Set-97	1,33	496	79	480	100	43	336	7	2096	162	318	0,237	0,038	0,074	4,194	-	0,805	0,083	0,163	-1,302	-	
1996	Nov-97	1,50	436	143	434	84	68	242	6	1674	141	276	0,260	0,034	0,067	5,388	-	0,972	0,107	0,210	-0,125	-	
1996	Feb-98	1,73	326	152	326	73	123	294	5	1625	150	294	0,201	0,026	0,050	3,200	-	1,000*	0,145	0,283	0,000	-	
1996	Abr-98	1,88	367	196	358	55	132	231	4	1847	205	401	0,199	0,027	0,052	3,787	-	0,640	0,105	0,205	-2,382	-	
1996	Jun-98	2,06	286	187	281	37	54	120	3	1177	156	307	0,243	0,040	0,078	5,054	-	0,539	0,120	0,235	-1,563	-	
1996	Nov-98	2,46	157	91	157	18	41	57	2	631	121	238	0,249	0,054	0,107	4,196	-	0,887	0,269	0,527	-0,481	-	
1996	Feb-99	2,71	75	59	72	10	50	73	1	559	152	299	0,134	0,041	0,080	2,097	-	0,587	0,216	0,424	-1,504	-	
1996 *	Jun-99	3,06	83	60	73	10	27	46	0	392	101	198	0,211	0,062	0,122	3,625	-	-	-	-	-	-	-
1996 *	Nov-99	3,46	56	37	56	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Taula III.3.5.A Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. En tots els casos menys dos, $m_i > 10$ i $rc_{ij} > 10$. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

Dades de grup			Estadístics						Grandària poblacional			Paràmetres Capturabilitat			Supervivència						
Cohort	Data	Edat	n_i	m_i	R_i	rc_{ij}	$z_{c_{ij}}$	zpc_{ij}	j	\hat{M}_i	$S(\hat{M}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{Q}_i	$s^{-1} \cdot 10^{-6}$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\ln \frac{\hat{\phi}_i}{any}$
1995 *	Jul-97	2,17	168	0	162	25	0	109	6	851	140	274	0,197	-	-	6,244	-	0,585	0,092	0,179	-3,214
1995 *	Set-97	2,33	134	25	131	44	19	123	5	494	52	101	0,271	0,065	0,127	4,800	-	1,000*	0,187	0,367	0,000
1995 *	Nov-97	2,50	167	63	167	36	28	99	4	617	78	152	0,271	0,054	0,105	5,605	-	0,805	0,127	0,248	-0,946
1995 *	Feb-98	2,73	135	64	133	32	41	89	3	496	65	128	0,272	0,050	0,098	4,338	-	0,963	0,184	0,360	-0,260
1995 *	Abr-98	2,88	121	73	119	23	40	71	2	476	77	151	0,254	0,051	0,101	4,848	-	0,542	0,138	0,270	-3,269
1995 *	Jun-98	3,06	94	63	91	12	14	23	1	257	55	107	0,366	0,093	0,182	7,612	-	0,816	0,275	0,539	-0,515
1995 *	Nov-98	3,46	35	26	35	8	23	43	0	207	59	115	0,169	0,059	0,116	2,851	-	-	-	-	-
1995 *	Feb-99	3,71	51	31	50	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Totes	Jul-97	-	-	-	-	-	-	-	-	20953	2292	4492	0,066	-	-	2,076	-	0,577	0,033	0,064	-3,297
Totes	Set-97	-	-	-	-	-	-	-	-	11967	471	922	0,204	-	-	3,624	-	0,966	0,061	0,119	-0,209
Totes	Nov-97	-	-	-	-	-	-	-	-	12123	474	930	0,187	-	-	3,859	-	0,986	0,063	0,123	-0,061
Totes	Feb-98	-	-	-	-	-	-	-	-	13619	544	1066	0,176	-	-	2,809	-	0,999	0,067	0,131	-0,009
Totes	Abr-98	-	-	-	-	-	-	-	-	13834	562	1101	0,182	-	-	3,474	-	0,719	0,055	0,109	-1,760
Totes	Jun-98	-	-	-	-	-	-	-	-	9721	527	1033	0,254	-	-	5,283	-	0,340	0,057	0,112	-2,728
Totes	Nov-98	-	-	-	-	-	-	-	-	17071	245	480	0,174	-	-	2,930	-	-	-	-	-
Totes	Feb-99	-	-	-	-	-	-	-	-	19152	352	689	0,086	-	-	1,348	-	0,616	0,041	0,080	-1,370
Totes	Jun-99	-	-	-	-	-	-	-	-	12147	908	1780	0,266	-	-	4,561	-	-	-	-	-

Taula III.3.5.B Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. En tots els casos menys un, $m_i > 10$ i $rc_{ij} > 10$. \hat{M}_i de totes: mitjana de les cohorts ponderada per \hat{M}_i . * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

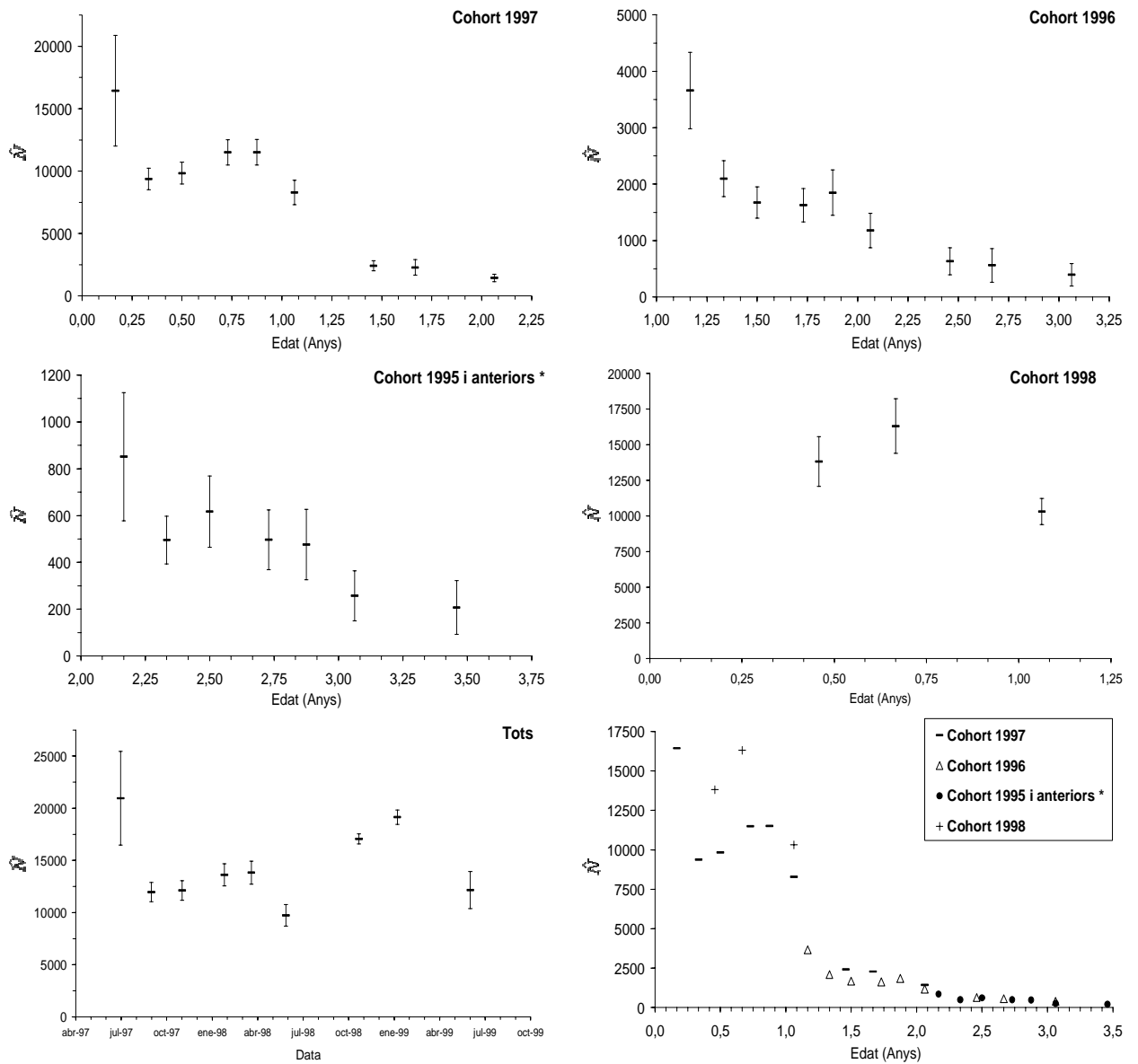
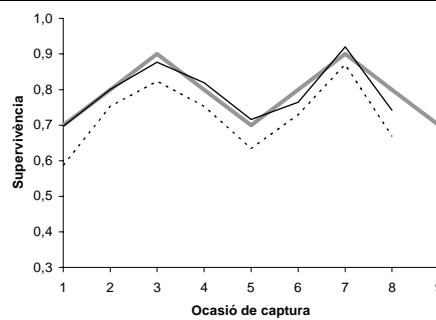
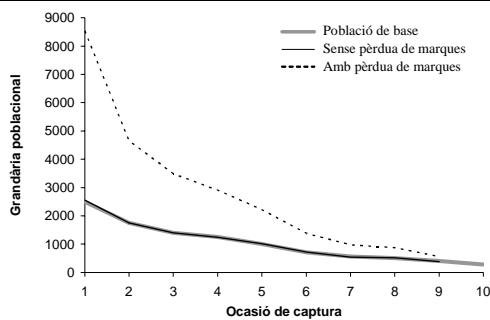


Figura III.3.10 Grandàries poblacionals estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2558 (349)	310 (75)	0,697 (0,106)	0,112 (0,016)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	8540** (2630)	2074** (1087)	0,587* (0,165)	0,171** (0,036)
2	1750	0,80	0,09	1755 (160)	190 (31)	0,801 (0,114)	0,12 (0,021)	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	4653** (529)	886** (163)	0,753 (0,137)	0,198** (0,043)
3	1400	0,90	0,11	1404 (196)	149 (38)	0,877 (0,105)	0,135 (0,017)	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	3491** (631)	641** (194)	0,823* (0,152)	0,215** (0,042)
4	1260	0,80	0,12	1249 (129)	145 (27)	0,819 (0,12)	0,14 (0,023)	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2909** (476)	560** (155)	0,753 (0,143)	0,211** (0,047)
5	1008	0,70	0,13	1022 (127)	134 (30)	0,716 (0,127)	0,135 (0,028)	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	2221** (473)	468** (175)	0,635* (0,122)	0,186** (0,044)
6	706	0,80	0,14	723 (101)	103 (25)	0,764 (0,11)	0,154 (0,023)	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	1386** (286)	299** (106)	0,729 (0,188)	0,222** (0,063)
7	564	0,90	0,15	545 (58)	83 (16)	0,92 (0,107)	0,228 (0,035)	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	975** (206)	221** (79)	0,87 (0,147)	0,313** (0,067)
8	508	0,80	0,16	516 (70)	105 (24)	0,742 (0,145)	0,263 (0,071)	-	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	875** (169)	255** (81)	0,668* (0,213)	0,325 (0,125)
9	406	0,70	0,17	382 (75)	114 (41)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,70	565** (135)	225** (95)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2414 (640)	290 (94)	0,657 (0,187)	0,105 (0,03)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4588** (949)	830** (280)	0,393** (0,088)	0,08** (0,013)
2	1750	0,80	0,09	1645 (418)	176 (52)	0,752 (0,207)	0,11 (0,031)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1728 (159)	185 (31)	0,802 (0,117)	0,118 (0,019)
3	1400	0,90	0,11	1303 (342)	135 (43)	0,885 (0,232)	0,138 (0,038)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1387 (167)	146 (32)	0,931 (0,1)	0,146 (0,019)
4	1260	0,80	0,12	1263 (344)	154 (52)	0,76 (0,209)	0,135 (0,04)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1340 (171)	165 (37)	0,784 (0,114)	0,139 (0,026)
5	1008	0,70	0,13	1005 (275)	136 (47)	0,629 (0,217)	0,118 (0,043)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1045 (152)	141 (37)	0,679 (0,176)	0,126 (0,035)
6	706	0,80	0,14	649 (189)	88 (34)	0,823 (0,231)	0,171 (0,054)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	689 (114)	95 (28)	0,859 (0,13)	0,179 (0,036)
7	564	0,90	0,15	576 (169)	97 (37)	0,757* (0,248)	0,191 (0,07)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	605 (101)	101 (30)	0,807* (0,178)	0,204 (0,055)
8	508	0,80	0,16	469 (149)	94 (41)	0,774 (0,252)	0,284 (0,11)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	498 (103)	101 (35)	0,818 (0,175)	0,303 (0,089)
9	406	0,70	0,17	399 (142)	130 (69)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	424 (109)	139 (63)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

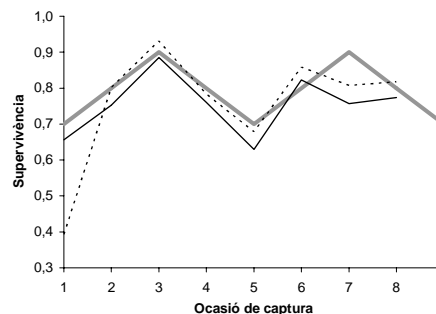
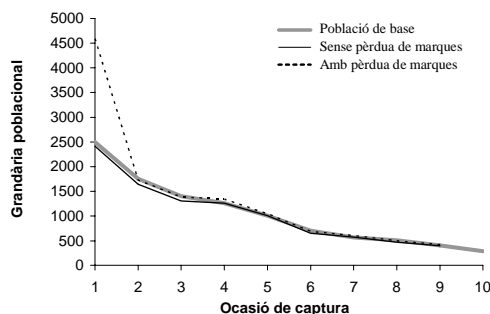
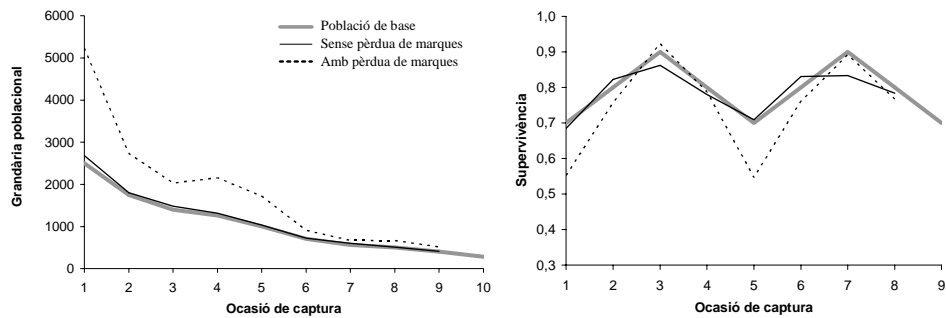


Figura III.3.9.H Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,3) entre ocasions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 1a marca variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	2500	0,70	0,07	2688 (655)	318 (78)	0,685 (0,115)	0,108 (0,018)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	5234** (1814)	994** (593)	0,552** (0,139)	0,123* (0,028)
2	1750	0,80	0,09	1804 (372)	188 (32)	0,822 (0,11)	0,121 (0,021)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2734** (704)	392** (184)	0,757 (0,175)	0,143* (0,035)
3	1400	0,90	0,11	1481 (339)	154 (35)	0,862 (0,117)	0,132 (0,024)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2031** (410)	271** (98)	0,924 (0,132)	0,19** (0,037)
4	1260	0,80	0,12	1319 (347)	151 (43)	0,78 (0,143)	0,13 (0,025)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2158** (566)	361** (161)	0,788 (0,182)	0,19** (0,054)
5	1008	0,70	0,13	1033 (311)	128 (36)	0,71 (0,126)	0,128 (0,03)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1720** (464)	322** (159)	0,547** (0,142)	0,131 (0,039)
6	706	0,80	0,14	726 (193)	98 (33)	0,831 (0,142)	0,167 (0,039)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	912** (252)	154* (82)	0,761 (0,177)	0,176 (0,045)
7	564	0,90	0,15	606 (174)	95 (32)	0,833 (0,149)	0,202 (0,041)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	671** (126)	119* (41)	0,892 (0,144)	0,261** (0,049)
8	508	0,80	0,16	515 (135)	99 (26)	0,784 (0,174)	0,276 (0,096)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	667** (117)	162** (48)	0,768 (0,203)	0,34 (0,134)
9	406	0,70	0,17	408 (139)	123 (63)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	518* (164)	199* (111)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	268 (89)	95 (61)	0,767 (0,196)	0,342 (0,093)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	333 (128)	146 (107)	0,604 (0,215)	0,309 (0,127)
2	210	0,80	0,09	201 (46)	65 (28)	0,844 (0,177)	0,395 (0,128)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	206 (83)	74 (66)	0,808 (0,216)	0,365 (0,114)
3	168	0,90	0,11	184 (58)	69 (47)	0,803 (0,23)	0,403 (0,151)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	174 (49)	60 (32)	0,855 (0,199)	0,428 (0,151)
4	151	0,80	0,12	155 (55)	62 (46)	0,774 (0,218)	0,409 (0,121)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	160 (56)	67 (47)	0,721 (0,221)	0,4 (0,187)
5	121	0,70	0,13	116 (29)	48 (23)	0,637 (0,201)	0,351 (0,143)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	116 (45)	53 (52)	0,667 (0,252)	0,401 (0,216)
6	85	0,80	0,14	73* (21)	30 (17)	0,79 (0,239)	0,505 (0,253)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	81 (36)	40 (39)	0,715 (0,278)	0,494 (0,283)
7	68	0,90	0,15	64 (28)	37 (33)	0,767* (0,265)	0,497 (0,253)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	64 (32)	39 (37)	0,745* (0,295)	0,395 (0,253)
8	61	0,80	0,16	51 (25)	26 (21)	0,763 (0,256)	0,466 (0,359)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	58 (42)	20 (18)	0,7 (0,336)	0,411 (0,373)
9	49	0,70	0,17	38* (16)	17 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	35** (16)	16 (9)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

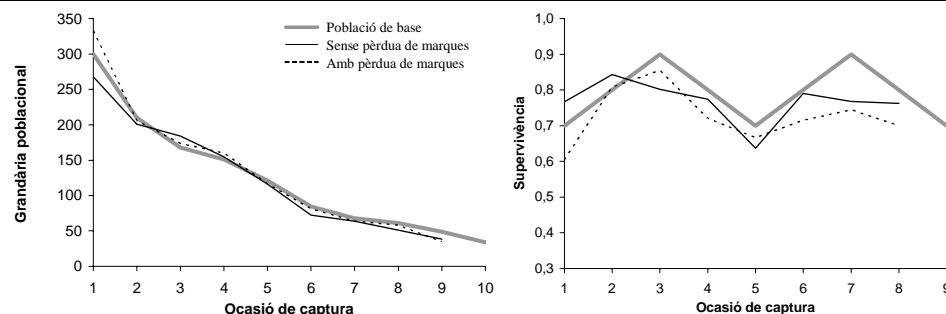
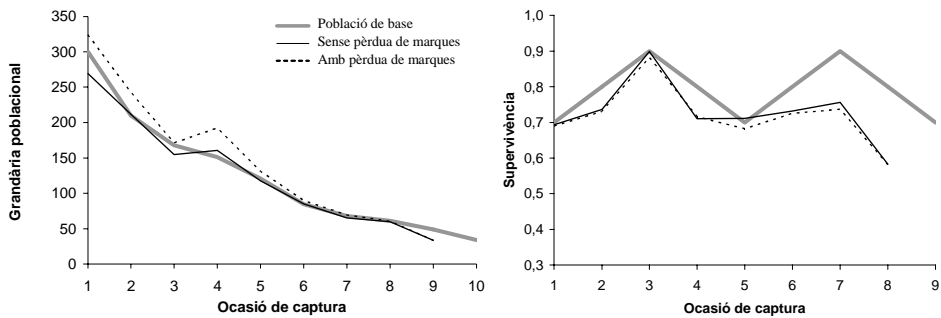


Figura III.3.9.I Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques (1- θ), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 1a marca creixent d'una ocasió a l'altra. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	269 (76)	95 (50)	0,693 (0,223)	0,339 (0,145)	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	0,75	324 (99)	129 (70)	0,69 (0,237)	0,372 (0,16)
2	210	0,80	0,09	212 (87)	79 (69)	0,736 (0,222)	0,313 (0,089)	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	0,78	242 (89)	97 (72)	0,731 (0,227)	0,336 (0,093)
3	168	0,90	0,11	155 (43)	48 (25)	0,898 (0,142)	0,426 (0,113)	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	0,81	171 (44)	55 (26)	0,882 (0,151)	0,477 (0,173)
4	151	0,80	0,12	161 (52)	65 (42)	0,711* (0,177)	0,393 (0,183)	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	0,84	192* (81)	95 (88)	0,716 (0,212)	0,427 (0,187)
5	121	0,70	0,13	117 (47)	53 (54)	0,711 (0,26)	0,428 (0,215)	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	0,87	131 (46)	62 (52)	0,682 (0,235)	0,432 (0,202)
6	85	0,80	0,14	85 (36)	43 (38)	0,732 (0,254)	0,503 (0,271)	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	0,90	90 (34)	46 (37)	0,726 (0,267)	0,53 (0,301)
7	68	0,90	0,15	65 (30)	39 (36)	0,757* (0,27)	0,445 (0,264)	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	0,93	69 (34)	44 (42)	0,737* (0,26)	0,488 (0,265)
8	61	0,80	0,16	60 (38)	28 (22)	0,583** (0,294)	0,312 (0,275)	-	-	-	-	-	-	-	0,99	0,96	61 (37)	28 (22)	0,581** (0,293)	0,311 (0,272)
9	49	0,70	0,17	33** (18)	14 (10)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,99	33** (18)	14 (10)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,70	0,07	273 (99)	98 (65)	0,703 (0,204)	0,356 (0,189)	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	641** (253)	328* (331)	0,642 (0,21)	0,692* (0,52)
2	210	0,80	0,09	224 (134)	89 (154)	0,782 (0,239)	0,356 (0,112)	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	477** (234)	276** (266)	0,787 (0,257)	0,708** (0,334)
3	168	0,90	0,11	149 (64)	47 (34)	0,814 (0,237)	0,375 (0,117)	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	381** (177)	146** (111)	0,724** (0,239)	0,612** (0,337)
4	151	0,80	0,12	110* (65)	44 (25)	0,787 (0,203)	0,404 (0,145)	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	271** (131)	162** (102)	0,74 (0,255)	0,756** (0,491)
5	121	0,70	0,13	99 (49)	37 (30)	0,76 (0,265)	0,47 (0,245)	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70	250** (142)	163** (104)	0,573 (0,253)	0,439 (0,253)
6	85	0,80	0,14	71 (47)	45 (37)	0,715 (0,276)	1,034 (2,735)	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	0,70	117 (114)	73 (66)	0,669 (0,303)	0,507** (0,316)
7	68	0,90	0,15	72 (48)	27 (34)	0,736* (0,309)	0,486 (0,246)	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	0,70	89 (48)	46* (37)	0,8 (0,266)	0,522 (0,321)
8	61	0,80	0,16	49 (35)	26 (24)	0,742 (0,266)	0,507 (0,209)	-	-	-	-	-	-	-	0,70	0,70	77 (61)	33 (24)	0,552** (0,258)	0,318** (0,107)
9	49	0,70	0,17	29** (22)	17 (9)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,70	36* (23)	19 (6)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

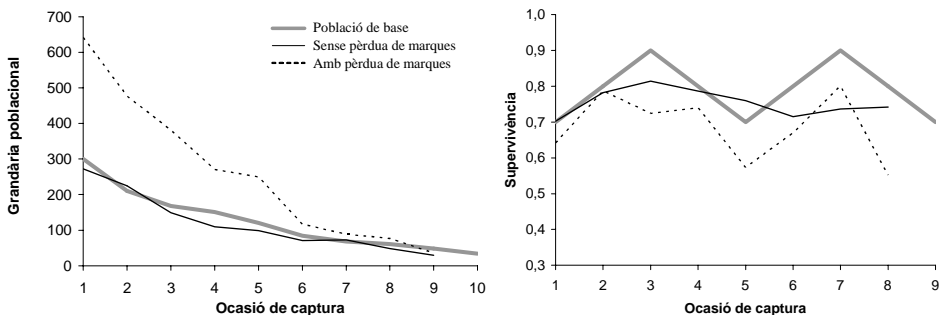
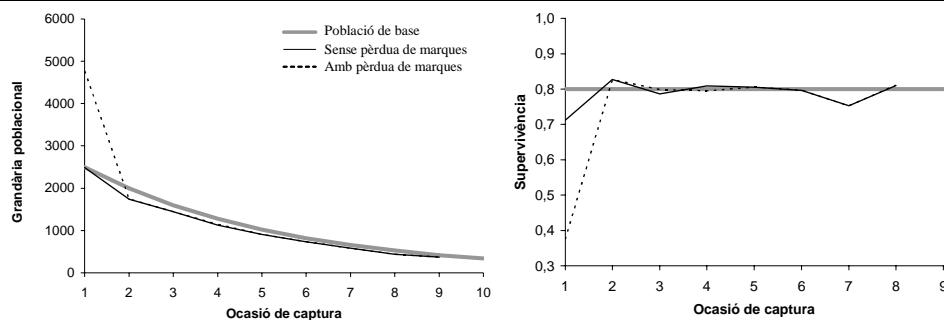


Figura III.3.9.J Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques creixent d'una ocasió a l'altra. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques constant (0,3) entre ocasions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2485 (295)	302 (61)	0,712** (0,115)	0,116 (0,017)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4773** (729)	899** (229)	0,375** (0,075)	0,081** (0,013)
2	1750	0,80	0,09	1743** (150)	194 (30)	0,827 (0,11)	0,131 (0,022)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1743** (147)	195 (29)	0,827 (0,111)	0,13 (0,022)
3	1400	0,80	0,11	1446** (192)	165 (40)	0,787 (0,121)	0,127 (0,02)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1446** (192)	166 (40)	0,799 (0,121)	0,13 (0,02)
4	1260	0,80	0,12	1129** (117)	135 (25)	0,809 (0,101)	0,139 (0,02)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1149** (117)	139 (25)	0,795 (0,098)	0,138 (0,019)
5	1008	0,80	0,13	908** (93)	118 (21)	0,805 (0,162)	0,155 (0,041)	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	907** (92)	118 (21)	0,806 (0,162)	0,155 (0,041)
6	706	0,80	0,14	737* (152)	109 (40)	0,797 (0,178)	0,171 (0,038)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	736* (152)	110 (40)	0,796 (0,177)	0,171 (0,038)
7	564	0,80	0,15	579** (89)	97 (28)	0,753 (0,176)	0,191 (0,055)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	579** (89)	98 (28)	0,752 (0,175)	0,191 (0,055)
8	508	0,80	0,16	438** (91)	88 (33)	0,81 (0,157)	0,29 (0,083)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	438** (91)	88 (33)	0,81 (0,159)	0,29 (0,083)
9	406	0,80	0,17	375 (102)	118 (59)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	375 (102)	118 (60)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2462 (226)	297 (47)	0,718** (0,097)	0,118 (0,018)	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	2456 (217)	292 (45)	0,721** (0,096)	0,117 (0,018)
2	1750	0,80	0,09	1756** (203)	198 (41)	0,787 (0,107)	0,122 (0,019)	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1761** (203)	196 (40)	0,784 (0,109)	0,119 (0,019)
3	1400	0,80	0,11	1370** (163)	150 (32)	0,815 (0,129)	0,129 (0,023)	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1369** (164)	147 (31)	0,821 (0,121)	0,127 (0,023)
4	1260	0,80	0,12	1120** (146)	133 (31)	0,791 (0,116)	0,134 (0,022)	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1134** (156)	132 (33)	0,988** (0,035)	0,208** (0,021)
5	1008	0,80	0,13	885** (111)	113 (26)	0,793 (0,135)	0,146 (0,029)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1432** (230)	259** (71)	0,501** (0,112)	0,112** (0,024)
6	706	0,80	0,14	700** (98)	99 (25)	0,817 (0,149)	0,179 (0,049)	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	1,00	700** (96)	98 (24)	0,817 (0,148)	0,179 (0,049)
7	564	0,80	0,15	614 (171)	110 (58)	0,76 (0,184)	0,193 (0,042)	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	1,00	614 (171)	110 (58)	0,761 (0,184)	0,193 (0,042)
8	508	0,80	0,16	443** (48)	88 (17)	0,814 (0,169)	0,311 (0,119)	-	-	-	-	-	-	-	1,00	1,00	443** (48)	88 (17)	0,815 (0,169)	0,311 (0,119)
9	406	0,80	0,17	409 (162)	143 (105)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	409 (162)	143 (105)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

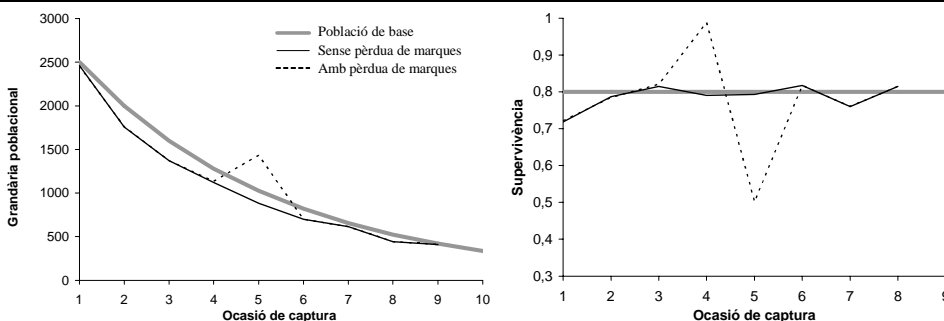
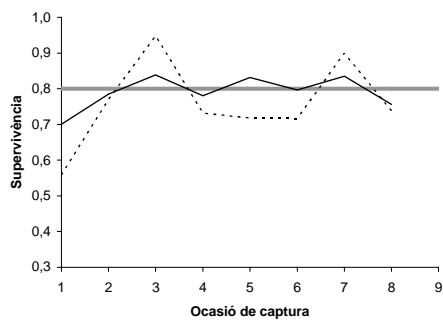
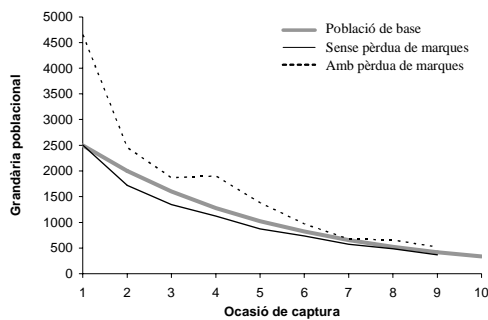


Figura III.3.9.L Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de la 1a marca variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de la 5a marca variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	2500	0,80	0,07	2507 (371)	309 (81)	0,701** (0,127)	0,114 (0,017)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	4653** (1243)	832** (379)	0,559** (0,142)	0,12 (0,024)
2	1750	0,80	0,09	1718** (120)	190 (24)	0,785 (0,107)	0,12 (0,019)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	2457** (292)	333** (65)	0,771 (0,132)	0,143** (0,026)
3	1400	0,80	0,11	1343** (161)	145 (31)	0,839 (0,09)	0,131 (0,016)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1869** (249)	243** (55)	0,948** (0,089)	0,197** (0,031)
4	1260	0,80	0,12	1121** (105)	133 (23)	0,78 (0,122)	0,132 (0,026)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1903** (344)	317** (92)	0,732* (0,121)	0,171** (0,033)
5	1008	0,80	0,13	871** (116)	110 (27)	0,831 (0,145)	0,156 (0,033)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	1381** (238)	236** (67)	0,718 (0,167)	0,171 (0,045)
6	706	0,80	0,14	736* (123)	108 (32)	0,797 (0,155)	0,17 (0,033)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	970** (191)	170** (55)	0,716* (0,157)	0,175 (0,039)
7	564	0,80	0,15	573** (77)	95 (23)	0,836 (0,134)	0,22 (0,05)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	675 (126)	124** (40)	0,9** (0,124)	0,279** (0,053)
8	508	0,80	0,16	484 (89)	104 (35)	0,757 (0,206)	0,278 (0,097)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	655** (129)	172** (60)	0,739 (0,223)	0,349 (0,151)
9	406	0,80	0,17	369* (90)	114 (46)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	519* (185)	212** (130)	-	-
10	284	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-



Població de base				Sense pèrdua de marques				Amb pèrdua de marques												
i	N_i	ϕ_i	p_i	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$	θ_{i1}	θ_{i2}	θ_{i3}	θ_{i4}	θ_{i5}	θ_{i6}	θ_{i7}	θ_{i8}	θ_{i9}	\hat{N}_i	\hat{SN}_i	$\hat{\phi}_i$	$\hat{S}\hat{\phi}_i$
1	300	0,80	0,07	344 (145)	161 (123)	0,672* (0,225)	0,347 (0,092)	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	803** (576)	316* (251)	0,501** (0,25)	0,332 (0,157)
2	210	0,80	0,09	212* (49)	76 (31)	0,733 (0,181)	0,34 (0,102)	-	0,86	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	303* (110)	142** (94)	0,708 (0,216)	0,386 (0,117)
3	168	0,80	0,11	156** (40)	51 (23)	0,775 (0,176)	0,358 (0,113)	-	-	1,00	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	202 (52)	76** (33)	0,88* (0,153)	0,532** (0,248)
4	151	0,80	0,12	128* (42)	47 (34)	0,822 (0,165)	0,435 (0,128)	-	-	-	0,86	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	254* (186)	130* (140)	0,736 (0,278)	0,499 (0,257)
5	121	0,80	0,13	113 (35)	50 (29)	0,759 (0,232)	0,501 (0,258)	-	-	-	-	0,71	0,86	1,00	0,86	0,71	187* (118)	96* (78)	0,652* (0,278)	0,427 (0,276)
6	85	0,80	0,14	92 (41)	53 (51)	0,685 (0,261)	0,39 (0,144)	-	-	-	-	-	0,86	1,00	0,86	0,71	132 (91)	57 (55)	0,642* (0,286)	0,419 (0,242)
7	68	0,80	0,15	64 (42)	24 (11)	0,787 (0,256)	0,494 (0,278)	-	-	-	-	-	-	1,00	0,86	0,71	76 (46)	36 (28)	0,83 (0,273)	0,457 (0,292)
8	61	0,80	0,16	63 (37)	29 (22)	0,598** (0,252)	0,304 (0,168)	-	-	-	-	-	-	-	0,86	0,71	80 (41)	29 (22)	0,559** (0,271)	0,272 (0,125)
9	49	0,80	0,17	52 (82)	19 (27)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,71	38** (17)	15* (7)	-	-
10	34	-	0,18	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

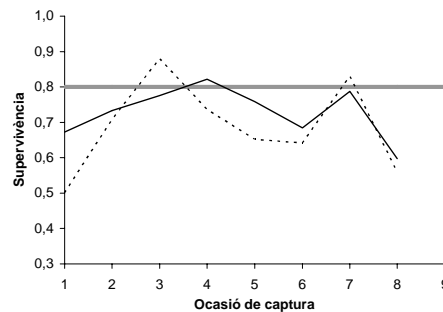
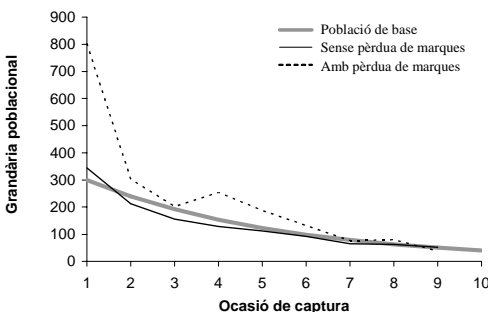


Figura III.3.9.M Simulacions realitzades amb els programes SPSS i EXCEL de l'efecte d'una eventual taxa de pèrdua de marques ($1-\theta$), sobre les mitjanes (20 rèpliques) de les estimacions de la grandària poblacional, de la supervivència i de llurs errors estàndard, obtingudes mitjançant el model de Jolly-Seber. **Dalt:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. **Baix:** taxa de pèrdua de totes les marques variable amb oscil·lacions. Entre parèntesis: desviacions estàndard de les mitjanes entre rèpliques de les estimacions. *Estimacions efectivament esbiaixades entre el 7% i el 10% dels casos. **Estimacions efectivament esbiaixades en més del 10% dels casos.

Correcció dels resultats obtinguts amb el model de Jolly-Seber

Un cop comprovada indirectament la presència d'un considerable biaix en els resultats amb el model de Jolly-Seber, es feia necessari trobar alguna forma de corregir-los. Altrament, en cas que això no hagués estat possible, hauria calgut prescindir-ne, si més no pel que fa a les estimacions de la grandària poblacional, les quals probablement presenten un major biaix. Aquesta darrera possibilitat, però, hauria implicat perdre molta informació valuosa i necessària per a posteriors anàlisis.

Com ja s'ha apuntat anteriorment, l'única forma que apareix a la literatura específica del marcatge-recaptura per a corregir biaixos produïts per pèrdua de marques és l'estimació directa de la taxa en què aquesta pèrdua s'ha donat, generalment per via d'un disseny mostral que prèviament ja contemplés el doble marcatge (Seber 1982, Arnason *et al.* 1998). A banda d'aquesta estimació directa no s'ha trobat cap mètode descrit per a eliminar, corregir o almenys minimitzar l'efecte de la violació del tercer supòsit del model un cop ja s'ha produït. Possiblement això és degut, si més no en part, a la confiança que en general se suposa que cal tenir en la tècnica de marcatge quan s'inicia un estudi d'aquest tipus. En qualsevol cas, donat que en aquest treball no es disposa d'aquestes estimacions directes de la taxa de pèrdua de marques, ha calgut introduir altres opcions per a corregir els resultats inicials del model.

Com es pot veure clarament a les simulacions de l'apartat anterior, per exemple en la primera de totes (figura III.3.8.A), la forma més simple d'obtenir una millor aproximació als valors poblacionals dels paràmetres estimats consisteix senzillament en utilitzar les estimacions per a cada ocasió obtingudes amb el mínim d'ocasions incloses per endavant en l'anàlisi. Ja s'ha mostrat que la inclusió de més i més ocasions en l'anàlisi en una situació amb pèrdua de marques tendeix a generar un biaix creixent. Aquest procediment no elimina completament els biaixos, però sempre resulten molt menors que en els resultats inicials. Així doncs, no es pot considerar una veritable correcció sinó tan sols una minimització dels efectes esbiaixadors de la pèrdua de marques. De fet, pel que fa a la grandària poblacional, aquest procediment genera resultats molt semblants als que s'obtidrien amb l'aplicació de $k-1$ vegades el mètode de Lincoln-Petersen entre campanyes. Per altra banda, en renunciar a molta informació sobre les proporcions de recapturats, perquè totes aquelles recaptures fetes més enllà de dues ocasions respecte de l'ocasió del paràmetre en qüestió no són introduïdes a l'anàlisi, s'ha simplificat fins a l'extrem l'aplicació del model de Jolly-Seber, encara que, alhora, també s'ha perdut precisió. En una situació amb pèrdua de marques, però, aquest lleuger *handicap* es veu sobradament compensat pel guany en exactitud.

A la taula III.3.5 i a les figures III.3.10 a III.3.12 es mostren els resultats d'aplicar aquest procediment de reducció del biaix per pèrdua de marques a les dades de marcatge-recaptura disponibles per a la població de perca americana de l'Estany. Com es pot veure, les grandàries poblacionals s'han vist notablement reduïdes respecte de les estimacions inicials en tots els grups d'edat, i s'aproximen molt més a les estimacions intracampanya obtingudes prèviament

amb el mètode de Lincoln-Petersen. Aquesta aproximació pot ésser interpretada, amb certes precaucions, com una major consistència dels resultats respecte dels valors poblacionals, donada la major concordança entre els resultats de dos mètodes diferents. Així, tot i que els dos mètodes es basen en dades de marcatge-recaptura obtingudes mitjançant el mateix mostreig i fins i tot el mateix marcatge, no comparteixen les mateixes dades, ja que l'un es basa en les recaptures intracampanya, en principi gens o molt poc sotmeses a la pèrdua de marques, mentre que l'altre es basa en les recaptures intercampanya (entre ocasions). Per altra banda, si bé és cert que els dos mètodes també comparteixen altres supòsits a banda del de la retenció de marques, també ho és que, pel que fa a les possibles violacions d'aquests altres supòsits, si s'han donat no ho han d'haver fet necessàriament en el mateix sentit ni amb la mateixa magnitud ni, finalment, amb la mateixa incidència sobre els resultats de cada mètode. De fet, s'ha descrit un mètode per a obtenir resultats més robustos amb dades de marcatge-recaptura combinant dos mètodes, un per a poblacions tancades i l'altre per a poblacions obertes (Pollock et al 1990), i aplicant-lo sobre dades generades en el marc d'un mostreig específicament dissenyat amb aquesta finalitat. Malauradament, en aquest treball no s'ha pogut aplicar per limitacions en el disseny mostral realitzable, difícils de superar fins i tot amb previsió. La comparació realitzada suara dels resultats del mètode de Lincoln-Petersen amb els del mètode de Jolly-Seber amb reducció del biaix manté, en qualsevol cas, una certa analogia amb aquest mètode descrit com a més robust.

Per altra banda, per tal d'intentar corregir, i no només reduir, el biaix de les estimacions inicials obtingudes amb el model de Jolly-Seber, s'ha desenvolupat un mètode específic que es descriu detalladament en el quadre de la figura III.3.13. Addicionalment, a la figura III.3.14 es mostra el resultat de l'aplicació d'aquest mètode per a la cohort de 1997, com a exemple gràfic de la seva aplicació. Com es pot veure, una de les pretensions del mètode és la modelització de la probabilitat de retenció de la marca en relació al temps passat des de la seva col·locació i a la longitud mitjana inicial del grup de peixos marcat. Aquesta modelització s'ha conduït paral·lelament mitjançant els tres models proposats, si bé finalment només s'han utilitzat els resultats del model III (taula III.3.7), el més complex de tots i l'únic que inclou variacions estacionals. Aquesta elecció s'ha basat en que, per al conjunt de totes les cohorts analitzades, és el que sembla haver-se "ajustat" millor a les dades (taula III.3.6), i que, a més, l'observació directa durant el mostratge ja indicà possibles variacions estacionals en la regeneració de les aletes, com ja s'ha apuntat anteriorment.

Cap dels tres models provats de retenció de marques ha estat contrastat mitjançant altres dades de mesura directa de pèrdua de marques, o bé mitjançant simulacions, cosa que seria del tot necessària per a comprovar la seva capacitat real de descriure el procés de pèrdua de marques. Al mateix temps, també seria convenient comprovar les virtuts del mètode sencer descrit a la figura III.3.13 mitjançant simulacions específiques i sobre altres dades reals de marcatge-recaptura, i eventualment corregir-ne possibles errors de base i millorar-ne la metodologia estadística aplicant, per exemple, tècniques d'ajustament com ara la minimització de funcions de màxima versemblança. Per altra banda, també seria convenient

provar altres models més complexos per a la probabilitat de retenció de les marques, més ajustats a la tècnica de marcatge aplicada, ja que probablement la pèrdua de marques de mutilació sigui un procés força complex on es combina una regeneració diferencial de les aletes en funció de múltiples variables i, alhora, una possible detecció o lectura d'aquestes durant el mostreig també variable estacionalment. Respecte d'aquesta regeneració diferencial, s'observaren indicis de variacions tant en la rapidesa com en la qualitat o capacitat de deixar realment registrada la marca en una cicatriu ben distingible. En principi, era previsible que les aletes es regeneressin més ràpidament durant l'època de major creixement dels peixos, i en major mesura en els més joves, tendència que efectivament s'observà tot i que no es mesurà de cap manera. Durant aquests períodes estivals amb taxes de creixement altes, també s'observà una certa tendència de les aletes recrescudes a cicatritzar millor, és a dir, a deixar un rastre menys visible sobre la nova aleta. Aquesta darrera observació, per exemple, no s'ha intentat incorporar finalment en cap dels models de pèrdua de marques provats.

En tots els casos, l'“ajustament” del model III de retenció de marques genera corbes amb màxims hivernals per a la pèrdua de marques. Això, d'entrada, semblaria contradir les observacions fetes durant el mostreig d'una major regeneració de les aletes seccionades durant l'estiu, de la qual cosa se'n derivaria una taxa de pèrdua de marques esperada justament superior durant aquesta època. Ara bé, si es té present que, com s'ha dit, les marques fetes durant l'estiu cicatritzen millor i deixen una marca finalment menys visible, i que en fins i tot en l'època de màxim creixement la regeneració no es completa fins passats alguns mesos, s'explica el resultat obtingut amb el model III. Així, les marques fetes durant l'estiu, es perdrien poc o molt poc durant els primers mesos simplement perquè les aletes encara són visiblement més curtes, mentre que les mateixes marques a l'hivern ja s'haurien regenerat i haurien deixat un rastre massa poc marcat. És la pèrdua d'aquestes marques estivals la que sembla produir-se en major mesura, especialment en els peixos més joves, i afectar en major mesura les estimacions corresponents. Això explicaria que l'“ajustament” del model III descriu prou bé el procés de pèrdua de marques relacionat amb la regeneració d'aquestes aletes mutilades a l'estiu. En canvi, la tendència de les aletes seccionades a l'hivern a deixar marques més clares, i per tant a no perdre tant les marques corresponents, no quedaria ben reflectida per l'ajustament assolit. Per a aconseguir descriure una evolució diferent de les marques hivernals caldria complicar més el model, afegint-hi, per exemple, algun paràmetre de retard temporal vinculat a l'època de l'any en què es col·loca la marca. Per altra banda, també semblaria més versemblant que les oscil·lacions estacionals en la probabilitat de pèrdua de les marques s'anessin esmorteint d'un any per l'altre, ja que un cop regenerada del tot l'aleta la cicatriu formada segueix una evolució de desdibuixament segurament molt més lenta.

Tampoc és descartable algun efecte, no avaluat en aquest treball, de la violació dels supòsits d'homogeneïtat de p_i i ϕ_i sobre les correccions amb el mètode proposat. En un terreny merament especulatiu, l'heterogeneïtat d'aquests paràmetres ocasionaria molt probablement

biaixos en les estimacions de les taxes de pèrdua de marques, els quals potser també es transmetrien a les estimacions finals corregides.

Amb tot, a jutjar pel grau de minimització de l'índex O_{θ} assolit amb el model III de retenció de marques, que es reflecteix en un replegament considerable de les estimacions de la grandària poblacional per a cada ocasió, obtingudes a través del procés d'anàlisis repetides ometent ocasions successivament (vegeu l'exemple de la figura III.3.14), la correcció de les estimacions dels paràmetres demogràfics del model de Jolly-Seber que se'n deriva (taula III.3.8 i figures III.3.15 a III.3.17) és prou acceptable, al marge de que sigui l'única disponible. Utilitzant novament com a referència les estimacions intracampanyes prèviament obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen, per a comparar-les amb les estimacions del model de Jolly-Seber ara corregides, s'observa una aproximació entre ambdues encara superior a la que es donava entre les primeres i les estimacions de Jolly-Seber amb reducció de biaix. Aquest fet es pot interpretar com una evidència que la correcció ha estat encertada, a falta d'indicis que apuntin el contrari i admetent que es podrien millorar les correccions finals mitjançant l'aplicació de millors models descriptors de la pèrdua de marques.

Dades de grup		Estadístics						Grandària poblacional			Paràmetres			Supervivència									
Cohort	Data	Estat	n_i	m_i	R_i	rc_{ij}	zc_{ij}	zpc_{ij}	j	\hat{N}_i	$S(\hat{M}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{G}_i	$s^{-1} \cdot 10^6$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\ln \hat{\phi}_i$	arg	
1998	Nov-98	0,46	2008	0	1972	186	2	488	2	13814	890	1744	0,145	-	-	2,451	-	1,000	0,085	0,167	0,000	-	
1998	Feb-99	0,71	1305	188	1235	213	242	266	1	16310	973	1907	0,080	0,009	0,017	1,252	-	0,635	0,044	0,086	-1,281	-	
1998	Jun-99	1,06	2811	455	2649	309	114	309	0	10316	467	915	0,272	0,023	0,046	4,671	-	-	-	-	-	-	-
1998	Nov-99	1,46	1187	423	1187	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	Jul-97	0,17	573	0	411	45	0	1772	8	16444	2261	4432	0,035	-	-	1,103	-	0,576	0,068	0,134	-3,312	-	
1997	Set-97	0,33	1817	45	1654	297	23	1361	7	9376	439	860	0,194	0,041	0,080	3,435	-	1,000*	0,061	0,120	0,000	-	-
1997	Nov-97	0,50	1658	320	1646	324	202	1613	6	9832	446	874	0,169	0,014	0,028	3,489	-	1,000*	0,064	0,126	0,000	-	-
1997	Feb-98	0,73	1937	526	1892	335	396	1697	5	11498	519	1017	0,168	0,012	0,023	2,687	-	1,000*	0,055	0,107	0,000	-	-
1997	Abr-98	0,88	2032	731	1737	323	570	1767	4	11511	518	1015	0,177	0,011	0,021	3,367	-	0,739	0,053	0,103	-1,614	-	-
1997	Jun-98	1,06	2090	893	1955	183	226	583	3	8286	500	980	0,252	0,019	0,038	5,243	-	0,297	0,029	0,058	-3,070	-	-
1997	Nov-98	1,46	766	409	763	85	100	186	2	2418	204	400	0,317	0,033	0,064	5,341	-	0,945	0,145	0,283	-0,228	-	-
1997	Feb-99	1,71	271	185	268	39	181	299	1	2282	317	621	0,119	0,019	0,037	1,851	-	0,482	0,074	0,144	-2,063	-	-
1997	Jun-99	2,06	338	220	322	58	101	201	0	1438	149	292	0,235	0,030	0,060	4,028	-	-	-	-	-	-	-
1997	Nov-99	2,46	259	159	259	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	Jul-97	1,17	634	0	579	79	0	417	8	3657	345	676	0,173	-	-	5,485	-	0,582	0,062	0,122	-3,249	-	-
1996	Set-97	1,33	496	79	480	100	43	336	7	2096	162	318	0,237	0,038	0,074	4,194	-	0,805	0,083	0,163	-1,302	-	-
1996	Nov-97	1,50	436	143	434	84	68	242	6	1674	141	276	0,260	0,034	0,067	5,388	-	0,972	0,107	0,210	-0,125	-	-
1996	Feb-98	1,73	326	152	326	73	123	294	5	1625	150	294	0,201	0,026	0,050	3,200	-	1,000*	0,145	0,283	0,000	-	-
1996	Abr-98	1,88	367	196	358	55	132	231	4	1847	205	401	0,199	0,027	0,052	3,787	-	0,640	0,105	0,205	-2,382	-	-
1996	Jun-98	2,06	286	187	281	37	54	120	3	1177	156	307	0,243	0,040	0,078	5,054	-	0,539	0,120	0,235	-1,563	-	-
1996	Nov-98	2,46	157	91	157	18	41	57	2	631	121	238	0,249	0,054	0,107	4,196	-	0,887	0,269	0,527	-0,481	-	-
1996	Feb-99	2,71	75	59	72	10	50	73	1	559	152	299	0,134	0,041	0,080	2,097	-	0,587	0,216	0,424	-1,504	-	-
1996 *	Jun-99	3,06	83	60	73	10	27	46	0	392	101	198	0,211	0,062	0,122	3,625	-	-	-	-	-	-	-
1996 *	Nov-99	3,46	56	37	56	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Taula III.3.5.A Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. En tots els casos menys dos, $m_i > 10$ i $rc_{ij} > 10$. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

Dades de grup			Estadístics						Grandària poblacional			Paràmetres Capturabilitat			Supervivència						
Cohort	Data	Edat	n_i	m_i	R_i	rc_{ij}	$z_{c_{ij}}$	zpc_{ij}	j	\hat{M}_i	$S(\hat{M}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{Q}_i	$s^{-1} \cdot 10^{-6}$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\ln \frac{\hat{\phi}_i}{any}$
1995 *	Jul-97	2,17	168	0	162	25	0	109	6	851	140	274	0,197	-	-	6,244	-	0,585	0,092	0,179	-3,214
1995 *	Set-97	2,33	134	25	131	44	19	123	5	494	52	101	0,271	0,065	0,127	4,800	-	1,000*	0,187	0,367	0,000
1995 *	Nov-97	2,50	167	63	167	36	28	99	4	617	78	152	0,271	0,054	0,105	5,605	-	0,805	0,127	0,248	-0,946
1995 *	Feb-98	2,73	135	64	133	32	41	89	3	496	65	128	0,272	0,050	0,098	4,338	-	0,963	0,184	0,360	-0,260
1995 *	Abr-98	2,88	121	73	119	23	40	71	2	476	77	151	0,254	0,051	0,101	4,848	-	0,542	0,138	0,270	-3,269
1995 *	Jun-98	3,06	94	63	91	12	14	23	1	257	55	107	0,366	0,093	0,182	7,612	-	0,816	0,275	0,539	-0,515
1995 *	Nov-98	3,46	35	26	35	8	23	43	0	207	59	115	0,169	0,059	0,116	2,851	-	-	-	-	-
1995 *	Feb-99	3,71	51	31	50	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Totes	Jul-97	-	-	-	-	-	-	-	-	20953	2292	4492	0,066	-	-	2,076	-	0,577	0,033	0,064	-3,297
Totes	Set-97	-	-	-	-	-	-	-	-	11967	471	922	0,204	-	-	3,624	-	0,966	0,061	0,119	-0,209
Totes	Nov-97	-	-	-	-	-	-	-	-	12123	474	930	0,187	-	-	3,859	-	0,986	0,063	0,123	-0,061
Totes	Feb-98	-	-	-	-	-	-	-	-	13619	544	1066	0,176	-	-	2,809	-	0,999	0,067	0,131	-0,009
Totes	Abr-98	-	-	-	-	-	-	-	-	13834	562	1101	0,182	-	-	3,474	-	0,719	0,055	0,109	-1,760
Totes	Jun-98	-	-	-	-	-	-	-	-	9721	527	1033	0,254	-	-	5,283	-	0,340	0,057	0,112	-2,728
Totes	Nov-98	-	-	-	-	-	-	-	-	17071	245	480	0,174	-	-	2,930	-	-	-	-	-
Totes	Feb-99	-	-	-	-	-	-	-	-	19152	352	689	0,086	-	-	1,348	-	0,616	0,041	0,080	-1,370
Totes	Jun-99	-	-	-	-	-	-	-	-	12147	908	1780	0,266	-	-	4,561	-	-	-	-	-

Taula III.3.5.B Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. En tots els casos menys un, $m_i > 10$ i $rc_{ij} > 10$. \hat{M}_i de totes: mitjana de les cohorts ponderada per \hat{M}_i . * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

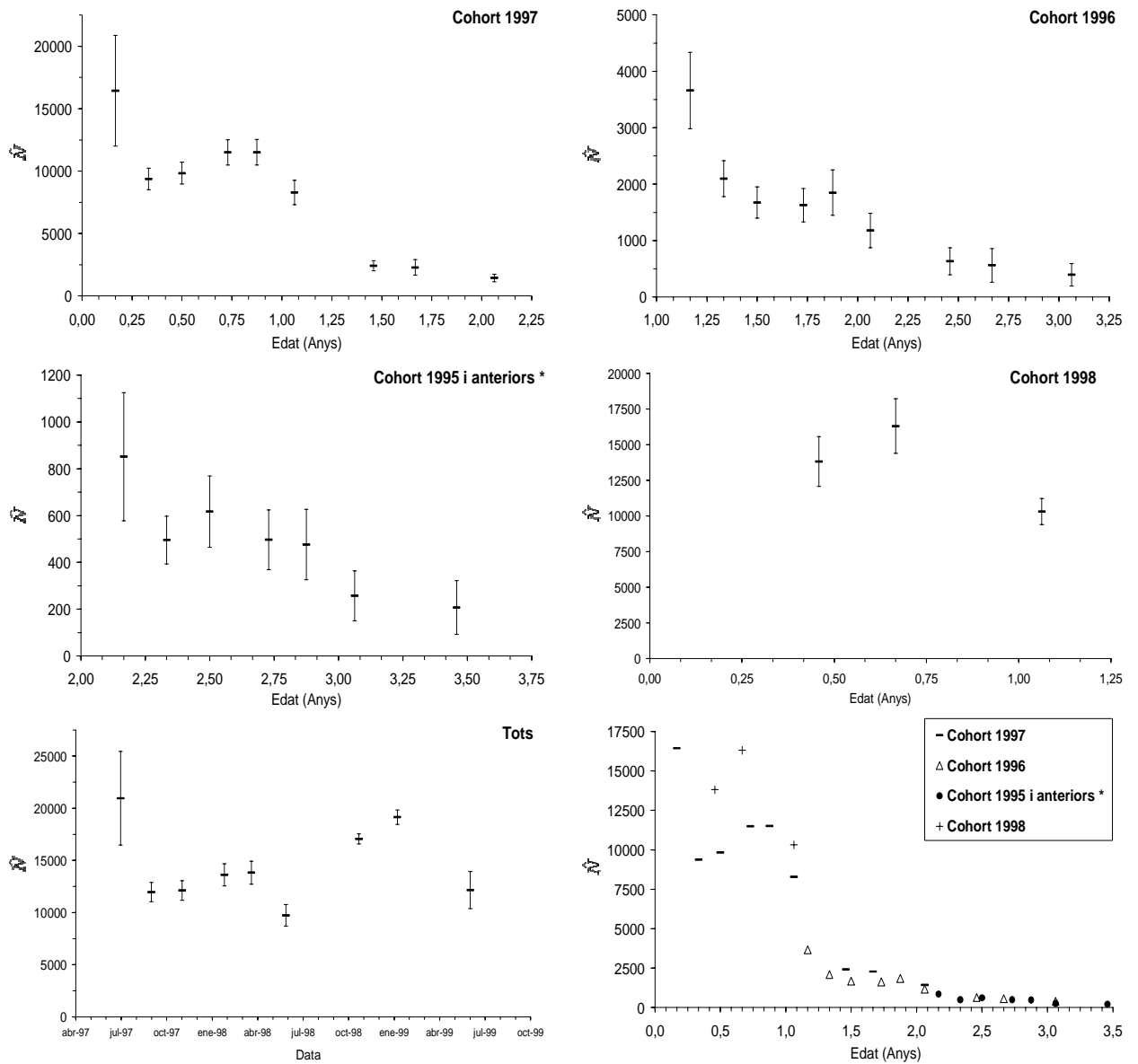


Figura III.3.10 Grandàries poblacionals estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques. Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

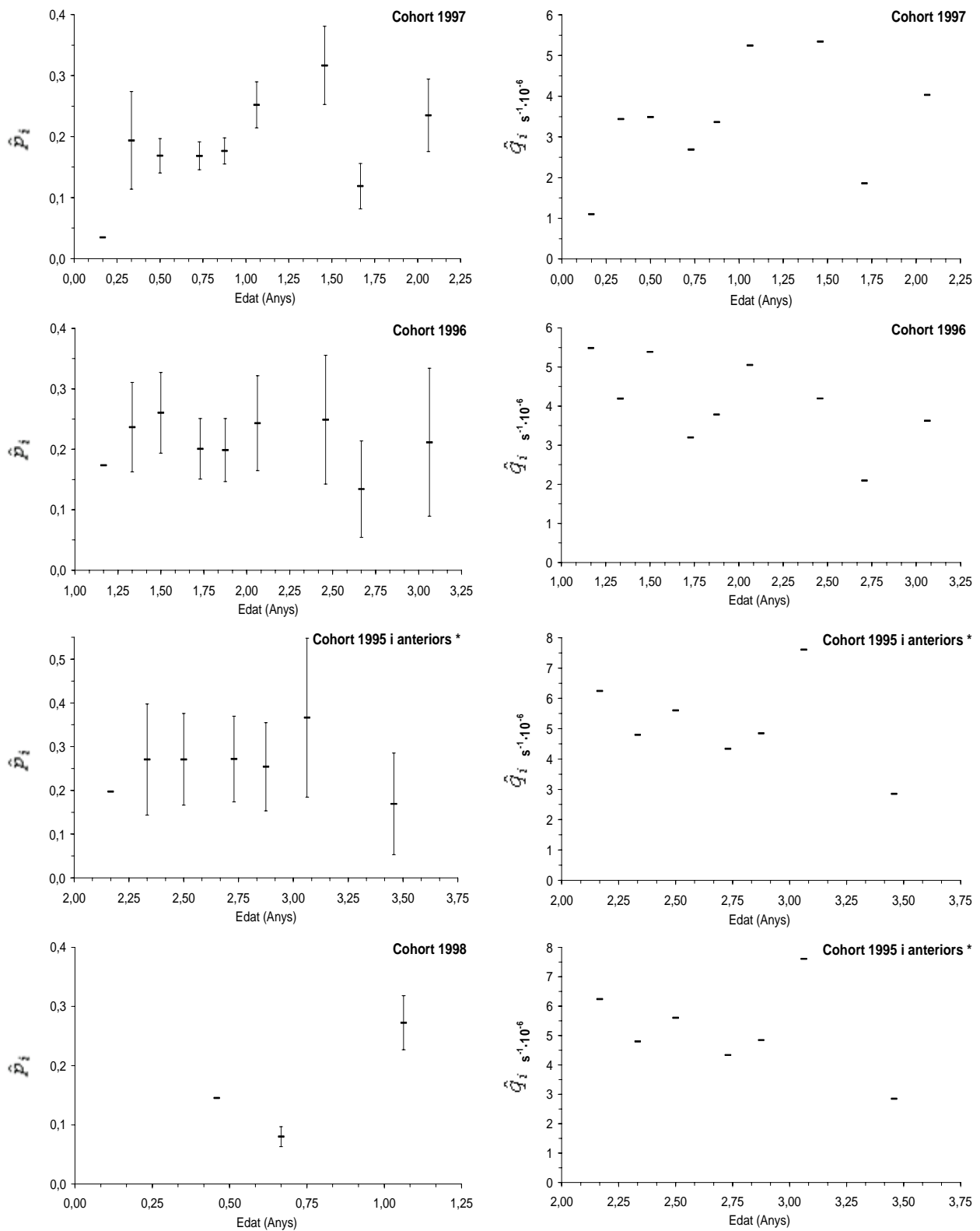


Figura III.3.11.A Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

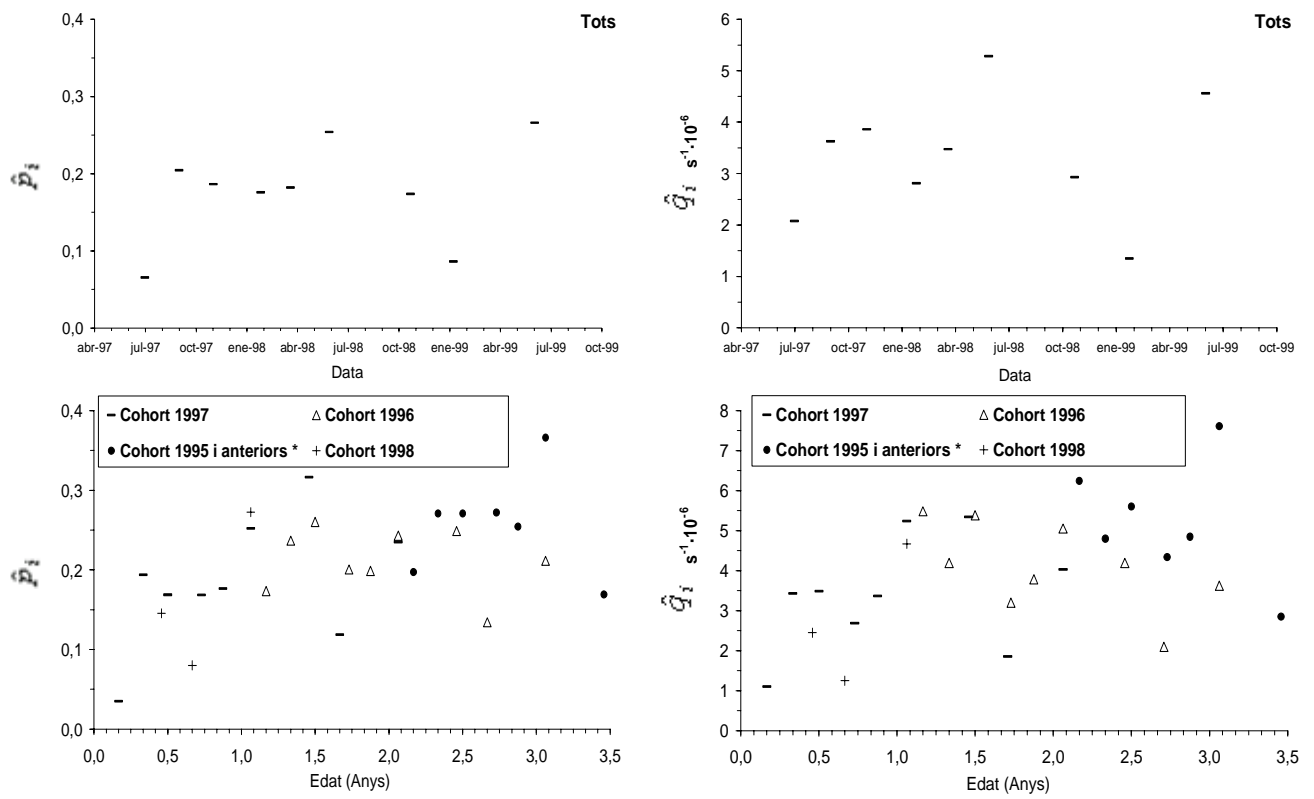


Figura III.3.11.B Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, i amb reducció del biaix per pèrdua de marques (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

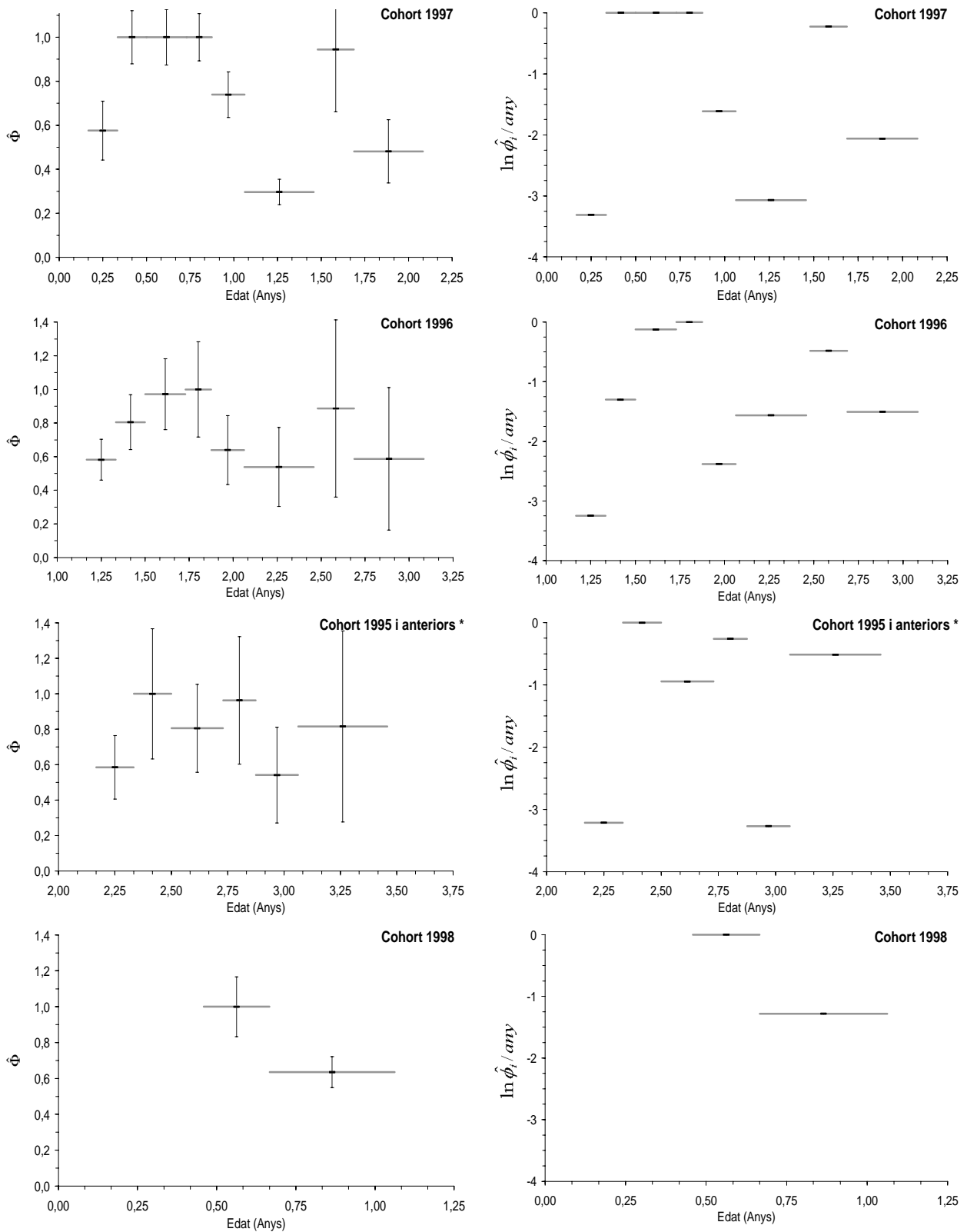


Figura III.3.12.A Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts i amb reducció del biaix per pèrdua de marques (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

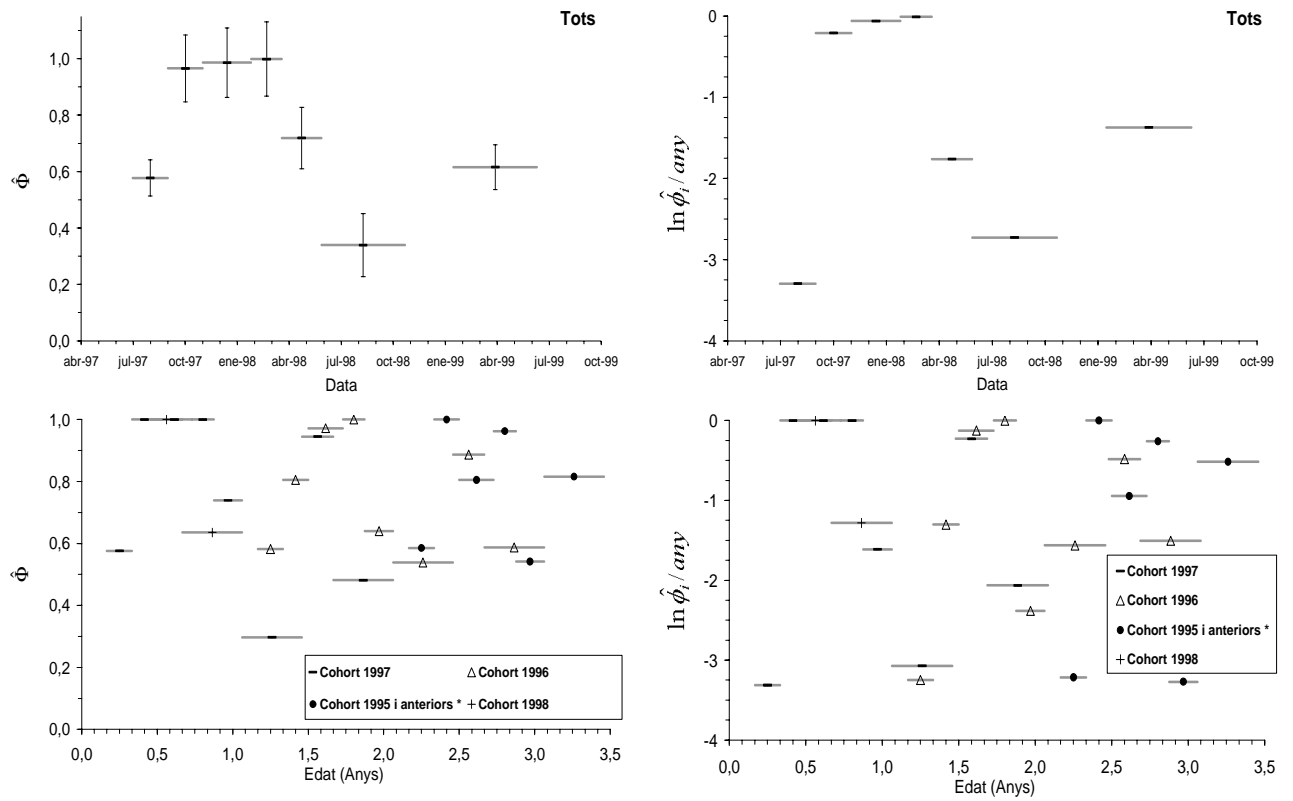


Figura III.3.12.B Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts i amb reducció del biaix per pèrdua de marques (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

Partint del fet que la variant amb només morts del model de Jolly-Seber es basa en la següent igualtat entre proporcions (Pollock *et al.* 1990):

$$\frac{zP_i}{N_i - n_i} = \frac{r_i}{R_i},$$

que es pot rescriure com

$$\frac{N_i - n_i}{R_i} = \frac{zP_i}{r_i} = A_i \quad (\text{III.3.1}),$$

essent A_i un nou estadístic fruit del quocient entre altres dos ja definits anteriorment (zP_i i r_i).

En una sèrie d'anàlisis en la qual, partint d'una primera anàlisi amb el nombre total de dades disponibles de totes les ocasions de captura ($k =$ nombre màxim d'ocasions), es va repetint successivament ometent ocasions començant per la darrera, es pot redefinir A_i com A_{ij} , on i ($1 \leq i \leq k$) és l'ocasió per a la qual s'obté aquest estadístic i j ($0 \leq j \leq k - 2$) el nombre d'ocasions omeses. Així, en el cas que no s'hagi produït cap violació dels supòsits del mètode, incloent-hi la completa retenció de les marques, es pot demostrar que:

$$A_{i0} = A_{i1} = \dots = A_{i(k-i-1)} \quad \forall i \quad (\text{III.3.2}),$$

En canvi, quan es dona una progressiva pèrdua de marques al llarg de l'estudi, l'estadístic A_{ij} és esbiaixat i això fa que aquesta igualtat es perdi, passant a:

$$A_{i0} > A_{i1} > \dots > A_{i(k-i-1)} \quad \forall i,$$

fet que explica que se sobreestimin les grandàries poblacionals (\hat{N}_{ij}) i que el biaix sigui major com més gran és el nombre d'ocasions i incloses en l'anàlisi:

$$\hat{N}_{i0} > \hat{N}_{i1} > \dots > \hat{N}_{i(k-i-1)}, \text{ en comptes de } \hat{N}_{i0} = \hat{N}_{i1} = \dots = \hat{N}_{i(k-i-1)}.$$

Per altra banda, a partir de la definició III.3.1, A_{ij} es pot rescriure com

$$A_{ij} = \frac{zP_{ij}}{r_{ij}} = \frac{\sum_{i=i+1}^{i=k-j} n_{ij} - \sum_{i=1}^{i=k-1-j} r_{ij}}{r_{ij}}$$

i, a partir d'aquí, separatament per a n_{ij} i r_{ij} , també es pot modelitzar aquest estadístic en termes probabilístics. Primerament,

$$\forall j, \quad n_{ij} = n_i = N_0 \cdot p_i \cdot \prod_1^{i-1} \phi_i$$

on N_0 és la grandària poblacional en el moment just de començar l'estudi, p_i la probabilitat de captura en la ocasió i , i ϕ_i la probabilitat de supervivència entre i i $i+1$. I, segonament,

$$r_{ij} = \sum_{h=i+1}^{h=k-j} r_{ih}, \text{ on } r_{ih} = N_0 \cdot p_i \cdot p_h \cdot \prod_{i+1}^{h-1} (1 - p_i) \cdot \prod_1^{i-1} \phi_i$$

Així, si r_{ij} és el nombre d'individus marcats en l'ocasió i i recapturats posteriorment en una anàlisi amb j omissions d'ocasions començant per la darrera, r_{ih} és la part d'aquests individus recapturats en una ocasió h en concret (on $i < h \leq k - j$) i no recapturats abans (entre $i+1$ i h).

Continua a la pàgina següent

Figura III.3.13.A Proposta d'un mètode de correcció del biaix produït per pèrdua de marques en les estimacions amb el model de Jolly-Seber amb només morts.

Per tant, el biaix en A_{ij} com a conseqüència d'una hipotètica pèrdua de marques no es produeix a través de n_{ij} , que depèn de paràmetres que no es veuen afectats per aquesta pèrdua, sinó de r_{ij} , i més concretament de les seves components r_{ih} . En cas de biaix per pèrdues de marques, doncs, aquest darrer estadístic es pot corregir de la següent forma:

$$r_{c_{ih}} = N_0 \cdot p_i \cdot p_h \cdot \prod_{i+1}^{h-1} (1 - p_i) \cdot \prod_1^{i-1} \phi_i \cdot \prod_{h=i}^{h=h-1} \theta_{ih} \cdot \left[\prod_{h=i+1}^{h=h-1} \psi_{(i+1)h} \cdot \prod_{h=i+2}^{h=h-1} \psi_{(i+2)h} \cdots \psi_{(h-1)(h-1)} \right]$$

que, simplificant,

$$r_{c_{ih}} = r_{ih} \cdot \prod_{h=i}^{h=h-1} \theta_{ih} \cdot \left[\prod_{h=i+1}^{h=h-1} \psi_{(i+1)h} \cdot \prod_{h=i+2}^{h=h-1} \psi_{(i+2)h} \cdots \psi_{(h-1)(h-1)} \right] \quad (\text{III.3.3})$$

on el paràmetre θ_{ih} representa la probabilitat de retenir, entre l'ocasió h i $h+1$ (on ara $i \leq h \leq k$), la marca col·locada en l'ocasió i , mentre que ψ_{ih} representa l'increment proporcional que es dona, també entre h i $h+1$, d'individus no marcats amb la marca de l'ocasió i com a conseqüència de la seva pèrdua en una part dels marcats. De fet, acceptant que quan una marca es perd entre dues ocasions qualssevol (h i $h+1$) ja no es detectarà en cap altra ocasió posterior, es pot descriure ψ_{ih} com una funció de θ_{ih} i π_i :

$$\psi_{ih} = \left[\rho_{ih} + (1 - \pi_i) + \sum_{h=i}^{h=h-1} \rho_{ih} \right] / \left[(1 - \pi_i) + \sum_{h=i}^{h=h-1} \rho_{ih} \right] \quad \text{on} \quad \rho_{ih} = p_i \cdot (1 - \theta_{ih}) \cdot \prod_{h=i}^{h=h-1} \theta_{ih}$$

de manera que $r_{c_{ih}}$, al seu torn, passa a ser una funció de r_{ih} , θ_{ih} i p_i , alhora que, de retruc, $A_{c_{ij}}$ també passa a ser una funció de A_{ij} , θ_{ih} i p_i .

Amb tot això, és evident que per a corregir l'efecte esbiaixador de la pèrdua de marques cal estimar d'alguna manera els valors de θ_{ih} . Una forma passaria per estimar-los directament a través d'algun mètode específicament dissenyat, com el doble marcatge (Seber 1982). Donat que això no ha estat possible, s'ha optat per una altra alternativa, consistent en provar sistemàticament matrius de valors per a θ_{ih} , introduint-les en el model de $r_{c_{ih}}$, i escollir la solució que minimitza el següent índex:

$$O_\theta = \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=0}^{j=k-i-2} \left(1 - \frac{A_{c_{ij}}}{A_{c_{i(j+1)}}} \right)^2 + \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=0}^{j=k-i-3} \left(1 - \frac{A_{c_{ij}}}{A_{c_{i(j+2)}}} \right)^2 + \cdots + \left(1 - \frac{A_{c_{i0}}}{A_{c_{i(k-i-1)}}} \right)^2 \quad (\text{III.3.4})$$

Aquest procediment es basa en el fet que, en cas de no donar-se pèrdua de marques, i a partir de la igualtat III.3.2, s'hauria de complir que:

$$\begin{aligned} \frac{A_{i0}}{A_{i1}} = \frac{A_{i1}}{A_{i2}} = \cdots = \cdots = \frac{A_{i(k-i-2)}}{A_{i(k-i-1)}} = 1 \\ \vdots \\ \frac{A_{i0}}{A_{i1}} = \frac{A_{i1}}{A_{i2}} = \cdots = \frac{A_{i(k-i-2)}}{A_{i(k-i-1)}} = 1 \quad \forall i, \\ \vdots \\ \frac{A_{i0}}{A_{i(k-i-1)}} = 1 \end{aligned}$$

Continua a la pàgina següent

Figura III.3.13.B Proposta d'un mètode de correcció del biaix produït per pèrdua de marques en les estimacions amb el model de Jolly-Seber amb només morts.

Pel que fa a les matrius de valors per a θ_{ih} , s'ha optat per obtenir-les mitjançant tres models alternatius per a la probabilitat de retenir la marca ($\Theta_{\bar{L}_t}$), cadascun dels quals és funció de la longitud mitjana dels individus en el moment de col·locar la marca (\bar{L}_i) i del temps transcorregut des d'aquest moment ($t_{ih}=t_h-t_i$):

Model I: $\Theta_{\bar{L}_t} = f(\bar{L}_i, t_{ih}) = e^{-Q_1}$ on $Q_1 = \left[\left(\frac{t_{ih}}{\beta \cdot \bar{L}_i} \right)^\alpha \right]$

Model II: $\Theta_{\bar{L}_t} = f(\bar{L}_i, t_{ih}) = e^{-Q_2}$ on $Q_2 = \left[\left(\frac{t_{ih}}{\beta \cdot \bar{L}_i} \right)^{\alpha \cdot \bar{L}_i} \right]$

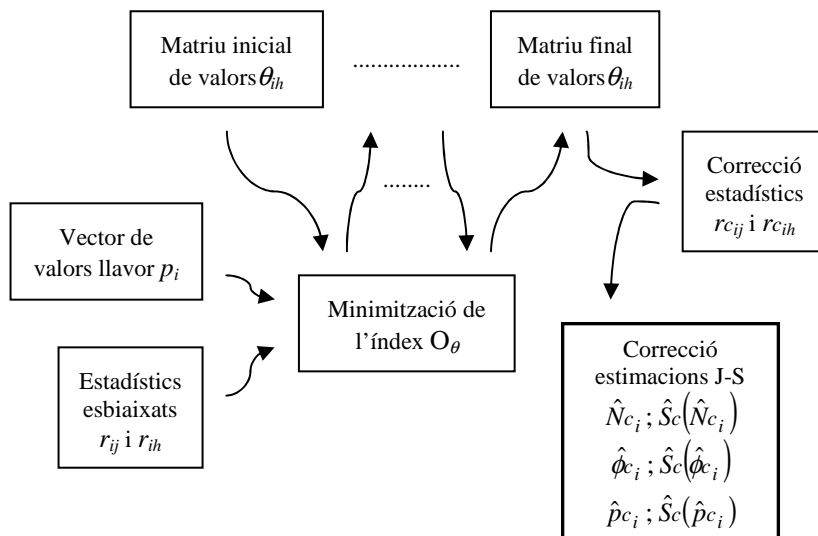
Model III: $\Theta_{\bar{L}_t} = f(\bar{L}_i, t_{ih}) = e^{-Q_3}$ on $Q_3 = \left[t_{ih} \cdot \alpha \cdot e^{-\beta \cdot \bar{L}_i} - \left(\frac{C \cdot \alpha}{2\pi} e^{-\beta \cdot \bar{L}_i} \right) \cdot \left(\frac{\sin[2\pi(t_{ih} - t_{s_i})]}{-\sin[2\pi \cdot t_{s_i}]} \right) \right]$ i $t_{s_i} = t_s - t_i$.

Els valors de θ_{ih} , corresponents a intervals discrets (entre h i $h+1$) s'obtenen a partir de les funcions contínues anteriors fent:

$$\theta_{ih} = \Theta_{\bar{L}_i, t_{ih+1}} / \Theta_{\bar{L}_i, t_{ih}}$$

Així doncs, la minimització de l'índex O_θ s'ha conduït introduint sistemàticament en aquests models combinacions de valors per als paràmetres α i β , i addicionalment, en el cas del model III, per als paràmetres C i t_s . Per tant, la minimització de O_θ no s'ha pas assolit deixant lliures cadascun dels θ_{ih} , amb la qual cosa el procés hauria estat molt més feixuc i possiblement s'hauria arribat a combinacions inversemblants per als paràmetres θ_{ih} , si bé probablement s'hauria reeixit en assolir mínims de l'índex més baixos.

En resum, el mètode descrit aquí es pot esquematitzar així:

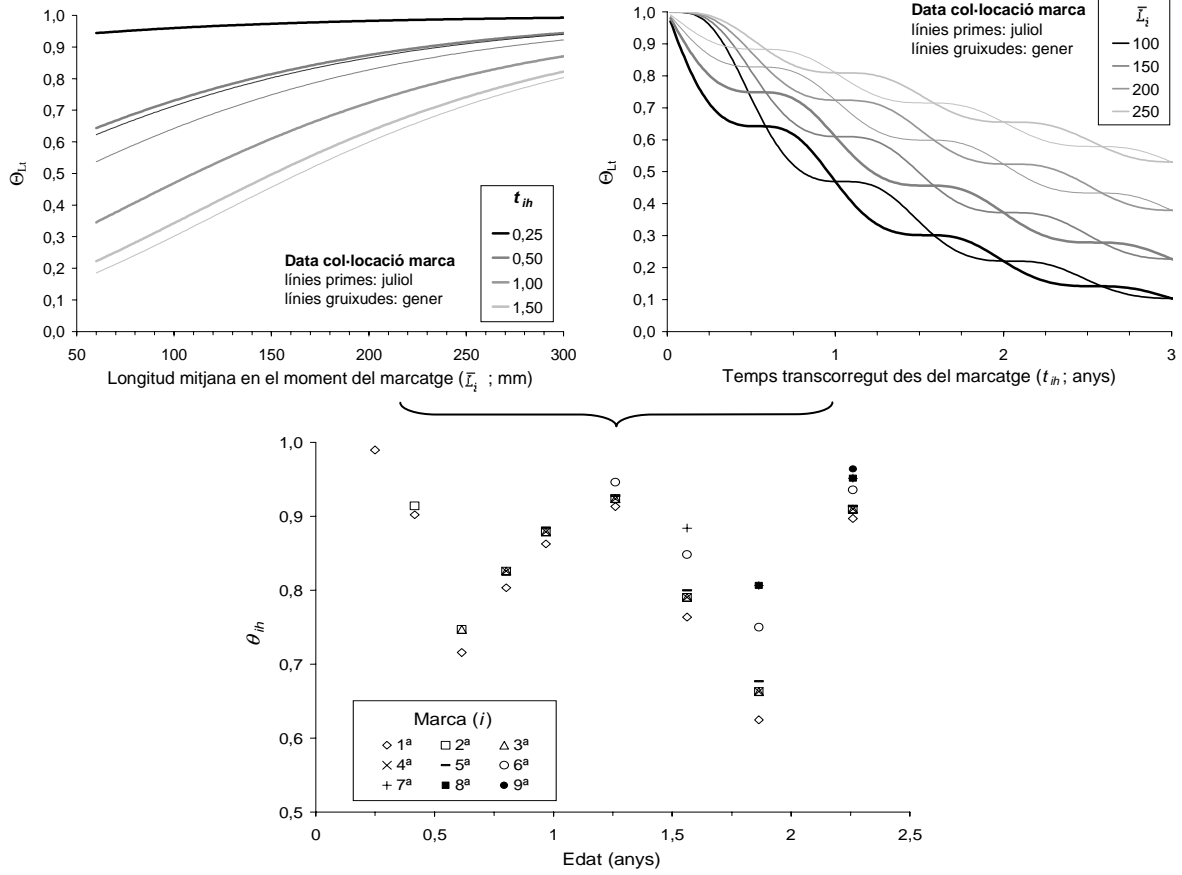


Al marge de la rudimentarietat estadística d'aquest mètode, un dels inconvenients que presenta és haver de dependre, per a la minimització de l'índex O_θ , d'un vector inicial de valors de probabilitats de captura (p_i), un dels paràmetres estimats amb el model de Jolly-Seber per corregir finalment. En qualsevol cas, s'ha optat per utilitzar com a vector d'entrada les primeres estimacions (esbiaixades) d'aquest paràmetre (\hat{p}_i) obtingudes en aplicar el model de J-S sense correccions per la pèrdua de marques.

Figura III.3.13.C Proposta d'un mètode de correcció del biaix produït per pèrdua de marques en les estimacions amb el model de Jolly-Seber amb només morts.

Dades: Cohort 1997

Resultats de la minimització de l'índex Og :



Correcció de les estimacions de J-S (vegeu la taula III.3.8.A), prèvia correcció dels estadístics rc_{ij} i rc_{ih} mitjançant els θ_{ih} :

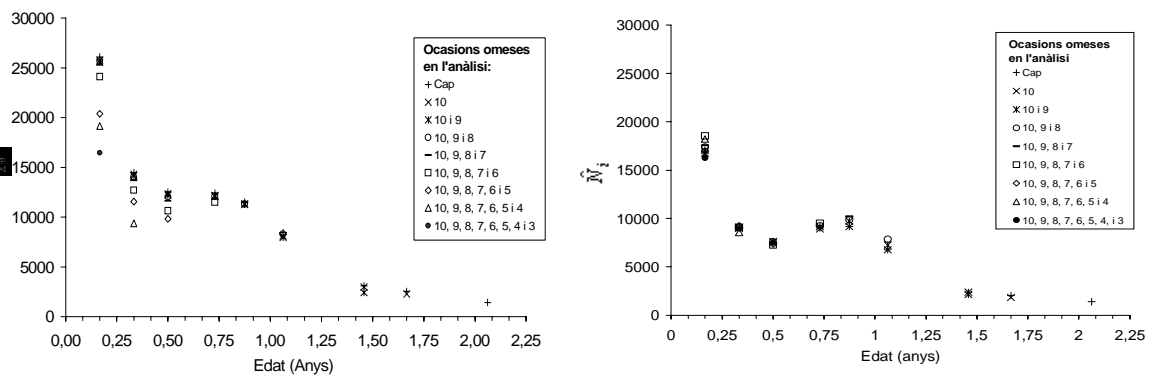


Figura III.3.14 Exemple de l'aplicació del mètode de correcció del biaix produït per pèrdua de marques en les estimacions amb el model de Jolly-Seber amb només morts proposat a la figura III.3.13.

Cohort	Model I (Longitud [mm]; temps [setmanes])			Model II (Longitud [mm]; temps [setmanes])			Model III (Longitud [mm]; temps [anys])				
	O_θ mínim	α	β	O_θ mínim	α	β	O_θ mínim	α	β	C	t_s
1998	0,7651087	0,58	0,55	0,6530311	0,00300	0,60	0,4519228	1,77	0,00850	1,00	0,043
1997	0,4914825	0,15	27,5	0,4979020	0,00135	3,23	0,5306250	1,50	0,00650	0,29	0,130
1996	1,0173263	0,99	0,25	1,0161842	0,00315	0,25	0,7513173	0,60	0,00001	1,00	0,160
1995 *	0,0039117	0,71	0,53	0,0025343	0,00700	0,50	0,0000060	1,10	0,00400	0,5	0,238

Taula III.3.6 Resultats, per a cadascuna de les cohorts analitzades, de la minimització de l'índex O_θ amb els tres models per a $\Theta_{L_t}^-$, d'acord amb el procediment descrit a la taula III.3.13.

Cohort	$\Theta_{L_t}^-$											θ_{ih}									
	i	h	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1998	7	-	-	-	-	-	-	-	1	0,89	0,59	0,46	-	-	-	-	-	-	0,89	0,66	0,79
	8	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,71	0,57	-	-	-	-	-	-	-	0,71	0,80
	9	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,82	-	-	-	-	-	-	-	-	0,82
	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	1	1	0,99	0,89	0,64	0,51	0,44	0,40	0,31	0,19	0,17	0,99	0,90	0,72	0,80	0,86	0,91	0,76	0,62	0,90	
	2	-	1	0,91	0,68	0,56	0,50	0,46	0,36	0,24	0,22	-	0,91	0,75	0,83	0,88	0,92	0,79	0,66	0,91	
	3	-	-	1	0,75	0,62	0,54	0,50	0,40	0,26	0,24	-	-	0,75	0,83	0,88	0,92	0,79	0,66	0,91	
	4	-	-	-	1	0,83	0,73	0,67	0,53	0,35	0,32	-	-	-	0,83	0,88	0,92	0,79	0,66	0,91	
	5	-	-	-	-	1	0,88	0,82	0,66	0,44	0,41	-	-	-	-	0,88	0,93	0,80	0,68	0,91	
	6	-	-	-	-	-	1	0,95	0,80	0,60	0,56	-	-	-	-	-	0,95	0,85	0,75	0,94	
	7	-	-	-	-	-	-	1	0,88	0,71	0,68	-	-	-	-	-	-	0,88	0,81	0,95	
	8	-	-	-	-	-	-	-	1	0,81	0,77	-	-	-	-	-	-	-	0,81	0,95	
	9	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,96	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,96
	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	1	1	0,95	0,89	0,79	0,73	0,66	0,57	0,52	0,42	0,36	0,95	0,94	0,89	0,92	0,91	0,87	0,91	0,80	0,86	
	2	-	1	0,94	0,85	0,78	0,71	0,63	0,57	0,47	0,40	-	0,94	0,90	0,92	0,91	0,88	0,91	0,82	0,87	
	3	-	-	1	0,90	0,83	0,76	0,66	0,60	0,49	0,43	-	-	0,90	0,92	0,91	0,88	0,91	0,82	0,87	
	4	-	-	-	1	0,92	0,84	0,74	0,68	0,55	0,48	-	-	-	0,92	0,91	0,88	0,91	0,82	0,87	
	5	-	-	-	-	1	0,92	0,81	0,74	0,61	0,53	-	-	-	-	0,92	0,88	0,92	0,82	0,87	
	6	-	-	-	-	-	1	0,89	0,82	0,69	0,61	-	-	-	-	-	0,89	0,92	0,84	0,89	
	7	-	-	-	-	-	-	1	0,94	0,81	0,74	-	-	-	-	-	-	0,94	0,87	0,91	
	8	-	-	-	-	-	-	-	1	0,88	0,80	-	-	-	-	-	-	-	0,88	0,91	
	9	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,93	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,93
	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1995 *	1	1	0,98	0,97	0,82	0,69	0,58	0,54	0,48	-	-	0,98	0,98	0,85	0,84	0,84	0,93	0,89	-	-	
	2	-	1	0,98	0,83	0,70	0,59	0,54	0,49	-	-	-	0,98	0,85	0,84	0,84	0,93	0,89	-	-	
	3	-	-	1	0,85	0,71	0,60	0,56	0,50	-	-	-	-	0,85	0,84	0,84	0,93	0,89	-	-	
	4	-	-	-	1	0,84	0,71	0,66	0,59	-	-	-	-	-	0,84	0,84	0,93	0,89	-	-	
	5	-	-	-	-	1	0,84	0,78	0,69	-	-	-	-	-	-	0,84	0,93	0,89	-	-	
	6	-	-	-	-	-	1	0,93	0,83	-	-	-	-	-	-	-	0,93	0,89	-	-	
	7	-	-	-	-	-	-	1	0,89	-	-	-	-	-	-	-	-	0,89	-	-	
	8	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

Taula III.3.7 Valors predits, a partir de l'“ajustament” del model III (vegeu la taula III.3.6), per a la probabilitat de retenir cada marca fins a cada ocasió ($\Theta_{L_t}^-$), i per a la probabilitat de retenir la marca entre dues ocasions consecutives (θ_{ih}).

Dades de grup		Grandària poblacional						Paràmetres				Supervivència								
Cohort	Data	Edat	n_i	mc_i	R_i	r_{cij}	z_{cij}	zP_{cij}	\hat{N}_i	$S(\hat{N}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{Q}_i	$s^{1,10^{-6}}$	$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\frac{\ln \hat{\phi}_i}{ary}$
1998	Nov-98	0,46	2008	0	1972	730	0	3810,1	12282	329,28	645	0,163	-	-	2,757	-	0,947	0,045	0,89	-0,220
1998	Feb-99	0,71	1305	210,2	1235	389,7	521,2	3235,8	11591	457,9	897	0,113	0,009	0,018	1,761	-	0,741	0,041	0,80	-0,848
1998	Jun-99	1,06	2811	704,5	2649	376,3	205,5	812,4	8532	331,03	649	0,330	0,020	0,040	5,648	-	-	-	-	-
1998	Nov-99	1,46	1187	580,3	1187	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1997	Jul-97	0,17	573	0,0	411	162,2	0,0	6456,1	16867	1008	1975	0,034	-	-	1,075	-	0,538	0,033	0,065	-3,715
1997	Set-97	0,33	1817	45,5	1654	1106,3	116,8	4801,3	8993	138	270	0,202	0,028	0,055	3,581	-	0,856	0,018	0,034	-0,932
1997	Nov-97	0,50	1658	350,4	1646	1184,9	872,6	4249,6	7560	103	201	0,219	0,011	0,022	4,538	-	1,000	0,029	0,058	0,000
1997	Feb-98	0,73	1937	719,5	1892	935,3	1338,1	3497,5	9008	185	363	0,215	0,009	0,017	3,430	-	1,000	0,037	0,072	0,000
1997	Abr-98	0,88	2032	1036,2	1737	583,8	1237,2	2400,8	9167	268	526	0,222	0,009	0,018	4,227	-	0,764	0,037	0,072	-1,436
1997	Jun-98	1,06	2090	1246,3	1955	372,3	574,7	894,6	6778	260	510	0,308	0,015	0,029	6,411	-	0,358	0,021	0,141	-2,597
1997	Nov-98	1,46	766	516,3	763	236,6	430,7	500,9	2377	106	207	0,322	0,019	0,036	5,435	-	0,856	0,090	0,176	-0,623
1997	Feb-99	1,71	271	233,8	268	70,3	433,5	466,5	2031	194	379	0,133	0,015	0,030	2,087	-	0,684	0,095	0,186	-1,071
1997	Jun-99	2,06	338	344,1	322	60,2	159,7	198,8	1388	140	274	0,244	0,028	0,054	4,174	-	-	-	-	-
1997	Nov-99	2,46	259	219,8	259	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1996	Jul-97	1,17	634	0	579	217,7	0	1117,7	3599	174	340	0,176	-	-	5,574	-	0,567	0,034	0,066	-3,405
1996	Set-97	1,33	496	83,6	480	265,8	134,1	839,3	2009	71	139	0,247	0,027	0,053	4,376	-	0,826	0,042	0,083	-1,146
1996	Nov-97	1,50	436	153,6	434	239,4	246,3	669,2	1647	61	120	0,265	0,022	0,043	5,479	-	0,847	0,049	0,096	-0,723
1996	Feb-98	1,73	326	172,5	326	177,5	313,3	582,6	1394	62	121	0,234	0,019	0,038	3,732	-	1,000	0,101	0,198	0,000
1996	Abr-98	1,88	367	226,6	358	107,0	264,2	393,1	1673	119	234	0,219	0,021	0,041	4,183	-	0,603	0,063	0,124	-2,701
1996	Jun-98	2,06	286	220,6	281	83,2	150,6	214,1	1003	78	152	0,285	0,029	0,056	5,929	-	0,591	0,075	0,146	-1,330
1996	Nov-98	2,46	157	109,5	157	50,3	124,4	140,3	589	59	115	0,266	0,034	0,067	4,492	-	1,000	0,306	0,600	0,000
1996	Feb-99	2,71	75	70,9	72	12,7	103,8	115,6	693	167	327	0,108	0,029	0,056	1,693	-	0,535	0,184	0,360	-1,765
1996*	Jun-99	3,06	83	78,2	73	10,7	38,3	45,3	369	91	177	0,225	0,060	0,118	3,853	-	-	-	-	-
1996*	Nov-99	3,46	56	49,0	56	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Taula III.3.8.A Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. En tots els casos, $mc_i > 10$ i $r_{cij} > 10$. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

Dades de grup		Dades de grup						Paràmetres				Supervivència						
Cohort	Data	Edat	n_i	m_{c_i}	R_i	$r_{c_{ij}}$	$z_{c_{ij}}$	$z_{p_{c_{ij}}}$	Grandària poblacional		Capturabilitat		$\hat{\Phi}_i$	$S(\hat{\Phi}_i)$	Int. conf. 95%	$\frac{\ln \hat{\phi}_i}{any}$		
			\hat{N}_i	$S(\hat{N}_i)$	I. conf. 95%	\hat{P}_i	$S(\hat{P}_i)$	Int. conf. 95%	\hat{q}_i	$s^{-1} \cdot 10^{-6}$								
1995 *	Jul-97	2,17	168	0,0	162	80,2	0,0	328,9	828	58	115	0,203	-	6,419	0,662	0,059	0,115	-2,476
1995 *	Set-97	2,33	134	25,4	131	87,5	54,8	275,1	544	29	57	0,246	0,046	3,364	0,893	0,065	0,127	-0,678
1995 *	Nov-97	2,50	167	64,4	167	102,9	78,0	195,7	483	24	47	0,346	0,041	7,150	0,963	0,086	0,168	-0,166
1995 *	Feb-98	2,73	135	74,4	133	65,4	106,5	163,6	465	34	68	0,290	0,036	4,629	0,896	0,113	0,222	-0,751
1995 *	Abr-98	2,88	121	90,9	119	43,1	81,0	108,0	415	42	83	0,291	0,040	5,557	0,833	0,164	0,321	-0,972
1995 *	Jun-98	3,06	94	81,4	91	20,0	42,7	57,1	344	58	113	0,273	0,054	5,675	0,547	0,169	0,332	-1,522
1995 *	Nov-98	3,46	35	31,9	35	9,0	30,8	42,0	187	49	95	0,187	0,058	3,158	-	-	-	-
1995 *	Feb-99	3,71	51	39,7	50	0,0	0,0	0,0	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Totes	Jul-97	-	-	-	-	-	-	-	21293	1024	2007	0,046	-	2,043	0,548	0,035	0,068	-3,609
Totes	Set-97	-	-	-	-	-	-	-	11547	158	309	0,212	-	3,756	0,853	0,027	0,054	-0,956
Totes	Nov-97	-	-	-	-	-	-	-	9690	122	239	0,233	-	4,828	0,972	0,038	0,075	-0,123
Totes	Feb-98	-	-	-	-	-	-	-	10867	198	388	0,221	-	3,520	0,996	0,054	0,107	-0,031
Totes	Abr-98	-	-	-	-	-	-	-	11256	297	582	0,224	-	4,270	0,743	0,052	0,102	-1,588
Totes	Jun-98	-	-	-	-	-	-	-	8125	278	544	0,304	-	6,321	0,395	0,048	0,093	-2,349
Totes	Nov-98	-	-	-	-	-	-	-	15435	130	255	0,192	-	3,240	-	-	-	-
Totes	Feb-99	-	-	-	-	-	-	-	14316	255	501	0,115	-	1,804	0,723	0,065	0,128	-0,917
Totes	Jun-99	-	-	-	-	-	-	-	10289	369	723	0,314	-	5,384	-	-	-	-

Taula III.3.8.B Resultats de l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. En tots els casos menys un, $m_i \geq 10$ i $r_{c_{ij}} > 10$. \hat{N}_i de totes: suma de les cohorts. $\hat{\Phi}_i$ de totes: mitjana de les cohorts ponderada per \hat{N}_i . * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

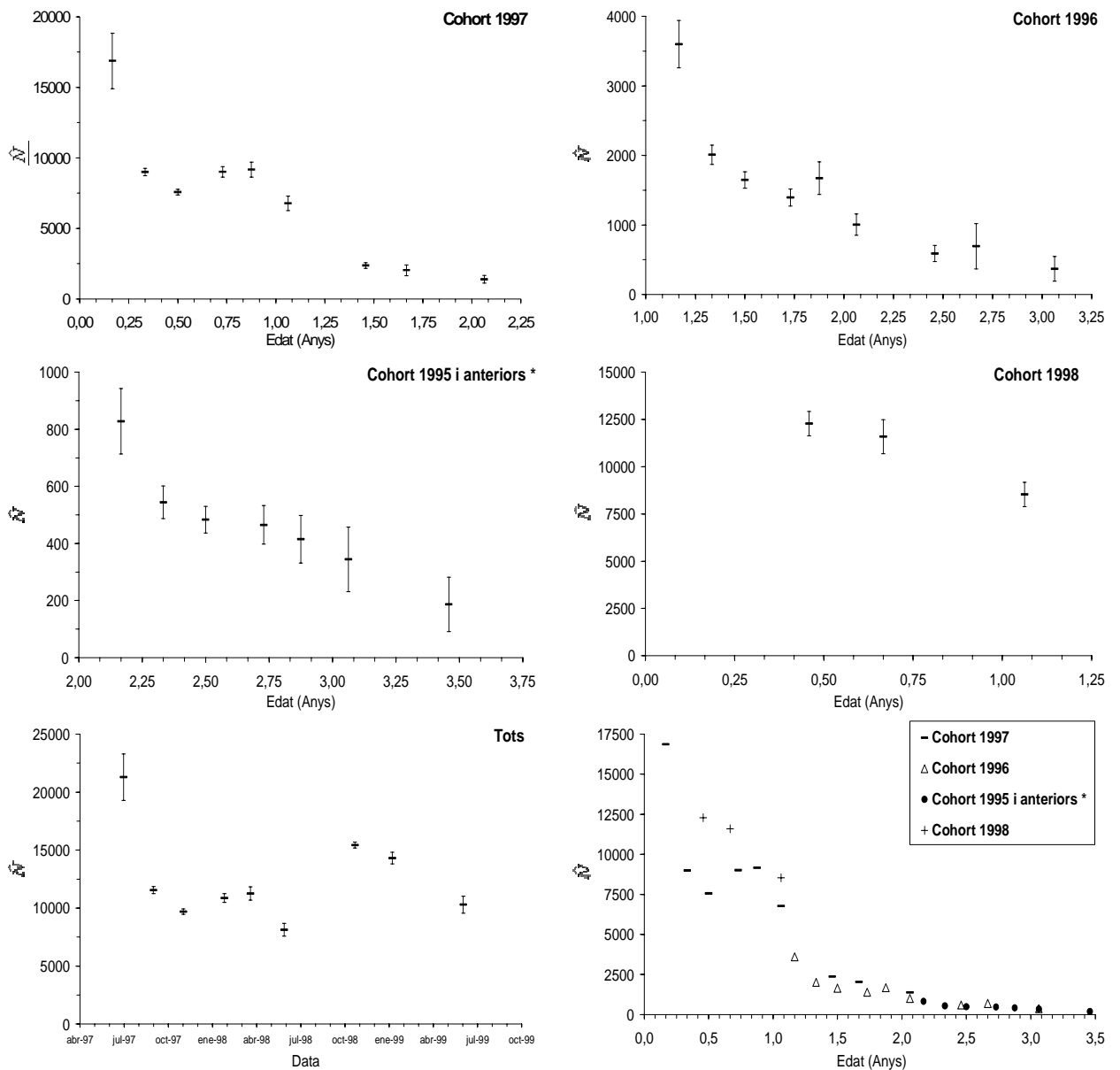


Figura III.3.15 Grandàries poblacionals estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

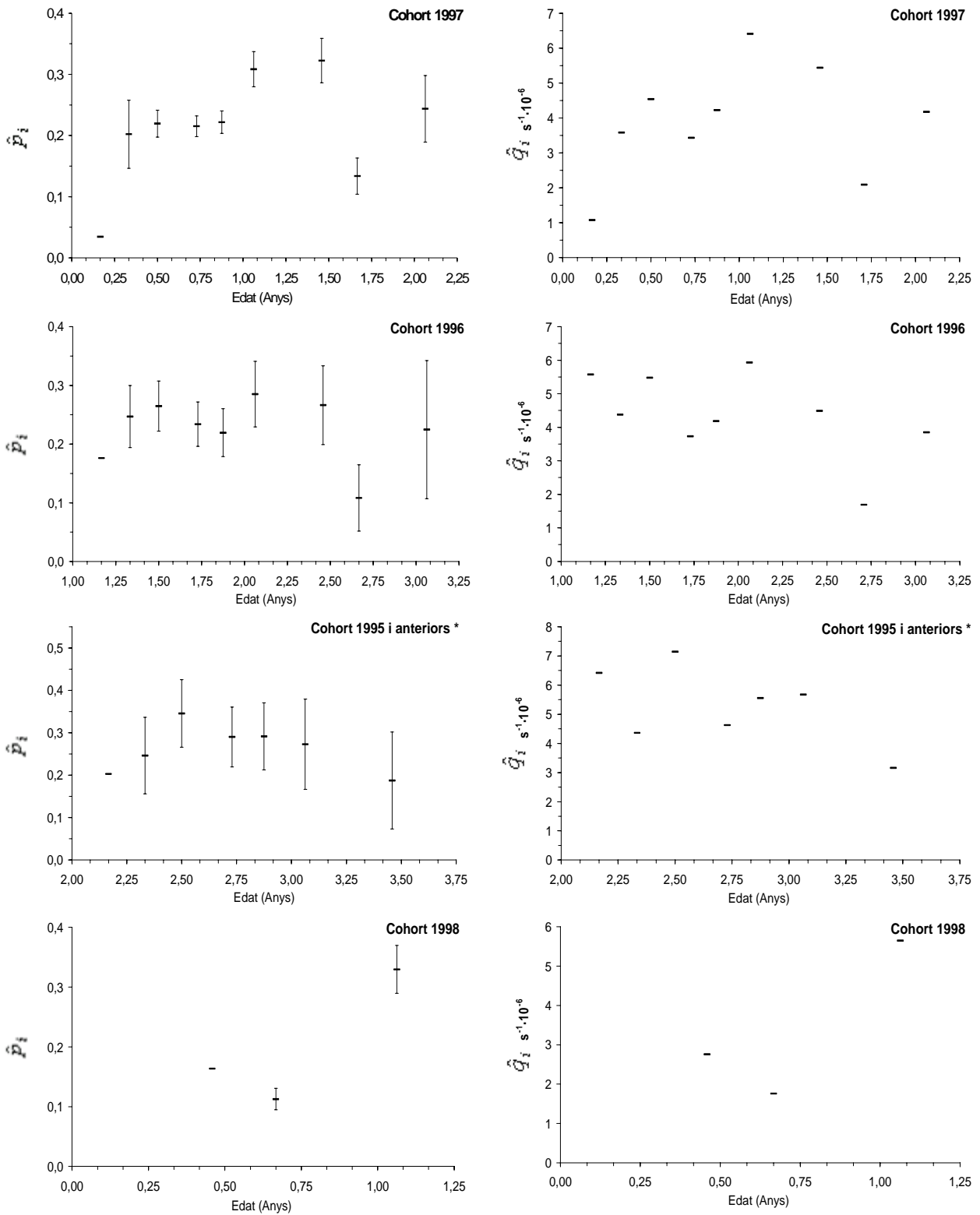


Figura III.3.16.A Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13 (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

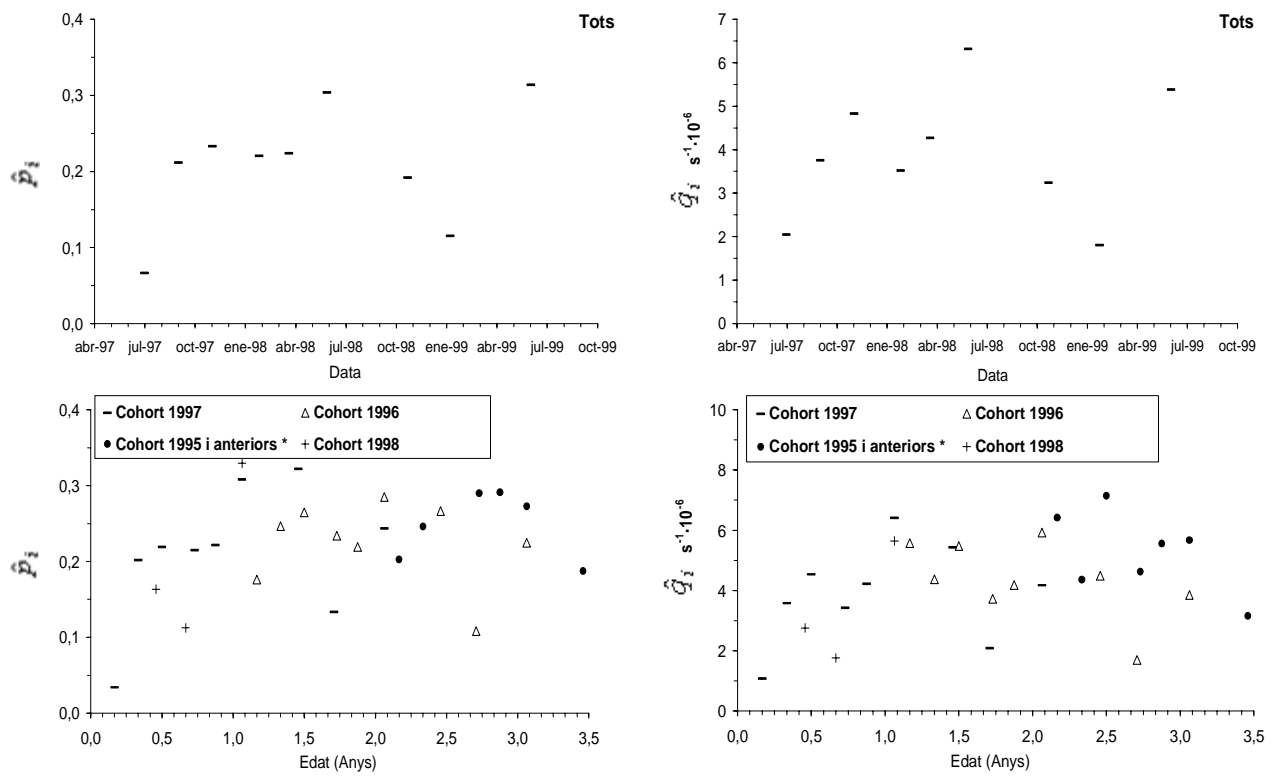


Figura III.3.16.B Probabilitats de captura estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13 (esquerra), i capturabilitats que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

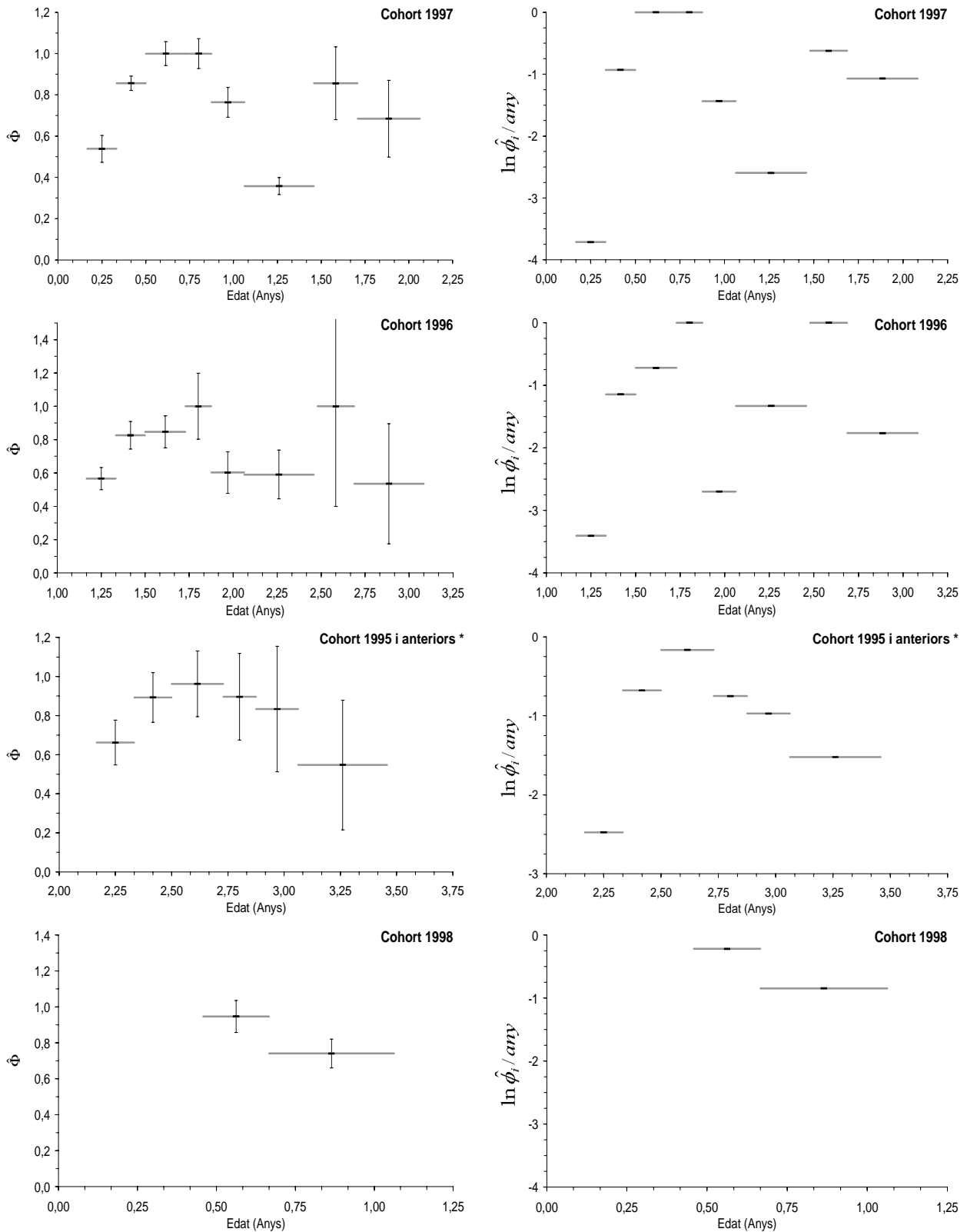


Figura III.3.17.A Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

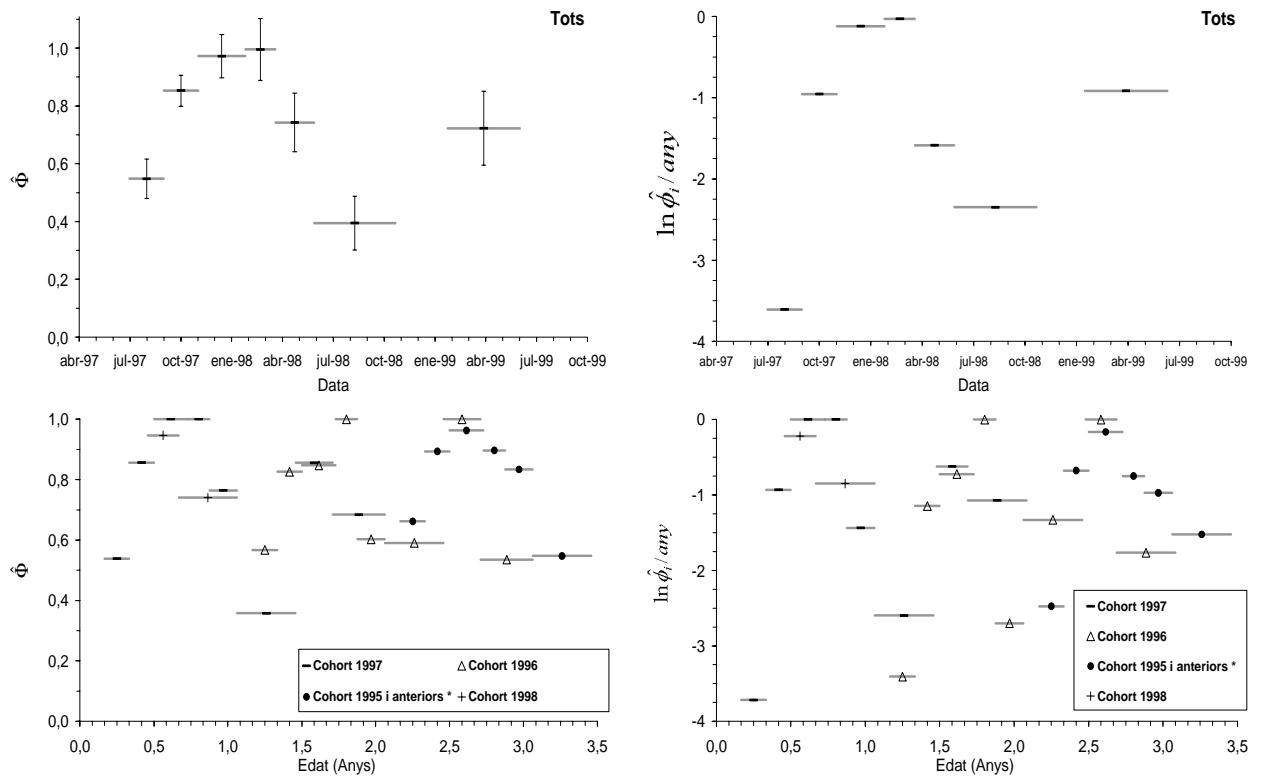


Figura III.3.17.B Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

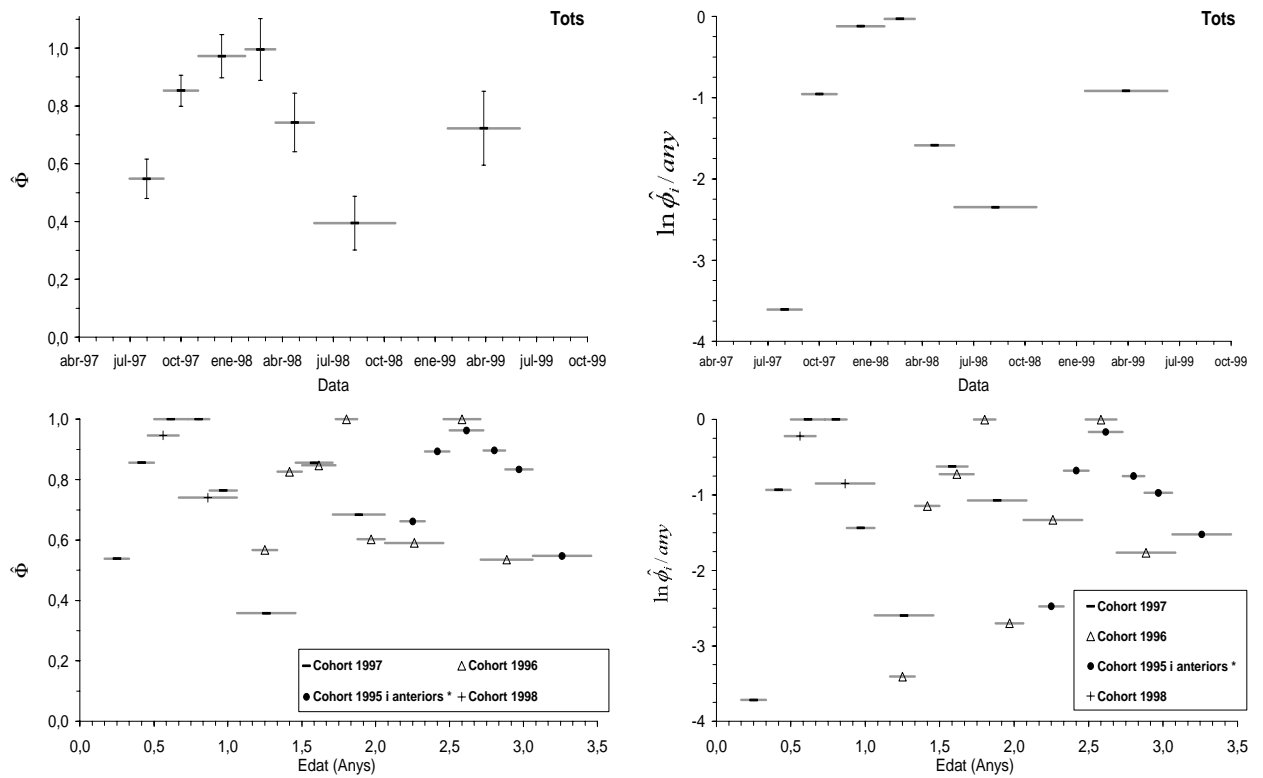


Figura III.3.17.B Proporcions de supervivents estimades en l'anàlisi amb el model de Joly-Seber amb només morts, corregint el biaix per pèrdua de marques amb el mètode proposat a la figura III.3.13. (esquerra), i mortalitats instantànies aproximades que se'n deriven (dreta). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. Barres horitzontals en gris clar: separació entre ocasions de captura.

III.3.2 Estimació i modelització de la capturabilitat

A la taules III.3.9 i III.3.10 es presenten les capturabilitats estimades per al mostreig d'aquest estudi, realitzat amb pesca elèctrica amb embarcació, i derivades de les estimacions de la grandària poblacional obtingudes amb els mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber i Lincoln-Petersen, respectivament). Part d'aquests resultats ja s'havien presentat anteriorment acompanyant els resultats del model de Jolly-Seber (taula III.3.8), si bé ara s'hi afegeixen estimacions per a totes les formulacions proposades al capítol II.5.4 per a la mesura de la capturabilitat (\hat{q}_i , \hat{q}'_i , \hat{q}''_i), a més de llurs intervals de confiança del 95%. En el cas de les estimacions de la capturabilitat provinents de les estimacions de Jolly-Seber, i degut a que presenten una major dispersió associada a la major inexactitud i precisió de les estimacions prèvies d'aquest mètode de marcatge-recaptura, només s'ha cregut necessari mostrar els resultats per a \hat{q}_i i \hat{q}'_i .

Tots aquests resultats s'han representat gràficament a les figures III.3.18 a III.3.21, respecte de diferents variables. D'entrada, s'observa un clar augment ontogenètic de les capturabilitats, tal com era previsible, que es reflecteix tant en els gràfics respecte de l'edat, com, encara més, respecte de la longitud mitjana. A partir dels resultats disponibles, sembla que la capturabilitat tendeix a estabilitzar-se en un valor central màxim a partir d'una longitud mitjana situada cap als 150 mm i a partir de l'any de vida de la cohort, sigui quina sigui la fórmula exacta utilitzada per a estimar-la. De tota manera, cal tenir present que les capturabilitats per als grups d'edat més avançats s'han calculat a partir d'estimacions de la grandària poblacional que provenen de grups d'edat on hi ha diverses cohorts representades, i que, per tant, les possibles tendències diferenciades entre les edats majors als tres anys no han quedat reflectides en els resultats.

A més a més, als gràfics de les capturabilitats \hat{q}_i , \hat{q}'_i , \hat{q}''_i hi destaquen també unes clares i fortes oscil·lacions estacionals, que semblen donar-se amb dues ones senceres dins el període d'un sol any, i en les quals els valors mínims es veuen com a mínim doblats pels màxims. Aquest fet es reflecteix també en el perfil de les capturabilitats en relació a la temperatura de l'aigua, que presenta una forma acampanada amb un pic de màxima capturabilitat situat a la meitat de l'espectre observat de temperatures, aproximadament. Aquestes oscil·lacions es mantenen semblants, tot i que molt desdibuixades, en els gràfics de les capturabilitats \hat{q}_i i \hat{q}'_i derivades de les estimacions de Lincoln-Petersen.

Sobre aquestes estimacions de les capturabilitats s'han ajustat, mitjançant regressió no lineal, els models presentats també al capítol II.5.4 (taula III.3.11). El model I, amb oscil·lacions amb un sol màxim i un sol mínim anuals, s'ajusta clarament pitjor o molt pitjor en quasi tots els casos en relació al model II, que incorpora oscil·lacions amb la meitat de longitud d'ona, és a dir, amb dos màxims i dos mínims anuals. Això era del tot previsible a partir de la primera inspecció dels gràfics de les figures III.3.18 a III.3.21. Per tant, els resultats gràfics de

L'ajustament del model I ni tan sols s'han representat gràficament, cosa que sí s'ha fet per a l'altre model (figures III.3.22 a III.3.24). Per altra banda, el fet que l'índex de determinació (R^2) sigui més baix en l'ajustament del model II a les estimacions de q_i , en comparació amb el de l'ajustament del mateix model a les estimacions paral·leles de q'_i , podria indicar una major estabilitat temporal d'aquest segon estimador de l'eficiència de pesca i , per tant, una fiabilitat superior, tot i que potser només lleugerament. Això indicaria que, per a la tècnica de mostreig aplicada –en la qual, malgrat tot, es procurava mantenir estable la intensitat d'esforç (vegeu el capítol II.5.4)–, existeix una major correlació de les captures amb l'àrea coberta (suposadament proporcional al perímetre del litoral cobert) que no pas amb els temps en segons de pesca elèctrica efectiva destinats a aquestes àrees.

Tornant a les dobles oscil·lacions anuals de la capturabilitat, és evident que aquestes no es poden explicar només per la variació estacional de la temperatura de l'aigua, ja que en aquest cas només es produiria una única ona anual lligada a la que s'observa en l'evolució d'aquesta variable ambiental. De fet, l'eficiència de la pesca elèctrica depèn de molts altres factors, la major part difícilment quantificables, que ja s'han enumerat i comentat al capítol II.5.4. El principal factor, però, sembla ésser la conductivitat, fins al punt que s'han proposat mètodes d'estimació de la densitat de la perca americana basats en la regressió múltiple, prenent les CPUE i la conductivitat com a variables predictores (Hill i Willis 1994). En principi, en el cas concret de l'Estany, donada l'alta conductivitat de la seva aigua, no es podia esperar d'assolir capturabilitats gaire elevades. A més a més, era previsible una forta disminució de l'eficiència de pesca en els moments de màxima temperatura de l'aigua, és a dir, a l'estiu, i, alhora, que es donessin les màximes eficiències a l'hivern coincidint amb les mínimes anuals per a la temperatura. En canvi, en ambdós moments semblen produir-se mínims semblants per a la capturabilitat, separats pels respectius màxims de primavera i tardor. Alguns altres factors que aparentment influeixen en aquesta tendència observada són, com a mínim, les variacions estacionals en la conducta i l'ús de l'hàbitat de les perques americanes, així com les variacions també estacionals de la terbolesa de l'aigua.

Començant per aquest darrer factor esmentat, la màxima transparència de l'aigua té tendència a produir-se a l'estiu, mentre que durant la resta de l'any, amb certa irregularitat, l'aigua es manté considerablement més tèrbola, ja sigui per augments de la producció planctònica o per l'augment de l'aportació de partícules en suspensió a les capes superficials. Això probablement explica que l'eficiència de pesca estival no disminueixi excessivament, ja que la disminució que es deu donar per causa de l'augment de la temperatura es veu compensada, almenys en part, per l'augment de la visibilitat dels peixos electronarcotitzats. Per tant, la seva captura es veu facilitada en comparació amb altres moments en què, tot i veure's més afectats per l'electricitat, són menys visibles malgrat estar paralitzats, degut simplement a la major terbolesa de l'aigua.

Pel que fa a la conducta de la perca americana, durant l'hivern, degut, és clar, a les baixes temperatures de l'aigua, disminueix notablement la seva activitat, reduint els seus moviments,

restant més amagada en la vegetació, potser també ocupant fondàries lleugerament superiors (especialment en els dies més freds en què la pel·lícula d'aigua més superficial es refreda molt en relació a la resta de l'aigua del mixolimnion), i en general manifestant una conducta molt més retreta. Tot plegat contribueix a que, malgrat l'alta eficiència esperada a l'hivern tenint en compte només la baixa temperatura de l'aigua, finalment l'eficiència hivernal sigui tan baixa com a l'estiu. A l'estiu, l'espècie manifesta una conducta completament oposada, sumada a una gran territorialitat, la qual és probable que faciliti encara més la seva captura. De fet, durant els mostrejos estivals s'ha observat com les perques americanes exhibeixen una certa agressivitat, o si més no curiositat, que els porta sovint a atansar-se al bot de pesca elèctrica – quan encara no s'ha començat a enrampar–, però que, lògicament, els fa més vulnerables a ser capturades, malgrat que els camps elèctrics creats en aquesta època de l'any tenen un abast molt petit.

Per tant, els períodes de màxima eficiència de la pesca elèctrica amb embarcació a l'Estany de Banyoles, almenys pel que fa a la perca americana, es donen a finals de primavera i a finals de tardor, quan és més favorable la conjunció d'efectes positius dels tres factors principals explicats: temperatura, terbolesa i conducta. Així doncs, els màxims semblen donar-se pels volts, o una mica abans, dels solsticis d'estiu i d'hivern, mentre que els mínims, pels volts dels dos equinoccis.

Aparentment no hi ha diferències entre l'amplitud i la longitud de les dues ones anuals de la capturabilitat, tal i com preveu el model II ajustat, o si n'hi han quedat camuflades en una variància residual considerable i sense cap patró clar observable en els residus en l'escala temporal intranual (figures III.3.22 a III.3.24), fet que en qualsevol cas faria del tot inversemblant l'ajustament d'un model més complex que provés de descriure-les diferenciadament. Sí que s'observa, en canvi, un valor mig dels residus inferior en la segona meitat del mostreig, a partir de l'estiu de 1998 aproximadament, que probablement és atribuïble a diferències interanuals en els factors ambientals que expliquen la capturabilitat, tot i que, malauradament, tampoc és descartable que es produís alguna variació inconscient en l'aplicació sobre el terreny de la tècnica de pesca elèctrica.

Tot i que el model II ajustat ha mostrat una capacitat descriptiva prou alta dels perfils observats de les capturabilitats, la seva capacitat predictiva sembla força limitada donada la considerablement alta variància residual ja esmentada. Amb tot, s'ha provat d'estimar la grandària poblacional (N_i) per a les darreres dates de mostreig (juny, juliol i novembre de 1999) i per als grups d'edat per als quals no havia estat estimada (tots, en el cas de novembre de 1999), a partir de les CPUE obtingudes en aquests mostrejos i de les capturabilitats predites pel model II ajustat a les capturabilitats estimades prèviament (taula III.3.11). Tal com s'ha explicat al capítol de mètodes, aquest procediment podria tenir cert sentit de cara a una futura monitorització de la població de perca americana de l'Estany, i a partir de la informació detallada obtinguda amb aquest estudi, encara que ara i aquí només es presentin estimacions suplementàries per a una època molt concreta immediatament contigua en el

temps a les estimacions de N_i ja disponibles a través d'altres vies més fiables (marcatge-recaptura). Així doncs, els resultats de l'aplicació d'aquest procediment es presenten a la taula III.3.12 i a la figura III.3.25, on s'han representat al costat de les estimacions derivades directament del marcatge-recaptura. En l'escala logarítmica, s'observa un cert distanciament de les estimacions obtingudes amb aquest procediment respecte de les del marcatge-recaptura, però, en conjunt, semblen presentar una tendència similar a les darreres. Aquestes diferències amb les estimacions de referència del marcatge-recaptura, en principi més vàlides, poden ésser degudes tant a l'error associat a aquest procediment com a diferències de base en la grandària poblacional de tipus interanual (diferències entre els anys 1997, 1998 i 1999).

Per altra banda, s'observa com les estimacions de N_i provinents de \bar{q}_i tendeixen a ser més baixes que les provinents de \bar{q}'_i , i entremig d'ambdues, com és lògic, hi queden les estimacions provinents de \bar{q}''_i . Ara bé, es fa difícil de dir a partir d'aquesta simple observació, i sense més dades suplementàries, si es dona el cas que les primeres estan més subestimades respecte dels valors reals (desconeguts i sense cap altra estimació disponible per a aquestes dates concretes), o bé si són les segones les que sobreestimen més els valors reals d'eficiència de pesca. De tota manera, a la vista dels resultats, sembla lògic aventurar que l'ús de \bar{q}_i és més adequat a partir de l'any de vida, mentre que \bar{q}'_i és més adequada per als joves de l'any. De fet, això no és gens inversemblant, ja que l'ús de \hat{q}'_i es basa en que les captures guarden una major proporcionalitat amb l'àrea (el perímetre, de fet) mostrejada, i els joves de l'any tendeixen a ocupar gairebé exclusivament les zones de litoral amb poca fondària plenament accessibles amb la pesca elèctrica, de manera que el fet d'alliberar més electricitat durant més unitats de temps en la mateixa àrea no faria augmentar gaire més les captures en aquella àrea. En canvi, les perques de més d'un any de vida colonitzen un rang batimètric superior, part del qual queda clarament fora de l'abast de la pesca elèctrica i, en qualsevol cas, en un moment donat llur captura és més improbable com més avall es troben. Això implica que per a capturar un peix d'edat superior a un any de vida sembla donar-se una certa tendència a que calgui aplicar-hi més unitats d'esforç (segons de pesca elèctrica efectiva) com més lluny de la superfície es trobi en el moment concret d'efectuar la pesca, altrament si l'"enrampada" no fos prou llarga, no arribarien a veure's prou afectats per l'electricitat, és a dir, a patir la suficient electrotaxi i posterior electronarcosi per a ésser capturats. Seria per aquest motiu que s'explicaria un millor comportament de l'estimador \hat{q}_i , que es basa exclusivament en la proporcionalitat entre les captures i la quantitat d'esforç aplicada.

En qualsevol cas, a la vista dels resultats, el desajustament entre \hat{q}_i i \hat{q}'_i sembla prou petit com per a avalar que la tècnica de pesca implementada i aplicada, amb tot el desplegament operatiu posat en pràctica, ho ha estat amb una intensitat de pesca real molt uniforme al llarg de totes les campanyes de mostreig, tal com es pretenia de bon antuvi.

Cohort	Data	Edat	\bar{L}_i (mm)	\hat{q}_i			\hat{q}'_i			\hat{q}''_i		
				$(s^{-1}) \cdot 10^{-6}$	$S(\hat{q}_i)$	Int.conf. 95%	$(m^{-1}) \cdot 10^{-6}$	$S(\hat{q}'_i)$	Int.conf. 95%	$(m \cdot s)^{-0.5} \cdot 10^{-6}$	$S(\hat{q}''_i)$	Int.conf. 95%
1998	Jul- 98	0,17	81,2	0,543	-	-	2,747	-	-	1,222	-	-
1998	Set-98	0,29	93,1	1,921	-	-	13,173	-	-	5,031	-	-
1998	Nov- 98	0,46	95,4	2,757	0,074	0,145	20,227	0,542	1,063	7,468	0,200	0,392
1998	Feb-99	0,71	96,0	1,761	0,070	0,136	12,096	0,478	0,937	4,615	0,182	0,357
1998	Jun-99	1,06	136,9	5,648	0,219	0,429	43,061	1,671	3,275	15,595	0,605	1,186
1998	Jul-99	1,17	164,6	5,161	-	-	28,720	-	-	12,175	-	-
1997	Jul-97	0,17	89,1	1,075	0,064	0,126	2,262	0,135	0,265	4,759	0,284	0,557
1997	Set-97	0,33	102,6	3,581	0,055	0,107	8,908	0,136	0,267	22,159	0,339	0,665
1997	Nov-97	0,50	107,2	4,538	0,062	0,121	11,079	0,150	0,295	27,046	0,367	0,720
1997	Feb-98	0,73	106,0	3,430	0,070	0,138	9,262	0,190	0,373	25,007	0,514	1,007
1997	Abr-98	0,88	112,4	4,227	0,124	0,242	11,142	0,326	0,639	29,368	0,860	1,685
1997	Jun-98	1,06	139,0	6,411	0,246	0,482	15,814	0,607	1,190	39,008	1,498	2,935
1997	Jul- 98	1,17	172,3	4,606	0,590	1,157	10,355	1,327	2,601	23,279	2,984	5,848
1997	Set-98	1,29	181,0	3,665	0,504	0,987	9,596	1,319	2,585	25,129	3,454	6,769
1997	Nov-98	1,46	180,0	5,435	0,241	0,473	14,722	0,654	1,282	39,878	1,771	3,472
1997	Feb-99	1,71	181,5	2,087	0,199	0,390	5,469	0,521	1,021	14,333	1,366	2,677
1997	Jun-99	2,06	217,7	4,174	0,420	0,822	11,526	1,159	2,271	31,825	3,199	6,271
1997	Jul-99	2,17	243,2	3,758	1,011	1,981	8,866	2,384	4,673	20,915	5,625	11,025
1996	Jul-97	1,17	184,3	5,574	0,269	0,527	11,728	0,566	1,109	24,677	1,190	2,333
1996	Set-97	1,33	194,6	4,376	0,155	0,304	10,885	0,385	0,756	27,078	0,959	1,879
1996	Nov-97	1,50	195,7	5,479	0,203	0,398	13,376	0,496	0,972	32,654	1,211	2,373
1996	Feb-98	1,73	197,4	3,732	0,166	0,324	10,076	0,447	0,876	27,206	1,207	2,365
1996	Abr-98	1,88	202,8	4,183	0,298	0,585	11,027	0,786	1,541	29,065	2,072	4,062
1996	Jun-98	2,06	218,0	5,929	0,460	0,901	14,625	1,134	2,223	36,074	2,798	5,484
1996	Jul- 98	2,17	241,3	3,293	0,485	0,951	7,404	1,090	2,137	16,644	2,451	4,805
1996	Set-98	2,29	252,6	1,011	0,160	0,313	2,648	0,418	0,820	6,935	1,095	2,147
1996	Nov-98	2,46	248,9	4,492	0,447	0,877	12,168	1,212	2,375	32,960	3,282	6,433
1996	Feb-99	2,71	257,7	1,693	0,407	0,798	4,436	1,067	2,091	11,626	2,796	5,479
1996 *	Jun-99	3,06	303,9	3,853	0,945	1,851	10,638	2,608	5,112	29,375	7,202	14,116
1996 *	Jul-99	3,17	311,9	3,725	1,151	2,256	8,787	2,716	5,323	20,729	6,406	12,556
1995 *	Jul-97	2,17	278,1	6,419	0,453	0,888	13,507	0,953	1,868	28,418	2,005	3,930
1995 *	Set-97	2,33	296,6	4,364	0,233	0,456	10,857	0,579	1,134	27,009	1,439	2,821
1995 *	Nov-97	2,50	309,4	7,150	0,353	0,692	17,455	0,862	1,690	42,612	2,104	4,125
1995 *	Feb-98	2,73	320,7	4,629	0,343	0,672	12,498	0,926	1,816	33,744	2,501	4,903
1995 *	Abr-98	2,88	315,3	5,557	0,568	1,114	14,648	1,498	2,935	38,610	3,948	7,737
1995 *	Jun-98	3,06	331,1	5,675	0,953	1,867	13,997	2,350	4,605	34,525	5,795	11,359
1995 *	Jul- 98	3,17	355,5	5,021	0,292	0,572	11,287	0,657	1,287	25,376	1,476	2,893
1995 *	Set-98	3,29	403,3	1,451	0,098	0,192	3,799	0,256	0,503	9,949	0,672	1,316
1995 *	Nov-98	3,46	373,0	3,158	0,820	1,608	8,555	2,222	4,355	23,173	6,018	11,795
1995 *	Feb-99	3,71	399,4	4,955	0,511	1,001	12,987	1,339	2,624	34,035	3,509	6,877

Taula III.3.9 Capturabilitats estimades per ocasió i grup d'edat. En negre: capturabilitats estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes amb el mètode de Jolly-Seber (vegeu la taula III.3.8). En gris: capturabilitats estimades a partir de les grandàries poblacionals predites mitjançant l'ajustament d'un model de supervivència estacional (vegeu la taula III.3.15 i la figura III.3.27), per a moments per als quals no es disposa d'estimacions de grandària poblacional obtingudes amb el mètode de Jolly-Seber. * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

Cohort	Data	Edat	\bar{L}_i (mm)	\hat{q}_i (s ⁻¹)·10 ⁻⁶	$S(\hat{q}_i)$	Int.conf. 95%	\hat{q}'_i (m ⁻¹)·10 ⁻⁶	$S(\hat{q}'_i)$	Int.conf. 95%
1998	Nov-98	0,46	95,4	3,006	0,427	0,836	22,058	3,130	6,134
1998	Feb-99	0,71	96,0	3,399	0,432	0,846	23,349	2,966	5,814
1998	Jun-99	1,06	136,9	6,476	0,664	1,301	49,377	5,061	9,919
1997	Jul-97	0,17	89,1	1,393	1,363	2,671	1,393	1,363	2,671
1997	Set-97	0,33	102,6	3,675	0,405	0,794	3,675	0,405	0,794
1997	Nov-97	0,50	107,2	6,859	0,799	1,567	6,859	0,799	1,567
1997	Feb-98	0,73	106,0	4,354	0,435	0,852	4,354	0,435	0,852
1997	Abr-98	0,88	112,4	2,739	0,655	1,283	2,739	0,655	1,283
1997	Jun-98	1,06	139,0	6,032	0,730	1,430	6,032	0,730	1,430
1997	Nov-98	1,46	180,0	3,519	0,810	1,588	3,519	0,810	1,588
1997	Feb-99	1,71	181,5	2,947	1,006	1,972	2,947	1,006	1,972
1997	Jun-99	2,06	217,7	7,650	1,820	3,568	7,650	1,820	3,568
1996	Jul-97	1,17	184,3	14,193	4,002	7,843	14,193	4,002	7,843
1996	Set-97	1,33	194,6	6,851	0,970	1,900	6,851	0,970	1,900
1996	Nov-97	1,50	195,7	7,137	1,616	3,167	7,137	1,616	3,167
1996	Feb-98	1,73	197,4	5,028	1,397	2,738	5,028	1,397	2,738
1996	Abr-98	1,88	202,8	6,156	1,923	3,769	6,156	1,923	3,769
1996	Jun-98	2,06	218,0	4,125	1,655	3,245	4,125	1,655	3,245
1996	Nov-98	2,46	248,9	3,478	1,793	3,515	3,478	1,793	3,515
1996	Feb-99	2,71	257,7	7,185	2,702	5,297	7,185	2,702	5,297
1996 *	Jun-99	3,06	303,9	7,201	3,909	7,662	7,201	3,909	7,662
1995 *	Jul-97	2,17	278,1	12,322	5,586	10,948	12,322	5,586	10,948
1995 *	Set-97	2,33	296,6	4,038	1,459	2,859	4,038	1,459	2,859
1995 *	Nov-97	2,50	309,4	6,061	2,292	4,493	6,061	2,292	4,493
1995 *	Feb-98	2,73	320,7	5,049	1,882	3,689	5,049	1,882	3,689
1995 *	Abr-98	2,88	315,3	15,080	3,021	5,922	15,080	3,021	5,922
1995 *	Jun-98	3,06	331,1	6,139	2,598	5,092	6,139	2,598	5,092
1995 *	Nov-98	3,46	373,0	4,489	3,859	7,564	4,489	3,859	7,564
1995 *	Feb-99	3,71	399,4	9,879	2,466	4,833	9,879	2,466	4,833

Taula III.3.10 Capturabilitats estimades per ocasió i grup d'edat, estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen (vegeu la taula III.3.1). * Grups d'edat que inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

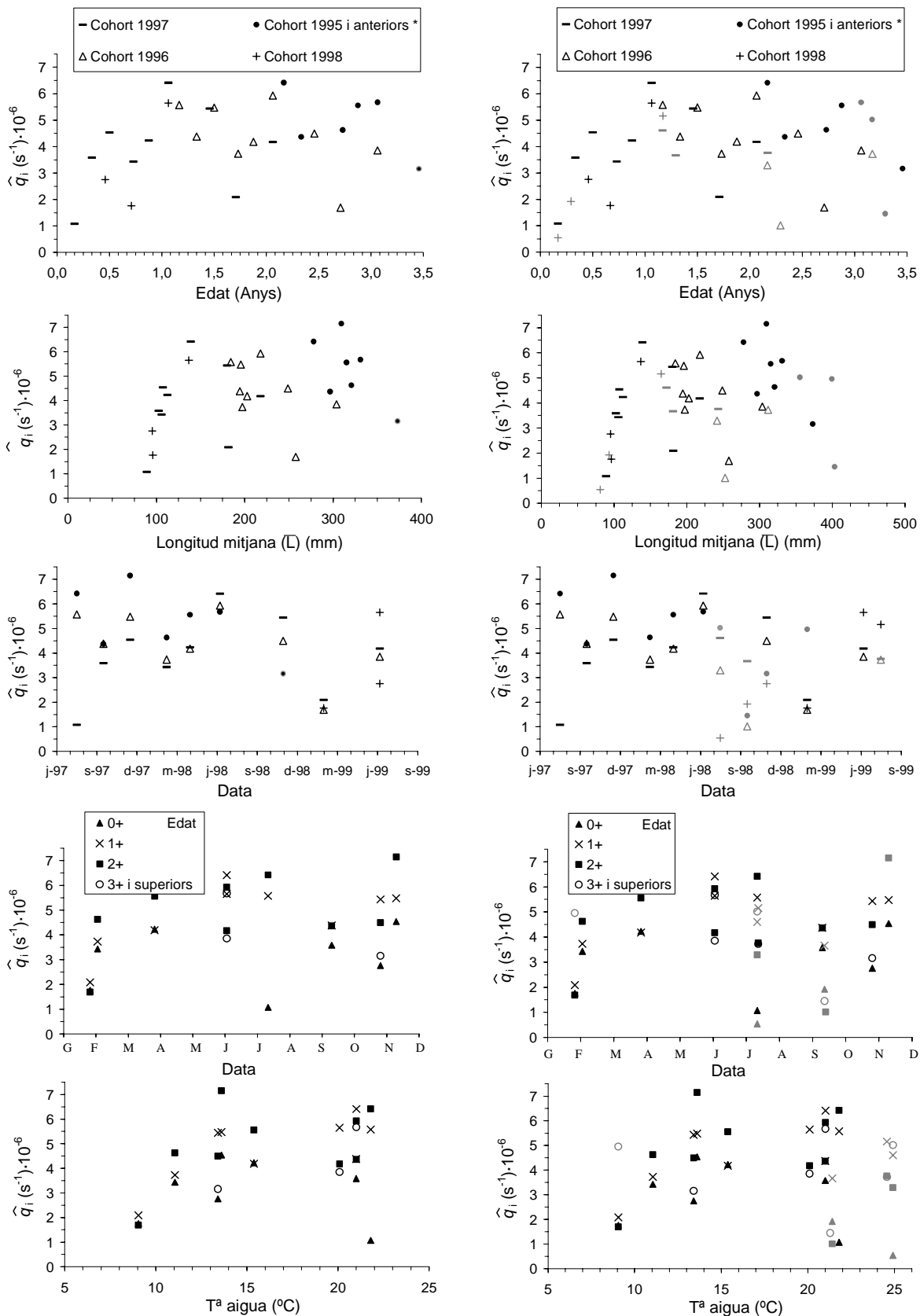


Figura III.3.18 Capturabilitats estimades ($\hat{q}_i = \hat{p}_i / E_i$) per grup d'edat i data. Esquerra: només capturabilitats estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) (vegeu la taula III.3.9). Dreta: s'hi han afegit, en gris, les capturabilitats estimades a partir de les grandàries poblacionals predites mitjançant l'ajustament d'un model de supervivència estacional (vegeu la taula III.3.9).

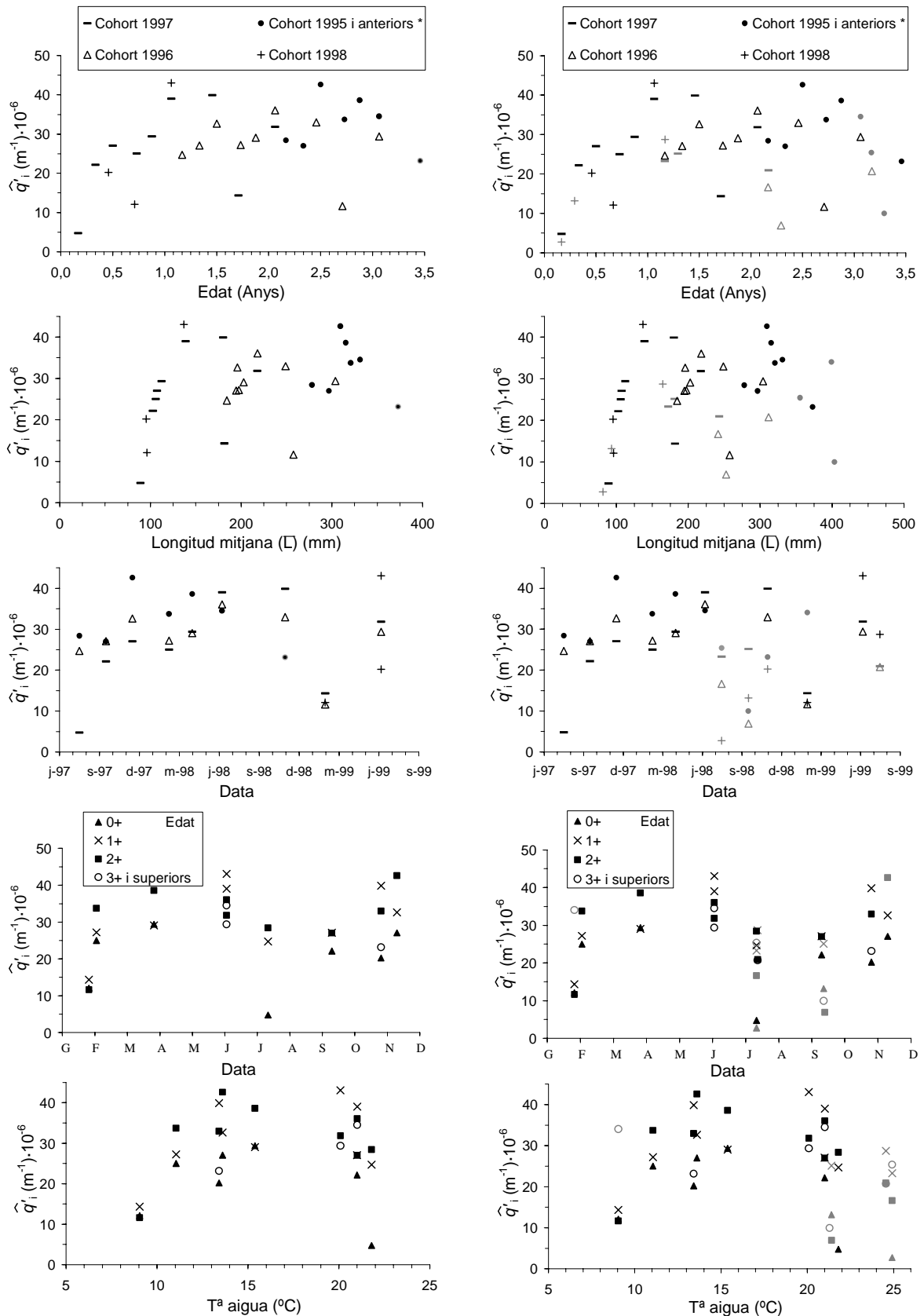


Figura III.3.19 Capturabilitats estimades ($\hat{q}'_i = \hat{p}_i / A_i$) per grup d'edat i data. Esquerra: només capturabilitats estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) (vegeu la taula III.3.9). Dreta: s'hi han afegit, en gris, les capturabilitats estimades a partir de les grandàries poblacionals predites mitjançant l'ajustament d'un model de supervivència estacional (vegeu la taula III.3.9).

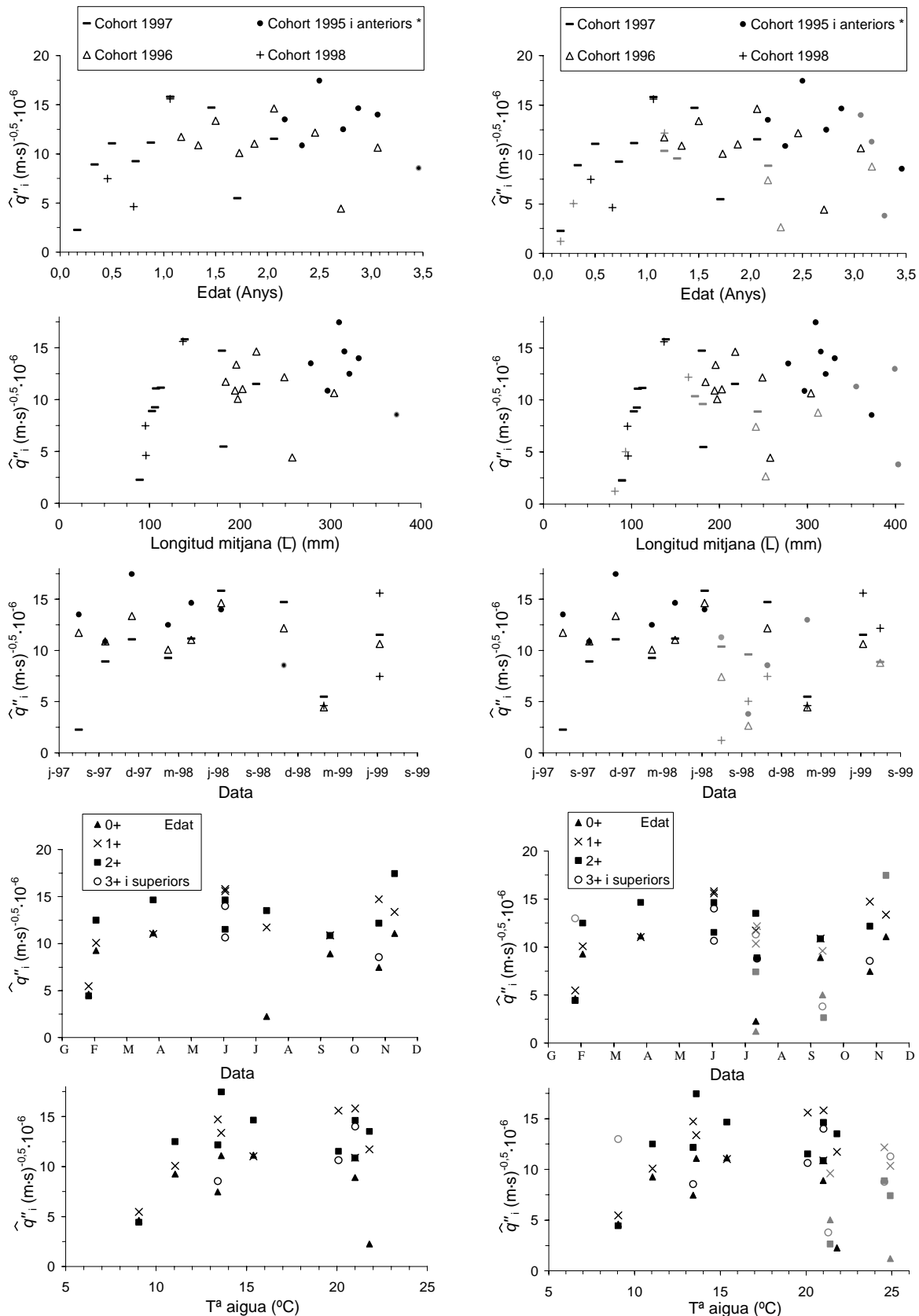


Figura III.3.20 Capturabilitats estimades ($\hat{q}''_i = \hat{p}_i / (E_i \cdot A_i)^{1/2}$) per grup d'edat i data. Esquerra: només capturabilitats estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) (vegeu la taula III.3.9). Dreta: s'hi han afegit, en gris, les capturabilitats estimades a partir de les grandàries poblacionals predites mitjançant l'ajustament d'un model de supervivència estacional (vegeu la taula III.3.9).

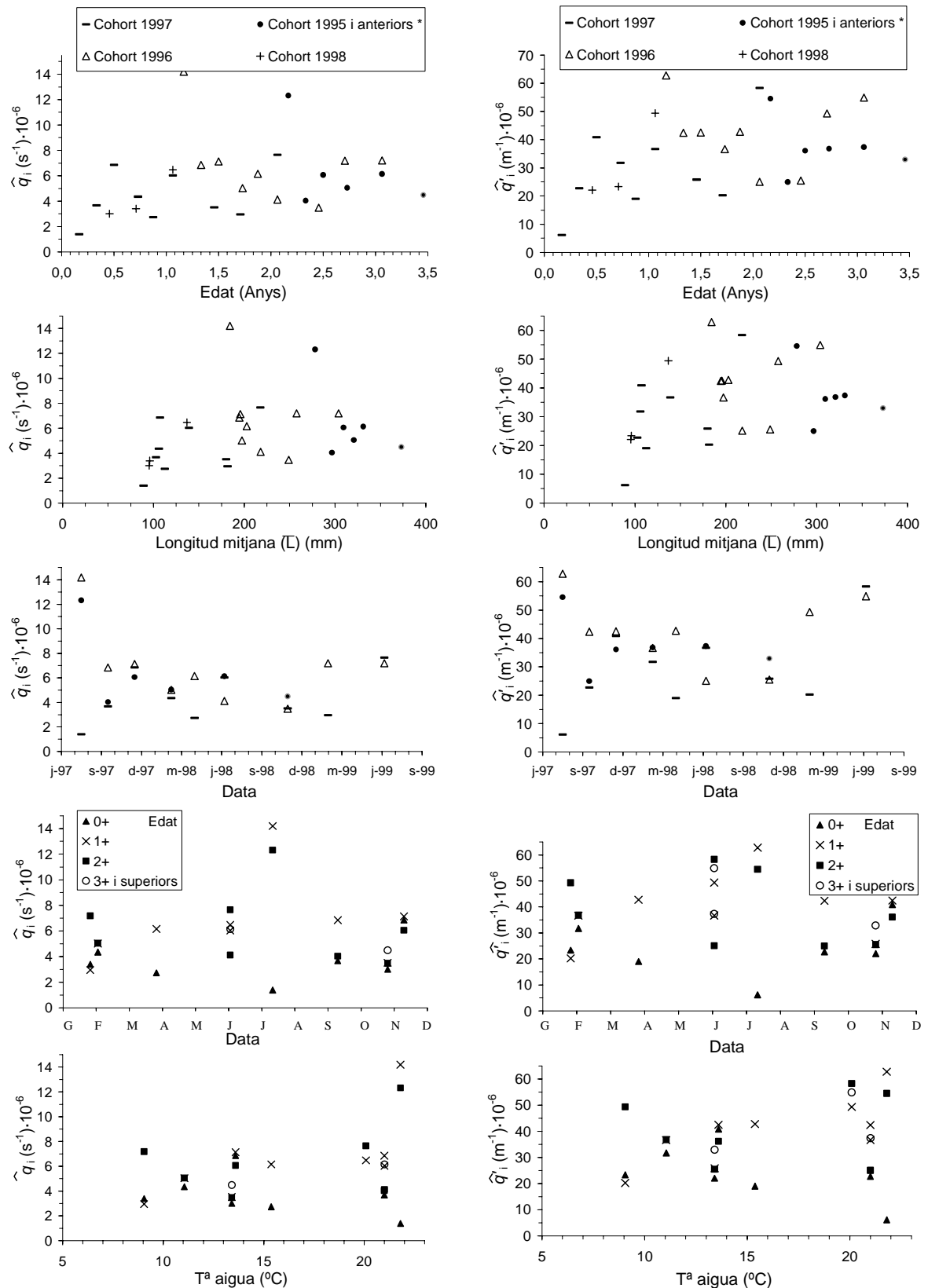


Figura III.3.21 Capturabilitats estimades (esquerra: $\hat{q}_i = \hat{p}_i / E_i$; dreta: $\hat{q}'_i = \hat{p}_i / A_i$) per grup d'edat i data, a partir de les estimacions de la grandària poblacional amb el mètode de Lincoln-Petersen (vegeu la taula III.3.10).

Dades de base									
Model	Capturabilitat	Origen	q_{max}	C_q	t_{Sq}	r_m	L_C	n	R^2
I	q_i	Només	4,7083	0,198	0,620	0,193	95,81	28	0,5282
		Jolly-Seber*	(0,247)	(0,074)	(0,055)	(0,108)	(3,01)		
	q'_i	Totes ⁺	4,354	0,089	0,446	0,200	94,39	40	0,3745
			(0,255)	(0,081)	(0,136)	(0,146)	(3,34)		
	q''_i	Només	28,137	-0,096	1,006	-1,653	1265,64	28	0,0465
		Jolly-Seber*	(0,166)	(1,891)	(0,091)	(<0,001)	(<0,001)		
q''_i	Totes ⁺	26,127	-0,152	0,751	-1,391	1310,09	40	0,0666	
		(1,739)	(0,095)	(0,093)	(<0,001)	(<0,001)			
II	q_i	Només	4,621	0,186	0,432	0,183	95,76	28	0,5214
		Jolly-Seber*	(0,254)	(0,072)	(0,032)	(0,113)	(3,13)		
	q'_i	Totes ⁺	4,459	0,248	0,446	0,185	94,66	40	0,5524
			(0,212)	(0,063)	(0,020)	(0,112)	(2,91)		
	q''_i	Només	27,633	0,257	0,396	-1,170	1190,50	28	0,3059
		Jolly-Seber*	(1,633)	(0,084)	(0,026)	(<0,001)	(<0,001)		
q''_i	Totes ⁺	28,674	0,266	0,414	0,183	94,196	40	0,6037	
		(1,260)	(0,056)	(0,018)	(0,106)	(2,778)			
q''_i	Només	11,734	0,198	0,416	0,180	95,593	28	0,6039	
	Jolly-Seber*	(0,557)	(0,062)	(0,026)	(0,098)	(2,763)			
q''_i	Totes ⁺	11,278	0,252	0,429	0,186	94,419	40	0,5941	
		(0,496)	(0,057)	(0,019)	(0,106)	(2,710)			

Taula III.3.11 Ajustament dels models I i II per a la capturabilitat (vegeu el capítol II.5.4). Entre parèntesis: errors típics dels paràmetres estimats. * Només capturabilitats estimades a partir de les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes amb el mètode de Jolly-Seber (vegeu la taula III.3.8). ⁺ Les anteriors juntament amb les capturabilitats estimades a partir de les grandàries poblacionals predites mitjançant l'ajustament d'un model de supervivència estacional (vegeu la taula III.3.15 i la figura III.3.27), per a moments per als quals no es disposa d'estimacions de grandària poblacional obtingudes amb el mètode de Jolly-Seber. En negreta: resultats representats a les figures III.3.21, III.3.22 i III.3.23.

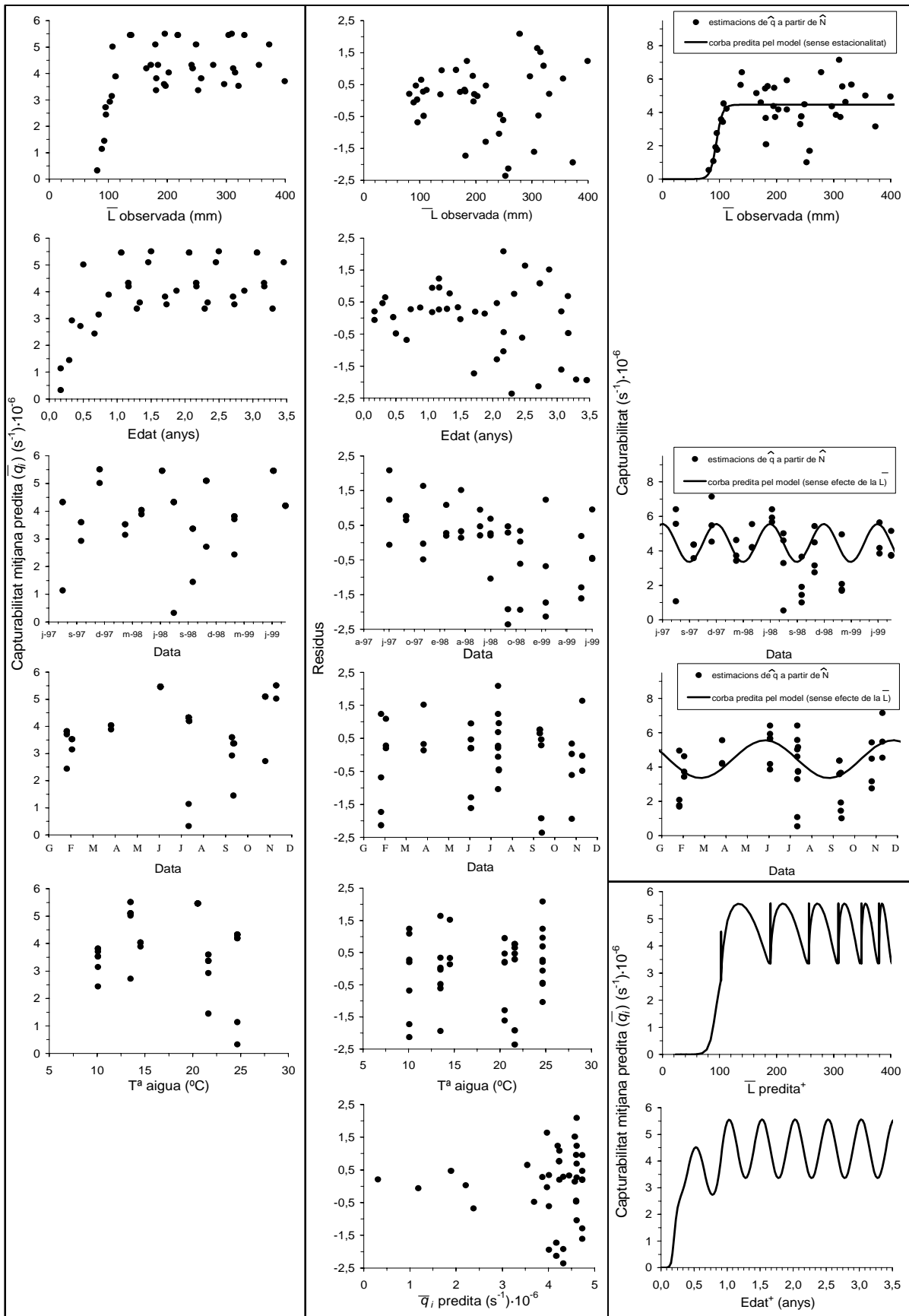


Figura III.3.22 Ajustament del model II (vegeu la taula III.3.11) a les capturabilitats estimades per grup d'edat i data ($\hat{q}_i = \hat{p}_i / E_i$). Quadre inferior dret: perfil bidimensional de la capturabilitat predita al llarg de la corba de creixement predita, al seu torn, pel model de creixement amb estacionalitat de Pauly (model 17; taula III.2.10).

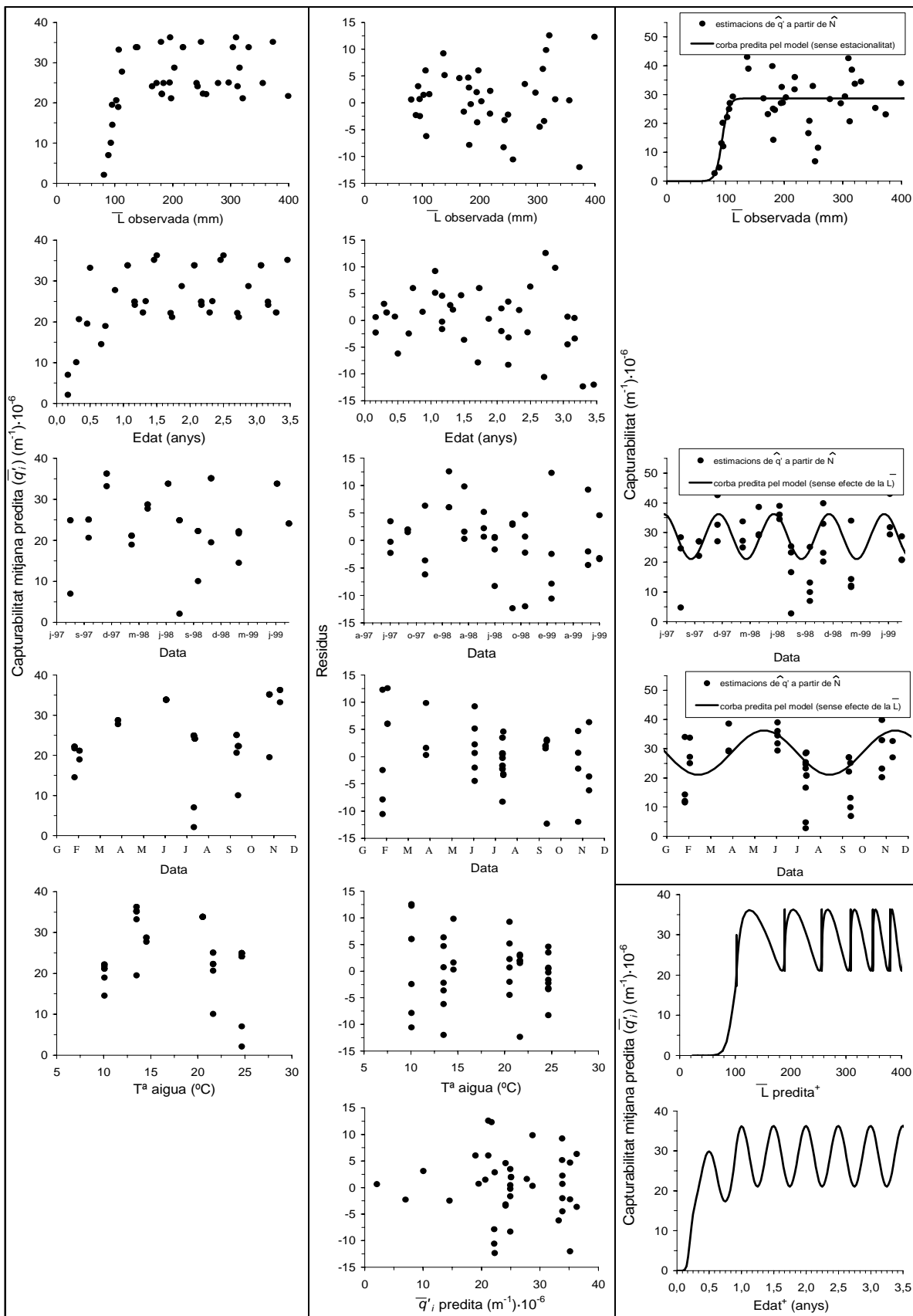


Figura III.3.23 Ajustament del model II (vegeu la taula III.3.11) a les capturabilitats estimades per grup d'edat i data ($\hat{q}_i = \hat{p}_i / A_i$). Quadre inferior dret: perfil bidimensional de la capturabilitat predita al llarg de la corba de creixement predita, al seu torn, pel model de creixement amb estacionalitat de Pauly (model 17; taula III.2.10).

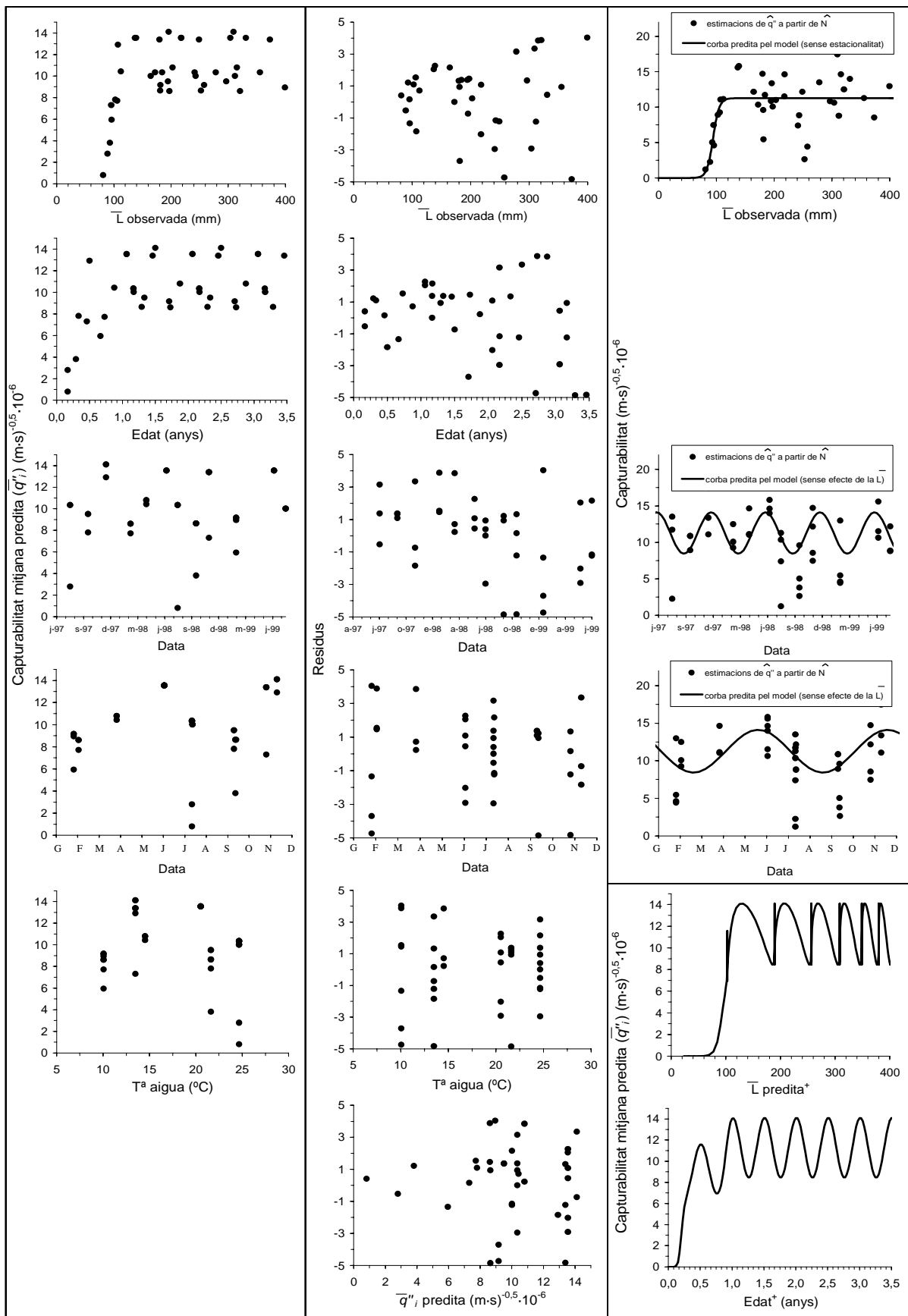


Figura III.3.24 Ajustament del model II (vegeu la taula III.3.11) a les capturabilitats estimades per grup d'edat i data ($\hat{q}''_i = \hat{p}_i / (E_i \cdot A_i)^{1/2}$). Quadre inferior dret: perfil bidimensional de la capturabilitat predita al llarg de la corba de creixement predita, al seu torn, pel model de creixement amb estacionalitat de Pauly (model 17; taula III.2.10).

Cohort	Data	Edat	\bar{L}_i (mm)	\bar{q}_i (s ⁻¹)·10 ⁻⁶	\hat{N}_i	\bar{q}'_i (m ⁻¹)·10 ⁻⁶	\hat{N}_i	\bar{q}''_i (m·s) ^{-0.5} ·10 ⁻⁶	\hat{N}_i
1999	Jun-99	0,06	48,9	0,001	194598	0,009	198945	0,003	216641
1999	Jul-99	0,17	79,1	0,226	43658	1,455	37809	0,556	41967
1999	Nov-99	0,48	106,9	4,832	5301	32,854	6374	12,619	5804
1998	Nov-99	1,48	176,8	5,328	3960	36,041	4786	13,844	4358
1997	Nov-99	2,48	244,3	5,328	871	36,041	1052	13,844	958
1996 *	Nov-99	3,48	348,6	5,328	177	36,041	214	13,844	194

Taula III.3.12 Capturabilitats mitjanes predites (\bar{q}_i , \bar{q}'_i i \bar{q}''_i) per ocasió i grup d'edat (per als quals no es disposa d'estimacions directes de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura), i estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) derivades d'aquestes (vegeu el capítol II.5.4). * Grup d'edat que inclou la cohort assenyalada més totes les anteriors.

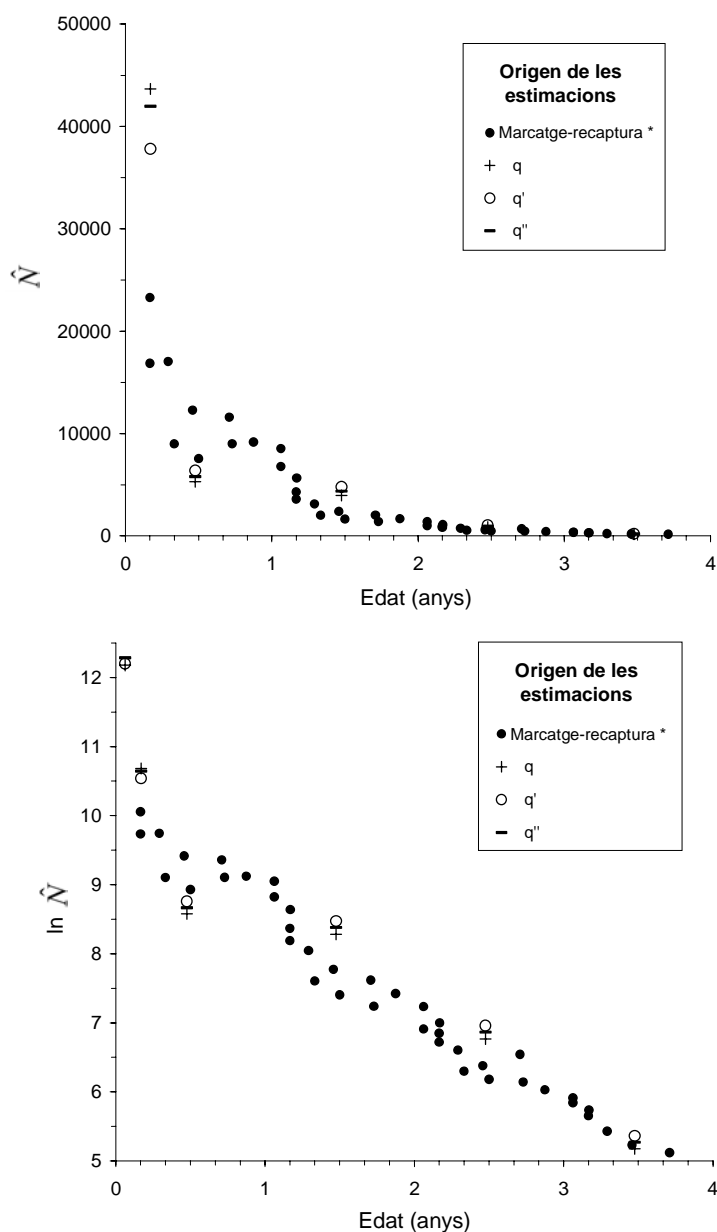


Figura III.3.25 Comparació de les grandàries poblacionals estimades a partir de les capturabilitats predites (taula III.3.12), amb les estimacions corregides (*) de la grandària poblacional provinents de l'aplicació del model de Jolly-Seber a les dades del marcatge-recaptura (taula III.3.8).

III.3.3 Estimació dels paràmetres dels models continus de supervivència

Ajustament dels models de supervivència a les estimacions de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura

El model exponencial, de supervivència constant, s'ha ajustat separatament a tres grups de dades: a les estimacions de la grandària poblacional de la perca americana obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen (taula III.3.13), a les obtingudes amb el model de Jolly-Seber sense corregir (taula III.3.14) i, finalment, a les obtingudes amb el mateix model però corregides (taula III.3.15). A més a més, s'han efectuat amb cada grup d'estimacions tres ajustaments diferents, el primer prenent com a dades de base les estimacions disponibles per a tots els grups d'edat per data, el segon restringint-lo a les estimacions pels grups d'edat entre 0,5 i 2,5 anys, i el darrer amb només les estimacions disponibles per a les campanyes de novembre, fos quin fos l'any.

El fet d'eliminar, en el segon ajustament presentat a cada una de les taules III.3.13 a III.3.15, les estimacions de la grandària poblacional dels grups d'edat extrems respon a un doble motiu. Pel que fa als grups de menys de 0,5 anys d'edat mitjana, són, com s'ha vist anteriorment, els grups per als quals les estimacions de N_i poden haver resultat més esbiaixades, especialment pel que fa al problema de la pèrdua de marques (biaix que pot no ésser menystenible encara que finalment s'hagi intentat corregir), i, alhora, els que presenten una menor precisió com a conseqüència de la molt menor probabilitat de captura. La seva inclusió a l'ajustament del model exponencial, doncs, pot hipotèticament produir biaixos en l'estimació dels paràmetres d'aquest model. Per la seva banda, si bé les estimacions de N_i dels grups als quals s'ha assignat una edat superior als 3 anys presenten probablement un biaix molt menor, si és que el presenten, i alhora una precisió molt major (vegeu les taules III.3.1, III.3.4 i III.3.8), cal tenir present que en realitat representen una conjunció de cohorts que van des de l'edat assignada fins a la longevitat màxima, com s'ha anat repetint al llarg de bona part del treball en tota mena d'anàlisis. Això implica, gràficament, que els punts per a aquests grups en la figura III.3.26 es troben desplaçats artificialment cap amunt, i que, per tant, en cas de no eliminar-se de la regressió es produiria una subestimació del pendent, és a dir, de Z , la taxa instantània de mortalitat. Efectivament, un cop efectuat aquest segon ajustament eliminant part de les estimacions incloses en les dades de base s'observa com aquesta subestimació probablement s'havia produït, ja que la regressió sobre les dades reduïdes porta a estimacions de Z més altes.

Pel que fa al tercer ajustament amb el model exponencial també presentat a cadascuna de les taules III.3.13 a III.3.15, la utilització de només estimacions de N_i per a una data concreta de l'any respon, d'entrada, a un intent d'eliminar les manifestes oscil·lacions estacionals en les dades de base de la regressió que de tota manera el model ajustat no pot descriure. A més a més, també es pretenia contrastar els resultats dels ajustaments anteriors amb més dades amb els d'aquest tercer ajustament, ja que sovint es disposa de dades d'aquest tipus, fruit de

seguiments de poblacions realitzats amb mostrejors periòdics fets sempre en la mateixa època de l'any. Fetes aquestes terceres regressions amb moltes menys dades, però, no s'observen grans diferències entre les estimacions de Z obtingudes respecte de les obtingudes amb les altres regressions, tot i que sempre presenten els valors més baixos en cada taula.

En conjunt, les estimacions de Z obtingudes amb el model exponencial de supervivència constant no difereixen gaire, siguin quines siguin les dades sobre les quals s'ha ajustat, i encara menys si es tenen en compte els errors típics associats a aquestes estimacions. No sembla, doncs, que el mètode amb el qual s'han estimat prèviament les N_i hagi afectat gaire les estimacions finals de la taxa instantània de mortalitat, tot i que, degut a la major dispersió de les estimacions derivades del mètode de Lincoln-Petersen, l'ajustament sobre aquestes presenta valors inferiors per a l'índex de determinació (r^2). Ni tan sols s'observa un clara diferència entre els resultats per a Z en funció de si s'han utilitzat les dades corregides o sense corregir del model de Jolly-Seber, ja que probablement el diferencial entre edats del biaix produït per la pèrdua de marques és insuficient per a què es traslladi en grans biaixos en Z . En qualsevol cas, la Z derivada de les estimacions de N_i corregides (taula III.3.15) és lleugerament inferior a la derivada de les mateixes estimacions sense corregir (taula III.3.14), i, alhora, la primera s'acosta més a l'estimació per a aquest paràmetre obtinguda sobre N_i provinents del Lincoln-Petersen (taula III.3.15), fet que indicaria de nou un cert encert en haver corregit les estimacions amb el model de Jolly-Seber.

L'altre paràmetre implicat en el model exponencial, N_0 , estimat indirectament a través de l'ordenada a l'origen de les regressions lineals amb el model 9 ($\ln N_0$) sí que mostra, en canvi, notables diferències en les seves estimacions en funció de les dades utilitzades. Això s'observa clarament en la figura III.3.26, on es fa ben evident un cert distanciament entre les rectes ajustades malgrat que es mostren en bona mesura paral·leles. Tanmateix, les estimacions d'aquest paràmetre provinents de les N_i sense corregir del model de Jolly-Seber han d'ésser descartades perquè presenten un biaix positiu molt marcat fruit de la pèrdua de marques. Per la seva banda, les estimacions N_i provinents de l'aplicació intracampanya del mètode de Lincoln-Petersen poden haver estat sotmeses a molt d'error, com ja s'ha explicat en el seu moment, i, per tant, tampoc és recomanable entrar en la valoració de les estimacions corresponents del paràmetre N_0 . Per exclusió, doncs, les estimacions més fiables per a aquest paràmetre obtingudes amb l'ajustament del model exponencial (model 9) haurien d'ésser les de la taula III.3.15.

De tota manera, el valor descriptiu d'aquest paràmetre (N_0), en relació a una hipotètica aproximació al reclutament en l'edat 0, és realment molt discutible, ja que, d'entrada, petites variacions en el pendent (Z) poden provocar grans variacions en el valor absolut de N_0 . A més a més, difícilment és assumible que la supervivència dels primers estadis de vida d'una cohort mitjana es puguin descriure adequadament amb el mateix model, o si més no amb els mateixos paràmetres, que per a les fases següents. Amb tot, com es pot veure als gràfics, el model sembla ajustar-se prou bé en edats ben primerenques a les dades (les edats més baixes

incloses en les primeres regressions estan al voltant dels 0,2 anys) i, per tant, si més no per a aquestes edats la grandària poblacional predita (\bar{N}_t) sí que podria esdevenir un bon estimador del reclutament mig a principis de tardor per al període d'estudi, tot i que també podria ésser-ho la simple mitjana de les estimacions N_i disponibles per a aquestes dates (vegeu, per exemple, la taula III.3.8).

Pel que fa als models amb supervivència variable respecte de l'edat, d'entrada s'ha ajustat via regressió no lineal el model 6 (vegeu la taula II.5.9) als tres grups d'estimacions de N_i comentats fins ara (taules III.3.13 a III.3.15, figura III.3.27), en tots els quals s'observen evidents oscil·lacions estacionals. Aquests ajustaments també s'han realitzat, com en el cas de les regressions lineals amb el model 9, sobre les N_i transformades logarítmicament, ja que d'aquesta manera les solucions convergien més fàcilment cap a una única solució. En aquest cas, però, no s'han eliminat casos de les regressions per a no reduir excessivament el nombre d'ones presents. L'ajustament del model 6 ha reportat en tots els casos coeficients de determinació majors que el model exponencial (model 9), i també menors valors per a l' AIC_C , excepte per a les regressions sobre les dades derivades del mètode de Lincoln-Petersen, probablement com a conseqüència de la imprecisió de les seves estimacions.

La posició relativa de les oscil·lacions predites en el calendari anual coincideix plenament, tal com queda reflectit en quasi idèntiques estimacions del paràmetre de fase t_{SZ} per a tots els ajustaments del model 6, amb màximes mortalitats estivals i mínimes hivernals. No coincideixen tant, en canvi, els valors estimats per al paràmetre C_Z , que marca l'amplitud de les oscil·lacions, tot i que, novament, la imprecisió de les estimacions provinents del model de Lincoln-Petersen obtingudes en aquest treball pot tenir força relació amb això. Segons els resultats de les regressions fetes amb el model 6 a les estimacions de N_i derivades del model de Jolly-Seber, més precises i en principi més fiables, l'amplitud de les oscil·lacions estacionals de la supervivència és màxima, és a dir, s'aproxima durant el pic de l'hivern a una mortalitat zero, malgrat que, evidentment, no és versemblant que aquesta mortalitat zero es doni en cap moment i encara menys que es perllongui. De l'ajustament del model 6 de supervivència es pot destacar també el fet que les estimacions de Z , corresponents a la Z central invariable sobre la qual es produeixen les oscil·lacions, són molt similars a les estimacions per al mateix paràmetre del model exponencial simple. Això indicaria clarament que les oscil·lacions estacionals se sobreposen al perfil de supervivència interanual sense afectar-lo. Per altra banda, les estimacions de N_0 pel model 6 augmenten en relació a les estimacions per al mateix paràmetre obtingudes en les regressions amb el model 9, fruit precisament de la menor supervivència estival predita. Com abans, però, és força discutible la fiabilitat d'aquestes estimacions de N_0 .

Continuant amb la descripció de la variabilitat estacional de la supervivència, també s'han ajustat els models 8, 4, 12 i 16 (vegeu la taula II.5.9) a les estimacions corregides de N_i obtingudes amb el model de Jolly-Seber (taula III.3.15, figura III.3.28). Novament, aquests ajustaments s'han realitzat sobre totes les N_i disponibles (sense eliminar casos) transformades

logarítmicament, pel mateix motiu que en el model 6. El model 8, tot i que no incorpora variacions estacionals, s'ha ajustat perquè preveu el decreixement exponencial de la taxa instantània de mortalitat en relació al temps (Z_t) i és la base dels altres tres models (4,12 i 16) ajustats.

Precisament, en relació al model 8, tot i que el coeficient de determinació del seu ajustament és lleugerament superior al del model 9, l'aplicació del AIC_C mostra que no es justifica la complicació d'aquest segon model amb la introducció de més paràmetres. És a dir, l'ajustament del model 8 permet descriure una certa variació temporal de la taxa instantània de mortalitat, però les dades disponibles no justifiquen l'acceptació dels paràmetres que defineixen aquesta variació en relació al model més senzill amb Z constant. Per altra banda, cal admetre que l'"apilonament" de cohorts en els grups d'edat més grans, i la consegüent alça relativa ja esmentada anteriorment de les N_i estimades corresponents a aquests grups, pot, com a mínim, produir un biaix positiu en l'estimació del paràmetre λ_Z a partir d'aquestes dades. La forma més adequada d'ajustar aquest model seria amb dades separades per a tots els grups d'edat realment presents en la població, és a dir, en aquest cas uns deu si es separés per cohorts. Això es provarà més endavant a partir de les dades de freqüències de longitud.

Aquests problemes esmentats amb el model 8 són traslladables als altres models aquí ajustats que se'n deriven (4,12 i 16). Per això, el fet que, en relació al model 6, en l'ajustament d'aquests tres models tant la R^2 sigui més gran com l' AIC_C més petit no s'ha d'interpretar necessàriament com l'obtenció d'uns millors i més fiables resultats. Aquests tres models són evidentment molt més versàtils en la seva capacitat per descriure la realitat d'unes dades observades, però si aquestes darreres presenten algun tipus de biaix o asimetria (convé tenir present que en aquests ajustaments són estimacions), com pot ser el cas, aquesta major versatilitat pot servir tan sols per a descriure un perfil més o menys esbiaixat respecte del veritable perfil que resta desconegut. Tanmateix, tot i els dubtes, aquesta és l'única evidència de què es disposa en els resultats d'aquest treball que es produeixi un cert esmorteïment en les oscil·lacions estacionals de Z_t . Per altra banda, més endavant es confirmarà amb millors evidències que Z_t decreix exponencialment amb l'edat, per tant, és de suposar que, efectivament, també ho deu fer l'amplitud de les seves oscil·lacions estacionals. Justament, el model de la taula que presenta el millor ajustament d'acord amb l' AIC_C , preveu aquest esmorteïment però amb la màxima amplitud versemblant de les ones estacionals de la taxa de mortalitat instantània, és a dir, consistentment amb el que ja s'observa amb el model 6, amb un únic instant hivernal amb mortalitat zero.

Finalment, per tal d'avaluar possibles divergències interanuals o entre cohorts de les oscil·lacions estacionals de la taxa instantània de mortalitat (Z_t), s'ha ajustat el model 6 de supervivència a les \hat{N}_i corregides derivades del model de Jolly-Seber, separadament per a les cohorts de 1995, de 1996 i de 1997 (taula III.3.16, figura III.3.29). Com es pot veure tant en els valors estimats per als paràmetres del model com en les representacions gràfiques de Z_t (figura III.3.30), les oscil·lacions són molt coincidents tant en la seva amplitud com, sobretot,

en la seva posició sobre el calendari. Amb tot, es torna a evidenciar un cert esmorteïment de l'amplitud d'aquestes oscil·lacions. En relació a la posició en el calendari de les oscil·lacions de la supervivència, a la figura III.3.31 es mostra com la màxima mortalitat predita es dona després del solstici d'estiu, cap a mitjans d'estiu, mentre que la mínima mortalitat predita es dona en totes les cohorts sempre després del solstici d'hivern, cap a mitjans d'hivern, tal com ja s'havia avançat anteriorment.

Així doncs, sembla haver-hi una clara relació entre la temperatura i la mortalitat, com es pot observar tant a la figura III.3.32 com a la III.3.33, en les quals s'observa un fort sincronisme entre les oscil·lacions de la temperatura de l'aire i la mortalitat, i també entre la temperatura de l'aigua, especialment de la superficial, i la mortalitat. De fet, s'observa com el període amb menys mortalitat, en què els perfils de supervivència pràcticament s'aplanen del tot, coincideix en bona mesura amb els mesos hivernals i el període en què l'estrat superficial d'aigua (0 a 9 m), on sembla trobar-se l'hàbitat de la perca americana, no supera els 10 °C.

L'explicació d'aquestes oscil·lacions estacionals en la mortalitat probablement és una combinació de múltiples factors. D'entrada, és evident que la disminució de la temperatura ambiental provoca en les perques una disminució de la seva activitat metabòlica general, que entre altres coses es reflecteix en un menor creixement, o fins i tot en l'aturada completa del creixement per sota d'un determinat nivell de temperatura. Però, a més, la disminució de les taxes metabòliques també provoquen la disminució de l'activitat i de l'apetència dels peixos, i fa que disminueixin tant la mortalitat per pesca, com la depredació que exerceix l'espècie, inclòs el canibalisme, encara que aquesta forma d'autodepredació no sembla donar-se molt intensament a la població de l'Estany en comparació amb altres localitats (Garcia-Berthou 1994). A l'hivern, doncs, les perques americanes de l'Estany simplement no piquen i no són pescades –no pas, per tant, perquè els pescadors s'autoregulin– i alhora tampoc mengen tant, fent disminuir molt la depredació sobre la pròpia espècie. Tots aquest factors conjuntats provoquen la disminució observada en la mortalitat hivernal, contraposada als màxims estivals observats per a la mortalitat, que, lògicament, es produeixen en una situació de màxima autodepredació i màxima mortalitat per pesca.

La depredació soferta per la perca americana a l'Estany, probablement és deguda bàsicament a ella mateixa i en menor mesura a altres piscívors –sobretot *Perca fluviatilis* i *Stizostedion lucioperca*, però també alguns ocells com *Phalacrocorax carbo*, entre altres–, tot i que sobre aquest aspecte no es disposa de cap mena de dades a banda de l'escassa presència de la major part d'aquestes altres espècies piscívores al litoral de l'Estany. A més a més, l'evolució intranual de la pressió de depredació exercida per altres peixos sobre la població de perca americana segurament segueix una dinàmica molt similar a la de la pròpia perca americana, lligada a l'evolució de la temperatura, de manera que, sigui quin sigui el nivell de depredació exercit per aquestes altres espècies, per aquesta via també es pot explicar en part la disminució hivernal observada de la mortalitat. Miranda i Hubbard (1994) suggereixen que la depredació soferta pels joves de l'any durant l'hivern és més acusada a baixes latituds, és a dir

en localitats amb hiverns poc rigorosos, tot i que, al mateix temps, la quantitat de refugi de què disposen es correlaciona negativament amb la incidència de la depredació. En qualsevol cas, a l'Estany Banyoles ambdós factors semblen combinar-se contribuint a generar mortalitats hivernals força baixes.

Respecte de la mortalitat deguda a la depredació, convé destacar també que és probable que es vegi intensificada en moments de menor terbolesa de l'aigua, és a dir, justament a l'estiu, i, contràriament, que disminueixi quan l'aigua és més tèrbola. En aquest sentit, a la figura III.3.33 s'observa com el període de menor mortalitat predita coincideix en bona mesura amb l'època de barreja vertical de l'Estany, que precisament comporta un notable enterboliment de l'hàbitat litoral de la perca americana. La terbolesa pot ésser doncs un factor afegit addicional que explicaria en part el perfil intranual de supervivència observat.

Al marge de la depredació, és possible que altres components de la mortalitat natural també vegin disminuïda la seva intensitat quan baixa la temperatura. Altrament no seria possible entendre la supervivència quasi total que sembla donar-se en els períodes més freds. Per altra banda, la temperatura hivernal de l'aigua de l'Estany no és gaire baixa, degut en bona mesura a les seves particulars característiques hidrològiques, amb una aportació sempre present d'aigua subterrània a temperatura constant, que expliquen que les capes superficials de la columna d'aigua no es refredin tant com es podria esperar d'acord amb el descens de la temperatura de l'aire. De fet, la perca americana colonitza ambients més freds (Cincotta *et al.* 1984, Froese i Pauly 2003) al llarg de la seva actualment dilatada àrea de distribució, tant pel que fa a les mínimes hivernals com pel que fa a la mitjana anual. Alhora, s'ha descrit una correlació positiva entre la mortalitat hivernal de l'espècie i la latitud o la rigorositat en general de l'hivern (Fullerton *et al.* 2000). És possible, doncs, que en situacions hivernals més extremes en les que la mortalitat natural sigui més acusada que a Banyoles, es redueixi, esmorteixi o fins i tot inverteixi, segons els casos, les oscil·lacions estacionals aquí observades en la mortalitat total. En canvi, pel que fa a altres factors que expliquin la mortalitat natural, com ara el creixement, s'han descrit tant situacions amb mortalitat hivernal dependent de la mida mitjana (Jackson i Noble 2000), com situacions en què és independent d'aquesta mida mitjana (Post *et al.* 1998), fet que suggereix interaccions complexes amb altres factors.

Model	Dades	$\ln N_0$	N_0	Z	C_Z	t_{sz}	N	R^2	AIC_C
9 (Z_t ct)	Totes	9,672 (0,193)	15860	1,4220 (0,0947)	-	-	29	0,8892	-35,81
	2,6> t_i >0,5	9,732 (0,339)	16854	1,4363 (0,2048)	-	-	19	0,7281	-
	3,5> t_i >0,5 (Novembre)	9,547 (0,346)	14002	1,2864 (0,1694)	-	-	7	0,9042	-
6 (Z_t no ct)	Totes	9,805 (0,299)	18120	1,4396 (0,0990)	0,5783 (0,6077)	0,6369 (0,1560)	29	0,8968	-31,18

Taula III.3.13 Ajustament d'alguns models de supervivència bàsics (vegeu la taula II.5.9) a les estimacions de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Lincoln-Petersen) (vegeu la taula III.3.1). (Model 9: regressió lineal; model 6: regressió no lineal). Entre parèntesis: errors típics dels paràmetres estimats.

Model	Dades	$\ln N_0$	N_0	Z	C_Z	t_{sz}	N	R^2	AIC_C
9 (Z_t ct)	Totes	10,334 (0,108)	30776	1,4797 (0,0556)	-	-	28	0,9632	-68,36
	2,6> t_i >0,5	10,595 (0,164)	39945	1,6864 (0,0990)	-	-	18	0,9414	-
	3,5> t_i >0,5 (Novembre)	10,206 (0,178)	27067	1,4644 (0,0874)	-	-	7	0,9790	-
6 (Z_t no ct)	Totes	10,535 (0,114)	37605	1,5062 (0,0473)	0,9576 (0,2645)	0,6121 (0,0406)	28	0,9770	-74,68

Taula III.3.14 Ajustament d'alguns models de supervivència bàsics (vegeu la taula II.5.9) a les estimacions de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber, sense corregir) (vegeu la taula III.3.4). (Model 9: regressió lineal; model 6: regressió no lineal). Entre parèntesis: errors típics dels paràmetres estimats.

Model	Dades	$\ln N_0$	N_0	Z_t	C_Z	t_{sz}	Z_2	λ_Z	N	R^2	AIC_C
9 (Z_t ct)	Totes	9,929 (0,117)	20509	1,3858 (0,0599)	-	-	-	-	28	0,9519	-64,24
	2,6> t_i >0,5	10,230 (0,182)	27716	1,6062 (0,1096)	-	-	-	-	18	0,9223	-
	3,5> t_i >0,5 (Novembre)	9,717 (0,170)	16602	1,3537 (0,0836)	-	-	-	-	7	0,9776	-
8	Totes	10,083 (0,202)	23928	1,6382 (0,2844)	-	-	-	0,0973 (0,1004)	28	0,9555	-62,62
6	Totes	10,163 (0,117)	25916	1,4156 (0,0483)	1,0000 (0,2825)	0,6436 (0,0432)	-	-	28	0,9729	-73,45
4	Totes	10,470 (0,175)	35250	1,8442 (0,2309)	-	0,6380 (0,0308)	1,8233 (0,3804)	0,1535 (0,0736)	28	0,9779	-75,97
12	Totes	10,681 (0,220)	43503	1,9928 (0,2425)	-	0,6339 (0,0266)	2,7024 (0,6219)	0,1962 (0,0712)	28	0,9803	-79,19
16	Totes	10,530 (0,190)	37424	1,9090 (0,2353)	-	0,6380 (0,0371)	-	0,1725 (0,0721)	28	0,9785	-80,02

Taula III.3.15 Ajustament de diversos models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les estimacions corregides de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber) (vegeu la taula III.3.8) (Model 9: regressió lineal; resta de models: regressió no lineal). Entre parèntesis: errors típics dels paràmetres estimats.

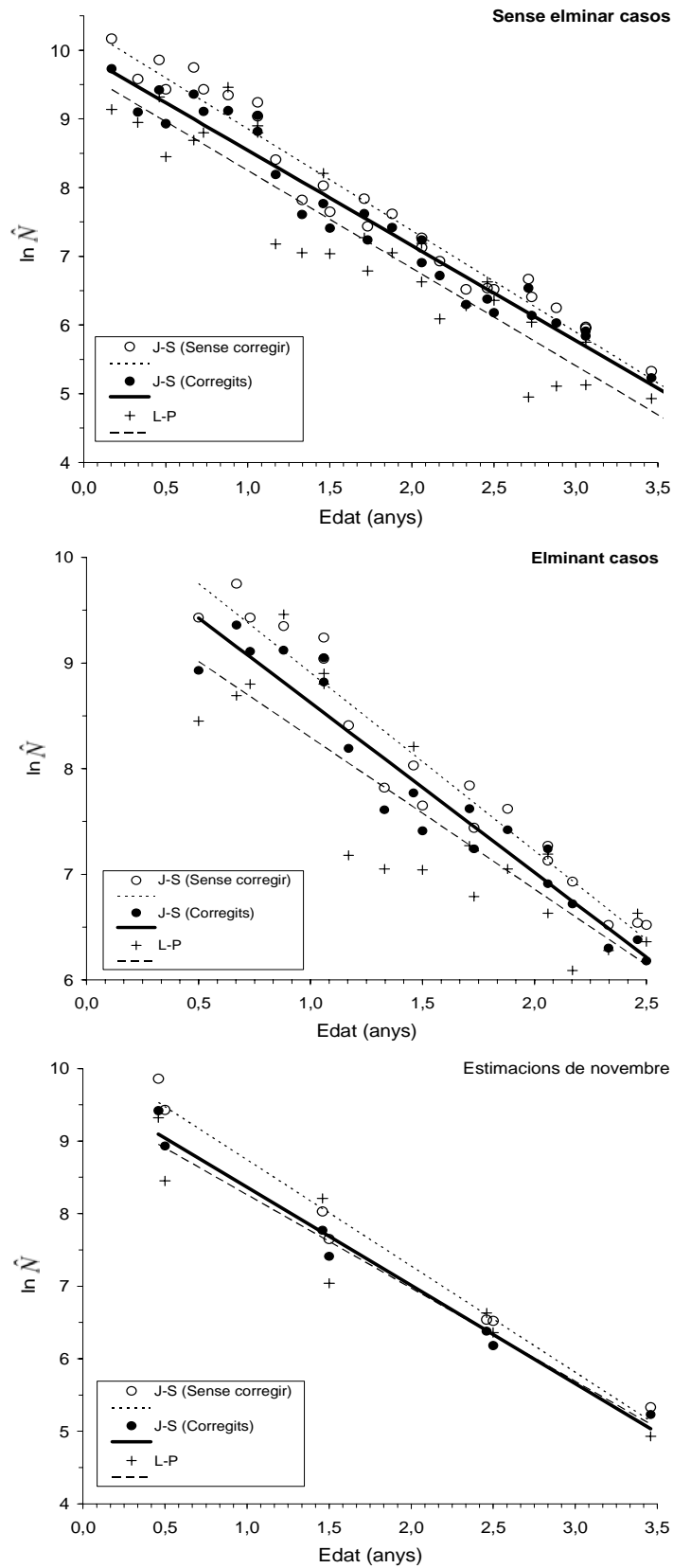


Figura III.3.26 Ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les estimacions de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (vegeu les taules III.3.13 a III.3.15).

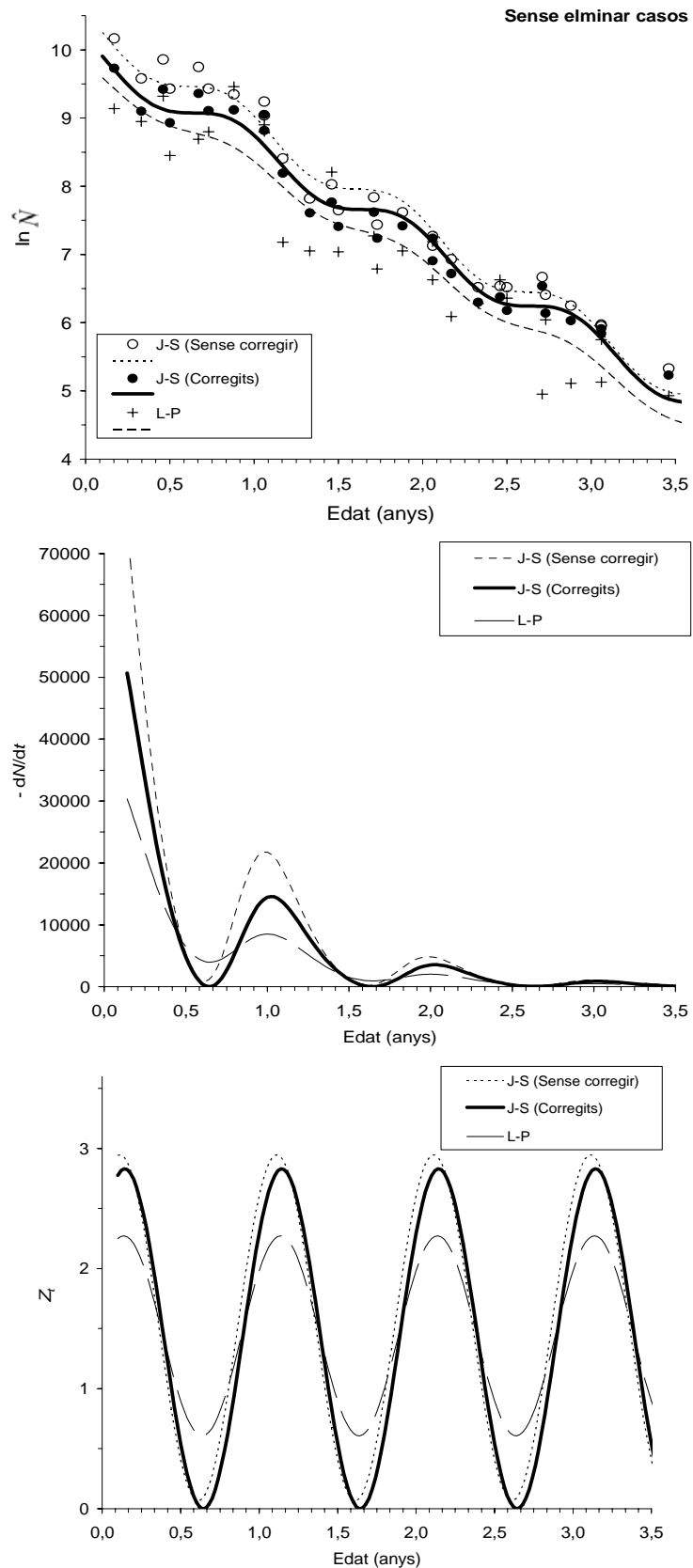


Figura III.3.27 Dalt: ajustament del model exponencial de supervivència amb oscil·lacions estacionals (model 6) a les estimacions de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (vegeu les taules III.3.13 a III.3.15). Centre: taxes de decreixement mig d'una cohort predites a partir dels ajustaments superiors. Baix: perfil predit de les taxes instantànies de mortalitat a partir dels ajustaments superiors.

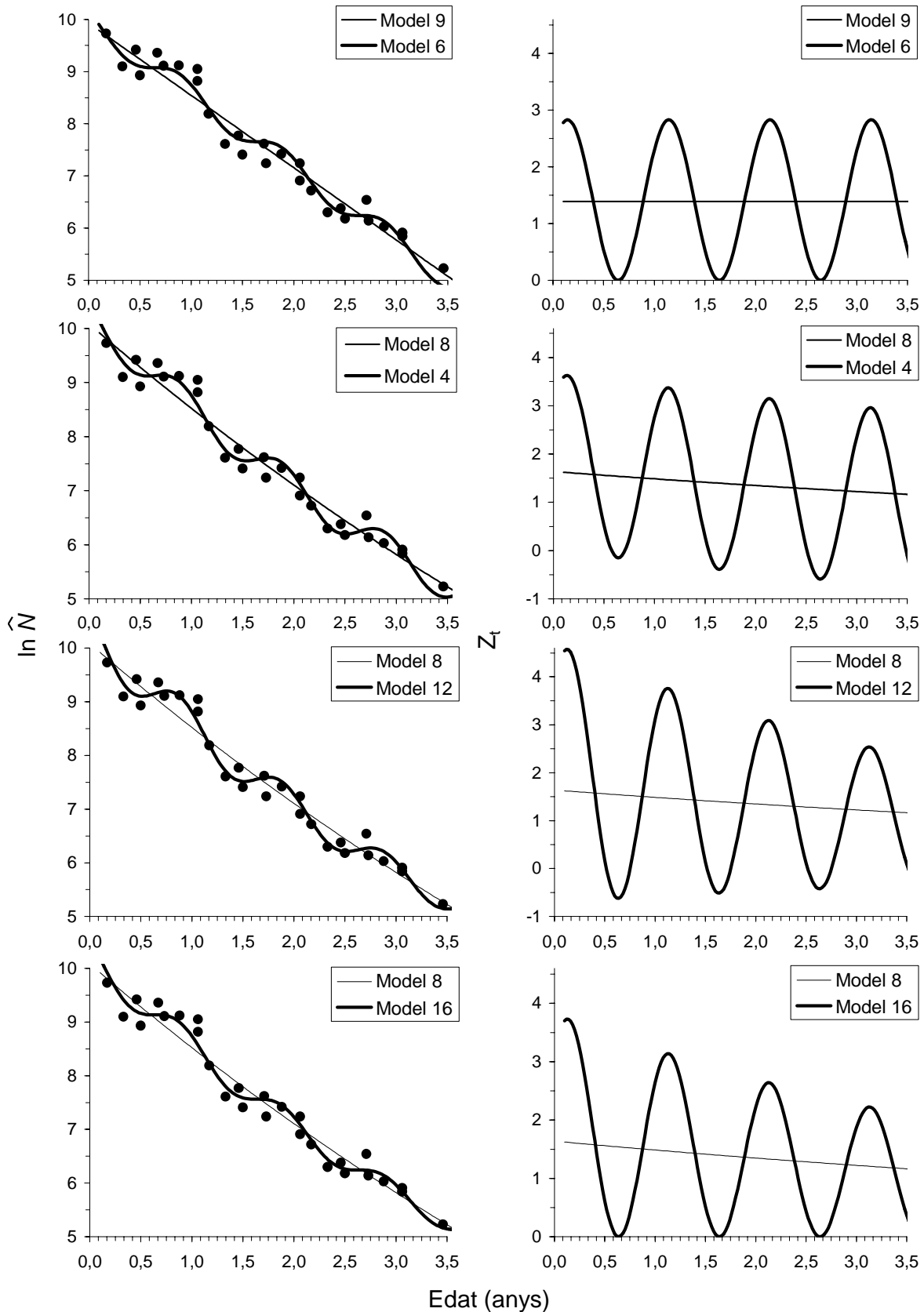


Figura III.3.28 Esquerra: ajustament de diversos models de supervivència a les estimacions corregides de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber) (vegeu la taula III.3.15). Dreta: perfil predit de les taxes instantànies de mortalitat a partir dels ajustaments de l'esquerra.

Model	Dades	$\ln N_0$	N_0	Z	C_Z	t_{sz}	n	R^2
6 (Z_t no ct)	Cohort 1997	10,134 (0,147)	25199	1,3581 (0,0976)	1,0000 (0,3713)	0,6721 (0,0578)	9	0,9763
	Cohort 1996*	9,418 (0,266)	12309	1,1128 (0,1122)	0,9541 (0,5270)	0,6564 (0,0838)	9	0,9542
	Cohort 1995*	8,947 (0,167)	7688	1,0019 (0,0598)	0,9014 (0,1997)	0,6858 (0,0413)	7	0,9910

Taula III.3.16 Ajustament, mitjançant regressió no lineal i separatament per cohorts, del model exponencial de supervivència amb oscil·lacions estacionals (model 6) a les estimacions corregides de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber) (vegeu la taula III.3.8). * En algunes (1996) o totes (1995) les estimacions inclouen la cohort assenyalada més totes les anteriors.

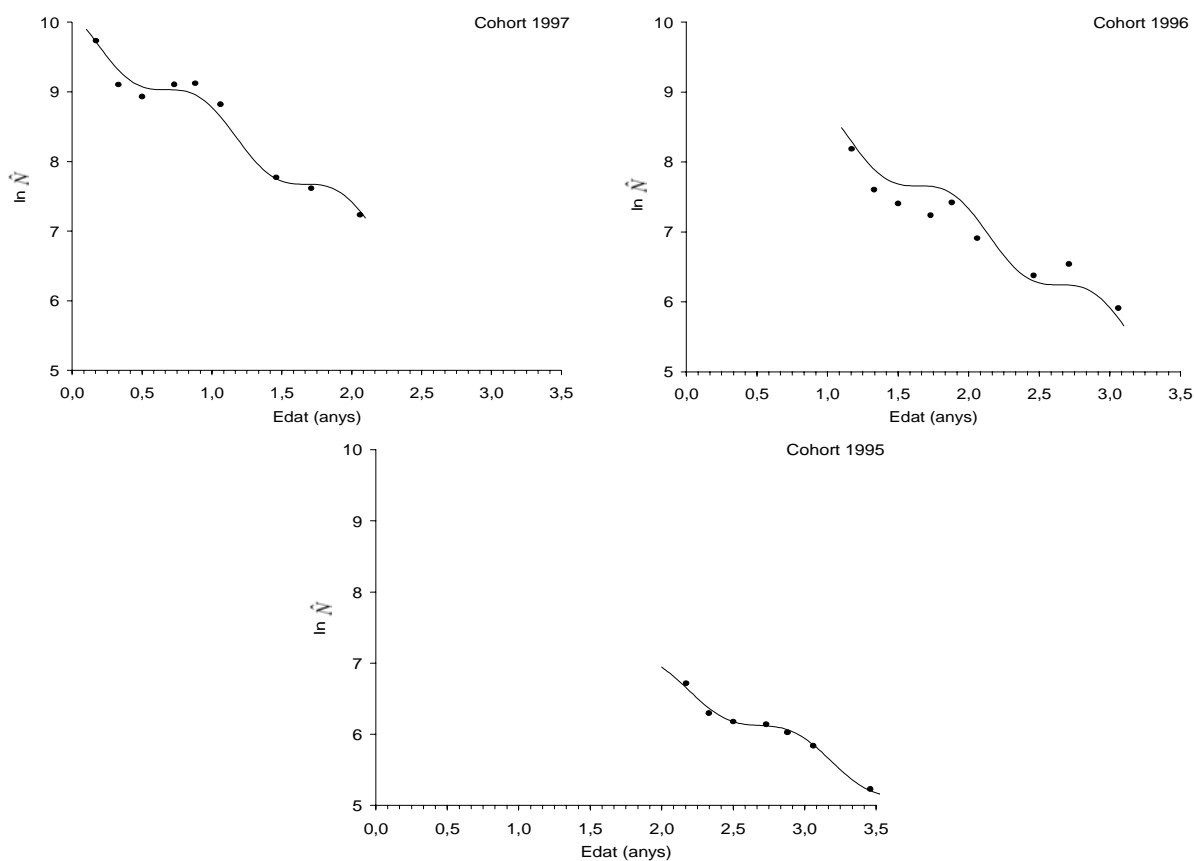


Figura III.3.29 Ajustament, separatament per cohorts, del model exponencial de supervivència amb oscil·lacions estacionals (model 6) a les estimacions corregides de la grandària poblacional obtingudes mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (Jolly-Seber) (vegeu la taula III.3.16).

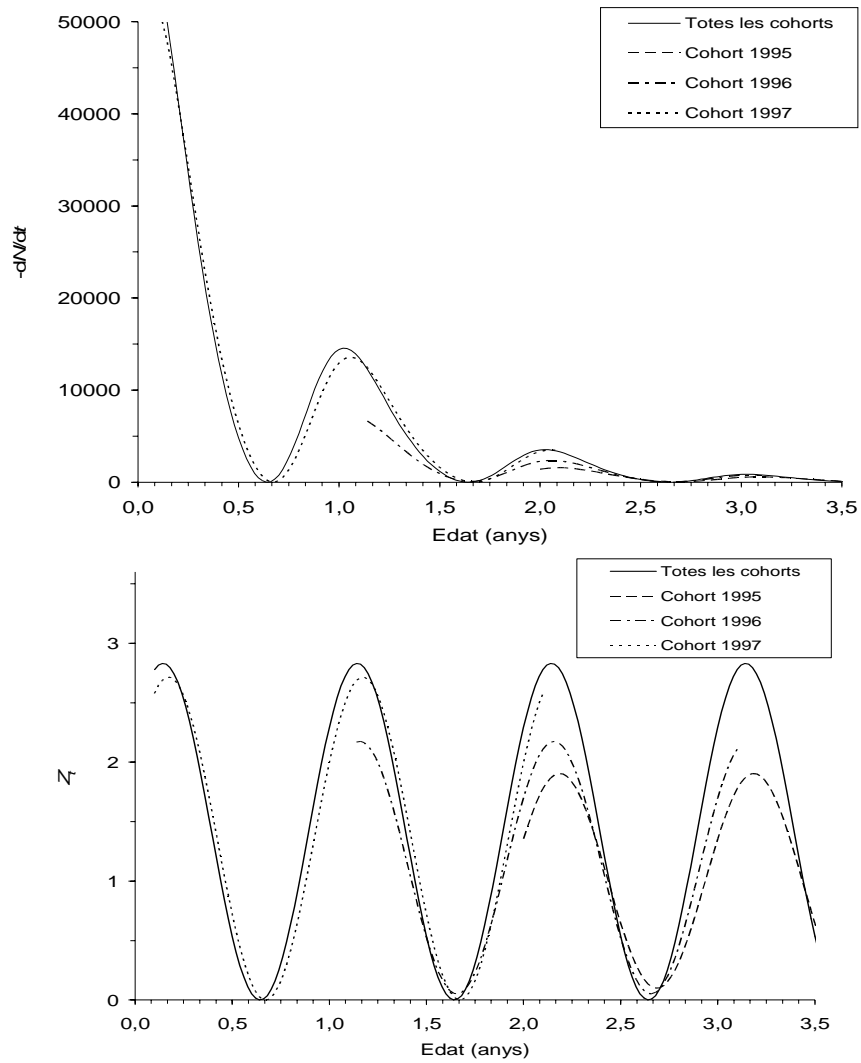


Figura III.3.30 A dalt: perfil predit de les taxes de decreixement mig predites a partir dels ajustaments anteriors del model 6 (vegeu la taula III.3.16). Baix: perfil predit de les taxes instantànies de mortalitat a partir dels mateixos ajustaments.

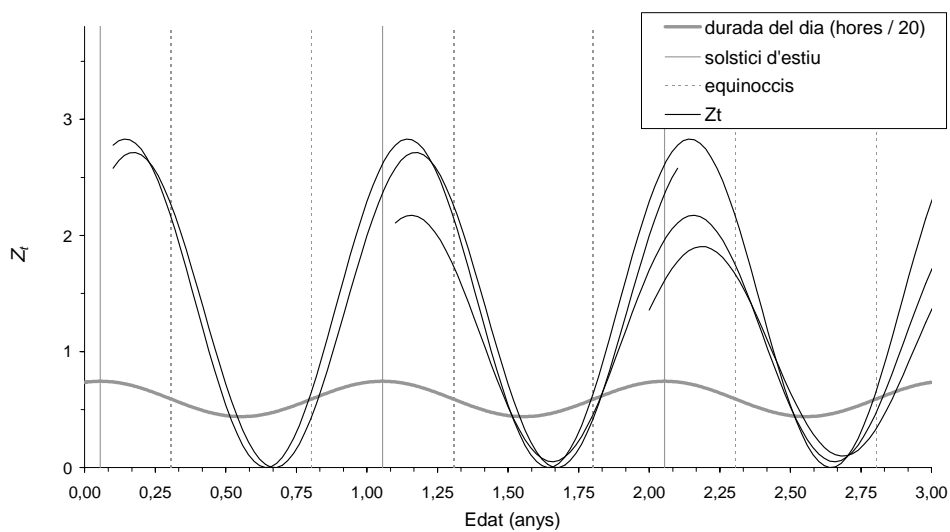


Figura III.3.31 Taxes instantànies de mortalitat (vegeu la figura III.3.16) i fotoperíode.

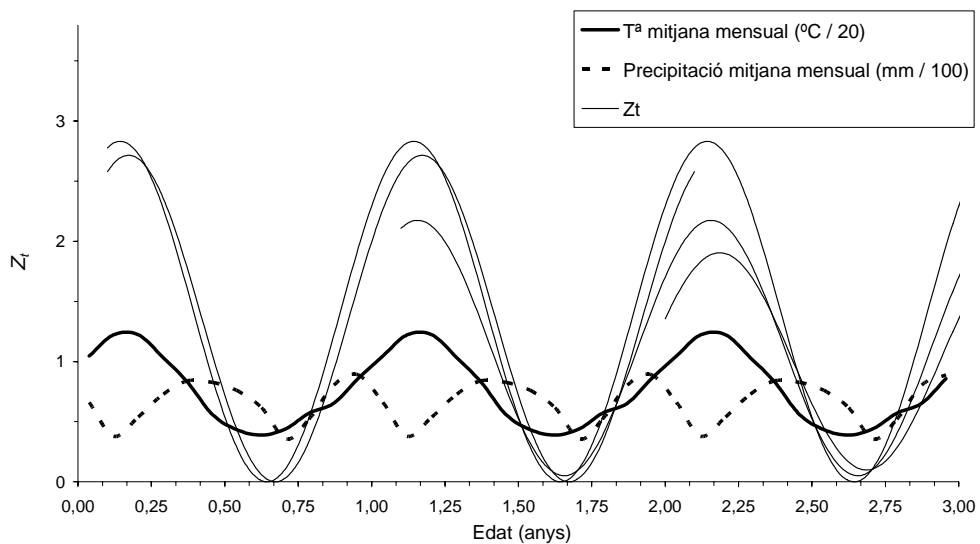


Figura III.3.32 Taxes instantànies de mortalitat (vegeu la figura III.3.16) i clima (mitjanes pel període 1984-2002).

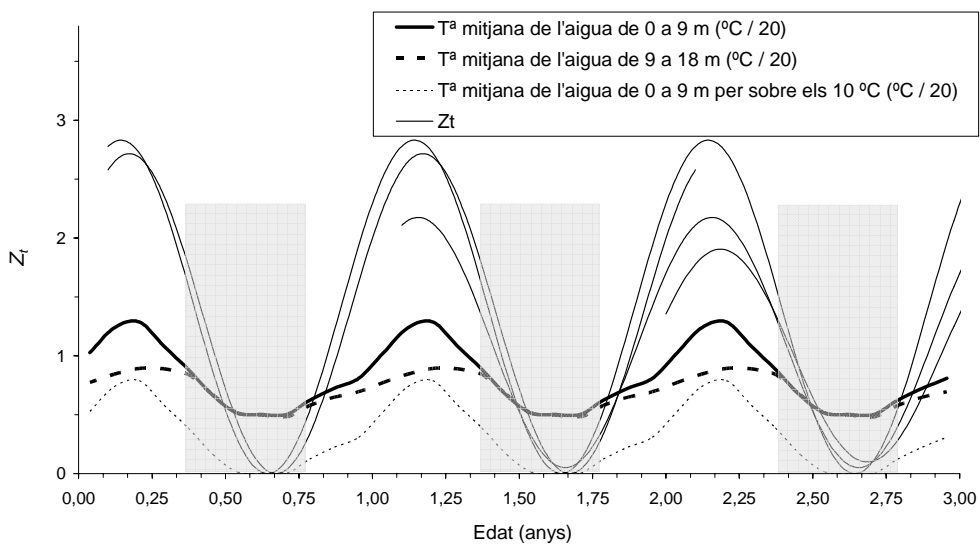


Figura III.3.33 Taxes instantànies de mortalitat (vegeu la figura III.3.16) i limnologia física de l'Estany de Banyoles (T^a de l'aigua: mitjanes del període 1998-1999 i entre les cubetes I i IV de l'Estany (Zamora, tesi doctoral en curs)). En gris, èpoques de barreja vertical de la columna d'aigua, sense estratificació tèrmica.

Ajustament dels models de supervivència a partir de les freqüències de longitud

Mitjançant el mètode més senzill proposat per Pauly (Gayanilo i Pauly 2004) per a l'ajustament de models de supervivència a partir de les dades de freqüències de longitud, s'han realitzat diversos ajustaments del model exponencial de supervivència constant (model 9, regressió lineal), així com dels models 8 i 7 (regressió no lineal) de supervivència variable (mortalitat decreixent exponencialment respecte de l'edat) (vegeu el capítol II.5.4). Els resultats es mostren a la taula III.3.17 i a les figures III.3.34 i III.3.35.

D'entrada, s'han provat tres agrupaments diferents de les dades de base, és a dir, tres amplituds diferents per als intervals de longitud. Amb l'amplitud més petita (7 mm), s'observa una forta irregularitat en el perfil de supervivència obtingut, en part reflex de la combinació de les components modals en les quals, tot i sumar-se totes les mostres de forma ponderada segons la posició en el calendari, i degut a l'aturada hivernal en el creixement, tendeixen a mantenir certs pics coincidents precisament amb les mitjanes hivernals de la longitud per edat. A més a més, part d'aquesta irregularitat també és deguda a la poca quantitat de captures que s'han registrat en algunes de les classes de longitud corresponents a les talles majors. Com s'observa clarament als gràfics, aquestes irregularitats desapareixen quan s'han ampliat els intervals de longitud, tant a 21 mm com a 35 mm. Per aquest motiu només s'han ajustat els models de supervivència variable a les dades amb aquestes dues amplituds, deixant de banda la primera amplitud més fina. Amb tot, l'ajustament del model 9 de supervivència constant als tres tipus de dades ha generat, pel que fa a les estimacions de Z , resultats molt similars, amb uns valors que se situen aproximadament a la meitat dels assolits en l'apartat anterior. Això ja indica que la introducció en l'anàlisi d'informació per a totes les edats separatament, encara que sigui a través d'un mètode indirecte com aquest, provoca un canvi important en l'estimació d'aquest paràmetre que cal explicar.

De fet, la simple observació visual dels perfils de la figura III.3.34 permet comprovar ràpidament que el supòsit de supervivència constant, en el qual es basa l'aplicació del clàssic model exponencial de supervivència (model 9), no sembla complir-se. A partir de la simple observació no sembla tampoc que aquests perfils còncaus siguin deguts a la combinació d'unes poques fases vitals consecutives amb supervivència diferenciada, com ara una situació en la qual un primer estadi juvenil amb menor supervivència fos seguit d'una etapa de maduresa amb menor mortalitat. Més aviat, sembla que el canvi és gradual i sostingut al llarg de tota la vida de la cohort. Per tant, aparentment i visual, els perfils de supervivència obtinguts per a la perca americana a l'Estany de Banyoles a partir de les freqüències de longitud concorden nítidament amb un model III d'acord amb les tipologies definides per Deevey, és a dir, amb una situació en què, efectivament, la mortalitat és màxima en les fases inicials de la vida de la cohort i va disminuint progressivament a mesura que envelleix.

Si la supervivència no és constant al llarg de la vida de les cohorts, l'estimació de la taxa instantània de mortalitat Z per via de l'ajustament del senzill model 9 genera valors suspectes

d'estar esbiaixats o almenys de reflectir només una mortalitat mitjana que no queda massa clar a quin moment de la vida de la cohort és atribuïble. De fet, la inclusió en les dades en les quals es fa l'ajustament d'un rang d'edats més o menys ampli desembocarà en diferents estimacions de Z si el perfil original és realment còncau. Això es mostra clarament amb les diverses regressions parcials que es presenten a la taula III.3.17 i a la figura III.3.35. Així, com més ample és el rang d'edats analitzat, menor és l'estimació de Z . A més a més, aquestes regressions parcials, fetes sobre tres subdivisions consecutives de les dades al llarg de l'eix de les edats calculades (t_i), i sobre les dues primeres subdivisions sumades, mostren també com l'estimació de Z disminueix amb l'edat mediana de les dades analitzades.

Consistentment amb el que fins aquí s'ha exposat, les estimacions de Z obtingudes en l'apartat anterior amb el model exponencial (model 9), sobre unes dades (\hat{N}_i) on el rang d'edats com a molt arribava als 3,5 anys, són molt similars a les obtingudes en aquest apartat quan s'analitza un rang d'edats semblant. Tot plegat indica clarament que en poblacions com l'analitzada la manca de dades específiques sobre les edats més avançades pot acabar desembocant en sobreestimacions de la Z general, entesa, això sí, com una estimació d'un valor mitjà de Z_t al llarg de la vida de les cohorts. Si més no, quan s'analitzen mostres petites, en les quals solen ésser-hi representades només les primeres edats, convé tenir ben present que la mortalitat estimada no és necessàriament extrapolable als grups d'edat dels quals no s'ha recollit informació.

És en aquest context, doncs, que pren sentit l'ajustament dels models 8 i 7, que precisament són capaços de descriure més finament aquesta disminució gradual en la taxa instantània de mortalitat. Com era d'esperar, per tant, el model 8, equivalent al model de Gompertz, s'ha ajustat molt millor a les dades que el model 9, que presenta un valor de l' AIC_C molt més baix. L'evolució de la taxa instantània de mortalitat respecte del temps (Z_t) és marcadament a la baixa seguint una tendència exponencial negativa (figura III.3.35), passant de valors predits per sobre de 2 abans de l'any de vida fins a valors predits per sota de 0,5 més enllà dels vuit anys de vida de la cohort mitjana. Així doncs, amb els resultats presentats fins ara en aquest apartat, es referma clarament la tendència ja observada en el apartat anterior cap a una disminució ontogenètica de la mortalitat.

Per altra banda, el model 7, lleugerament més complex que el 8 (presenta un paràmetre més), preveu també que la taxa instantània de mortalitat decreixi exponencialment, com en el 8, però, a diferència d'aquest, aquest descens es fa tendint cap a un valor a estimar (Z_0) i no pas cap a zero. Ara bé, els ajustaments d'aquest model més complex que es presenten a la taula III.3.17, a banda d'anar associats a valors menors de l' AIC_C i per tant d'ésser rebutjables en relació al model 8, han generat estimacions per a aquest paràmetre addicional (Z_0) poc o gens fiables, l'una gens perquè pren un valor inversemblantment negatiu i l'altra poc perquè presenta un error típic quasi tan gran com la pròpia estimació.

Tot i que s'observen poques diferències entre les estimacions dels paràmetres dels models en funció de les dades de base a què han estat ajustats, amb diferents amplituds dels intervals de longitud, és previsible que una excessiva amplitud d'aquests intervals tendís a generar valors cada cop més baixos, i així probablement subestimats, per a les estimacions de Z , Z_i i λ_Z . Això seria degut a una progressiva menor representació de les classes d'edat més velles, a mesura que es van eixamplant les classes de longitud. Per altra banda, en aquests mètodes d'ajustament dels models de supervivència a partir de les dades de freqüències de longitud tendeixen a aparèixer grups d'edat excessivament alts en comparació amb la longevitat màxima registrada per a l'espècie en la població analitzada. Això es deu a que la transformació de les longituds en edats es fa mitjançant estimacions dels paràmetres d'un model de creixement que descriu el creixement mig, i per tant la transformació a edats tendeix a ser a l'alça en els individus que presenten una longitud per sobre de la mitjana de la seva edat, situació que es va agreujant amb l'edat i per tant és especialment greu i manifesta en els peixos més vells que alhora són de grans dimensions.

A banda de l'aparició, doncs, de grups d'edat artificiosament vells, el problema plantejat suara respecte d'aquest mètode es dona en totes les classes de longitud. Així, tots els punts dels gràfics de les figures III.3.35 són el resultat de sumar captures –en aquest treball corregides amb les respectives p_i estimades mitjançant marcatge-recaptura (vegeu el capítol II.5.4)– provinents teòricament d'un mateix rang d'edat però que, de fet, acaba incloent individus externs a aquest rang. Si la penetració d'individus fos equivalent per banda i banda del rang d'edat suposada, no es produiria cap biaix en el valor del punt en qüestió, però el fet és que, degut al corbament del creixement (degut al seu torn a la disminució amb l'edat de la taxa de creixement), aquesta penetració no es dona de manera equilibrada. Hipotèticament, això pot acabar produint biaixos en les estimacions finals obtingudes en els ajustaments dels models de supervivència. Aquest extrem s'ha provat d'avaluar amb les simulacions que es presenten a la figura III.3.36, que per altra banda també s'han dissenyat per intentar dilucidar la possibilitat que part del corbament observat en els perfils de supervivència (disminució de Z_i) de la perca americana presentats fins aquí per a aquestes anàlisis tingui l'origen en aquests hipotètics biaixos.

Respecte d'aquesta darrera possibilitat plantejada, les simulacions realitzades mostren com allò que tendeix a donar-se, en una situació amb una modelització dels base similar a la que s'ha donat en aquest estudi pel que fa al creixement, és justament el contrari, és a dir, un corbament cap avall o la formació d'un perfil de supervivència més o menys convex. Tant aquesta tendència com el biaix positiu de les estimacions finals de Z que l'acompanya, són més accentuats com major és l'amplitud escollida per als intervals de longitud aplicats per al càlcul de les freqüències de longitud, i, al mateix temps, com més gran és la dispersió al voltant de la corba predita de creixement. De tota manera, es pot veure com cal una gran variància en les longituds per edat combinada amb un perfil de capturabilitat molt planer per a què es produeixin biaixos marcats en Z , combinació que no es produeix tan intensament en les dades reals disponibles en aquest estudi.

És a dir, les simulacions realitzades mostren que, donades les característiques del creixement de la perca americana a l'Estany, i sobretot donada la corba de capturabilitat assolida amb el mostreig aplicat, però també amb una correcta elecció de l'amplitud dels intervals de longitud (28 mm, com a mínim), el biaix que finalment s'hauria produït per aquesta via en l'estimació de Z amb aquest mètode és probablement molt petit, sinó menystenible. I, a més a més, aquest biaix, en cas d'haver-se produït en les anàlisis fetes a partir de les freqüències de longitud observades, més aviat hauria tendit a fer disminuir el grau de concavitat observat en el perfil de supervivència, en comptes de fer-lo augmentar. Per tant, aquestes simulacions, lluny de mostrar que s'hagi produït una certa amplificació artificialment lligada als defectes formals del mètode del grau de disminució ontogenètica de la mortalitat, mostren justament el contrari, és a dir, que potser aquests defectes del mètode no han permès reflectir aquesta tendència en tota la seva magnitud.

Els resultats exposats i discutits fins aquí en aquest apartat corresponen als del més senzill dels mètodes per a obtenir estimacions de la taxa instantània de mortalitat a partir de dades de freqüències de longitud que s'han exposat al subcapítol metodològic corresponent (capítol II.5.4). L'altre mètode més complex que s'introdueix allà es basa en utilitzar models estacionals de creixement per a fer, en principi, una millor transformació de les longituds en edats, tenint en compte per tant que l'edat assignada a cada longitud no depèn tan sols de la longitud observada sinó també del moment de l'any en què aquesta es registra. Els models de creixement amb estacionalitat aplicats han estat el model de Somers (model 6 de creixement en aquest treball) (figura III.3.37 i taula III.3.18), per al qual s'ha desenvolupat el mètode dels autors que el proposen (Gayanilo i Pauly 2004), i el model de Pauly (model 17 de creixement en aquest treball), per al qual ha calgut implementar un procés de càlcul específic que finalment també s'ha utilitzat en l'anterior (figures III.3.38 i taula III.3.19). En principi, per a la població estudiada era preferible la utilització del model 17 de creixement en comptes del 6 per a fer la conversió de longituds a edats, ja que el primer descriu molt millor el creixement en longitud observat, com ja s'ha vist en el seu moment.

Malgrat que el procediment numèric per a assolir correctament aquesta transformació de longituds a edats tenint en compte l'època de l'any no és trivial, especialment pel que fa a la utilització del model de creixement 17, gràficament es pot comprendre bé el funcionament del mètode a partir de les plantilles utilitzades compostes a base de seccions anuals sobreposades de la mateixa corba de creixement iniciada en diferents edats o longituds. A les figures III.3.37 i III.3.38 es mostren les plantilles utilitzades en cada cas. El perfil de supervivència sobre el qual s'ajusten els models s'obté a partir de la suma de totes les mostres disponibles com en el mètode més simple anterior. Però, en aquest cas, no se sumen les N_i ($N_i = C_i / \hat{p}_i$) dels intervals equivalents de longitud sinó que se sumen les N_i dels intervals d'edat, és a dir, les N_i de longitud compresa entre dues corbes paral·leles de la plantilla corresponent a tot el llarg de l'any. Lògicament, cada interval d'edat entre dues de les corbes paral·leles (interval d'edat sempre constant, que explica l'aproximació que s'observa entre les corbes de la

plantilla a mesura que augmenta la longitud) sol incloure un nombre diferent de les classes de longitud de les quals es parteix, i, a més, algunes d'aquestes classes queden partides desigualment per una de les corbes de creixement de la plantilla. Per tant, ha calgut aplicar matrius de simples proporcions per a repartir les freqüències observades per a cada interval de longitud entre les noves classes d'edat. No s'exposa, emperò, el procediment detallat utilitzat.

Pel que fa a les plantilles esmentades, la quantitat de corbes que inclouen dins el rang total observat de longituds depèn evidentment de l'amplitud escollida per als intervals d'edat finals. Així, al perfil de supervivència hi haurà tants punts o casos, equidistants en l'eix de les abscisses (edat), com bandes entre corbes apareixen a la plantilla corresponent. Ara bé, el fet que l'amplitud dels intervals d'edat sigui igual no implica que les corbes de la plantilla hagin d'ésser equidistants, ni tan sols que s'hagi d'obtenir un patró regular en la seva disposició vertical. Això s'observa bé en la primera de les anàlisis fetes en cada cas amb una amplitud d'edat constant de 0,1772 anys, que ocasiona que l'amplitud en l'eix de la longitud sigui molt variable i provoca una gran irregularitat en el perfil de supervivència que se'n deriva, ja que per a alguns dels casos d'aquest perfil s'han sumat molt poques observacions. En la resta de les anàlisis fetes, però, s'ha procurat ajustar el disseny exacte de la plantilla per a què es donés una simetria o regularitat vertical. Això s'ha assolit a través de l'elecció d'una amplitud adequada dels intervals d'edat, combinada amb una primera edat fixada per a la primera corba també adequada amb aquesta fi.

Aquesta regularitat de la plantilla, a banda de minimitzar l'artificiosa dispersió en el perfil de supervivència, també permet agrupar en cada un dels casos o punts d'aquest perfil dades provinents d'un rang d'edat que aproximadament coincideix amb cada cohort (o meitat de cohort) present en tot moment en les mostres, és a dir, evitant la suma de dades de casos provinents de diferents cohorts. Això, a més, es veu afavorit en el cas de la població estudiada de perca americana per l'alta regularitat observada en el creixement individual mig. Tot això, en principi, no és indispensable per a aplicar aquest mètode, de manera que és possible aplicar-lo sense procurar assolir aquesta simetria, i possiblement sovint s'arribi a solucions finals semblants pel que fa a l'ajustament dels models de supervivència. Ara bé, tenint en compte la naturalesa fortament discreta de l'estructura d'edats de les poblacions amb períodes de reproducció restringits estacionalment, sembla més adequat assolir la simetria exposada.

Un cop obtinguts els perfils de supervivència amb aquests procediments més elaborats, s'han dut a terme les mateixes anàlisis de regressió, lineal o no lineal depenent del model ajustat (taules III.3.18 i III.3.19), que les realitzades anteriorment sobre el perfil obtingut amb el primer i més senzill dels mètodes (taula III.3.17). Els resultats (figures III.3.39 i III.3.40) són similars als obtinguts prèviament, tot i que s'observa una certa disminució en les estimacions de Z per al model 9 en introduir en el mètode l'estacionalitat en el creixement, disminució que es fa lleugerament més acusada quan s'ha utilitzat el model 17 de creixement, ja que precisament preveu una estacionalitat molt més marcada en el creixement. De tota manera, aquesta disminució del pendent dels perfils ajustats observada pel model 9 no té una

translació clara als altres dos models (7 i 8), els ajustaments dels quals són, en qualsevol cas, novament molt millors que pel model exponencial, tot i reportant estimacions per als paràmetres Z_I i λ_Z similars, o almenys no pas clarament diferents (tenint en compte tant els seus valors absoluts com els seus errors típics associats) de les obtingudes prèviament.

Finalment, una altre recurs del qual s'ha disposat en aquest treball per a extreure estimacions de la taxa instantània de mortalitat (Z ; model 9, exclusivament) ha estat el programa MULTIFAN (Fournier *et al.* 1990). Concretament, s'han repetit algunes de les anàlisis fetes anteriorment per a l'ajustament de models de creixement amb aquest programa, seleccionant només aquells models que llavors ja s'ha vist que eren els que millor s'ajustaven. Per altra banda, si bé el programa és capaç de preveure una certa selectivitat en el procés d'obtenció de les mostres, el model que la descriu no és adequat per al perfil observat per a la capturabilitat en aquest mostreig. Per aquest motiu, s'han pres com a dades de base les N_i ($N_i = C_i / \hat{p}_i$) per interval de longitud en comptes de les CPUE usades abans, donat que així, en principi, l'alçada de les components modals predites i ajustades a la distribució observada de freqüències de longitud és realment reflex de l'estructura d'edats de la població. És a partir d'aquestes components normals predites que el programa estima internament la quantitat d'individus presents per a cada edat, i, a partir d'aquesta informació, la Z .

S'han repetit aquestes anàlisis amb el MULTIFAN amb dues quantitats alternatives de components modals (# classes d'edat): per una banda, quatre components, ja que és la quantitat que el programa aconsegueix de separar de manera significativa a partir de les dades d'aquest estudi; per l'altra, 12 components ja que és la quantitat que per altres mitjans (anàlisis d'estructures òssies) s'ha detectat com a realment present a la població. Els resultats s'exposen a les figures III.3.41 i III.3.42 i a la taula III.3.20. Sigui quin sigui el nombre de components d'edat separades, s'obté una estimació de Z pràcticament idèntica, ja que les components modals ajustades pel mètode als grups d'edat majors de quatre anys presenten una alçada relativa molt poc destacada que acaba generant un nombre estimat d'individus per a aquestes edats molt baix o fins i tot nul. L'estimació de Z és, a més, molt similar a l'obtinguda en anteriors anàlisis de regressió sobre dades de diferents orígens, en les quals només apareixen representats o inclosos els primers grups d'edat. Com ja s'ha evidenciat abans, però, aquesta taxa és només vàlida per a aquests grups d'edat més joves, malgrat que fins i tot dins aquesta fracció primerenca de l'estructura d'edats de la població era observable una certa disminució ontogenètica de la mortalitat.

Amplitud dels intervals de longitud	Model	Dades	$\ln N_0$	Z_0	Z_1	λ_Z	n	R^2	AIC _C	
7 mm	9 (Z_t ct)	$t_i > 0,7$	10,317 (0,232)	0,7650 (0,0396)	- -	- -	69	0,8477	-	
21 mm	9 (Z_t ct)	$4,0 > t_i > 0,7$	12,488 (0,202)	1,6119 (0,0877)	- -	- -	11	0,9711	-	
		$8,0 > t_i \geq 4,0$	9,128 (0,461)	0,7343 (0,0769)	- -	- -	8	0,9280	-	
		$8,0 > t_i > 0,7$	11,469 (0,256)	1,1322 (0,0600)	- -	- -	19	0,9517	-	
		$t_i \geq 8,0$	8,489 (1,924)	0,4672 (0,1845)	- -	- -	4	0,6433	-	
		$t_i > 0,7$	10,332 (0,411)	0,7574 (0,0705)	- -	- -	23	0,8386	9,30	
	8 i 7 (Z_t no ct)	$t_i > 0,7$	13,659 (0,405)	0 (fixat)	3,0096 (0,3232)	0,2747 (0,0272)	23	0,9812	-36,07	
		$t_i > 0,7$	13,518 (0,5307)	-0,1200 (0,3280)	2,9526 (0,3039)	0,2365 (0,0954)	23	0,9818	-33,04	
	35 mm	Z_t ct (9)	$4,0 > t_i > 0,7$	12,508 (0,282)	1,5950 (0,1112)	- -	- -	7	0,9715	-
			$8,0 > t_i \geq 4,0$	9,674 (0,323)	0,8187 (0,0530)	- -	- -	4	0,9875	-
			$8,0 > t_i > 0,7$	11,554 (0,325)	1,1528 (0,0776)	- -	- -	11	0,9564	-
$t_i \geq 8,0$			10,051 (2,689)	0,6333 (0,2507)	- -	- -	3	0,7291	-	
$t_i > 0,7$			10,276 (0,517)	0,7376 (0,0834)	- -	- -	14	0,8560	8,39	
8 i 7 (Z_t no ct)		$t_i > 0,7$	13,400 (0,6605)	0 (fixat)	2,676 (0,4706)	0,2370 (0,0401)	14	0,9727	-9,74	
		$t_i > 0,7$	14,076 (1,180)	0,2711 (0,2000)	3,2205 (1,1806)	0,3873 (0,1878)	14	0,9756	-6,24	

Taula III.3.17 Ajustament de models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les freqüències de longitud (mètode de Pauly, ponderat el pes de les mostres per la posició relativa en el calendari; vegeu el capítol II.5.4) (Model 9: regressió lineal; models 8 i 7: regressió no lineal). Valors utilitzats dels paràmetres del model creixement (VBGM) per al càlcul de les edats centrals dels intervals de longitud (t_i): $L_\infty = 644,3$; $K = 0,1615$; $t_0 = -0,2727$. En gris: paràmetre amb valors estimats no interpretables degut al processament previ de les dades.

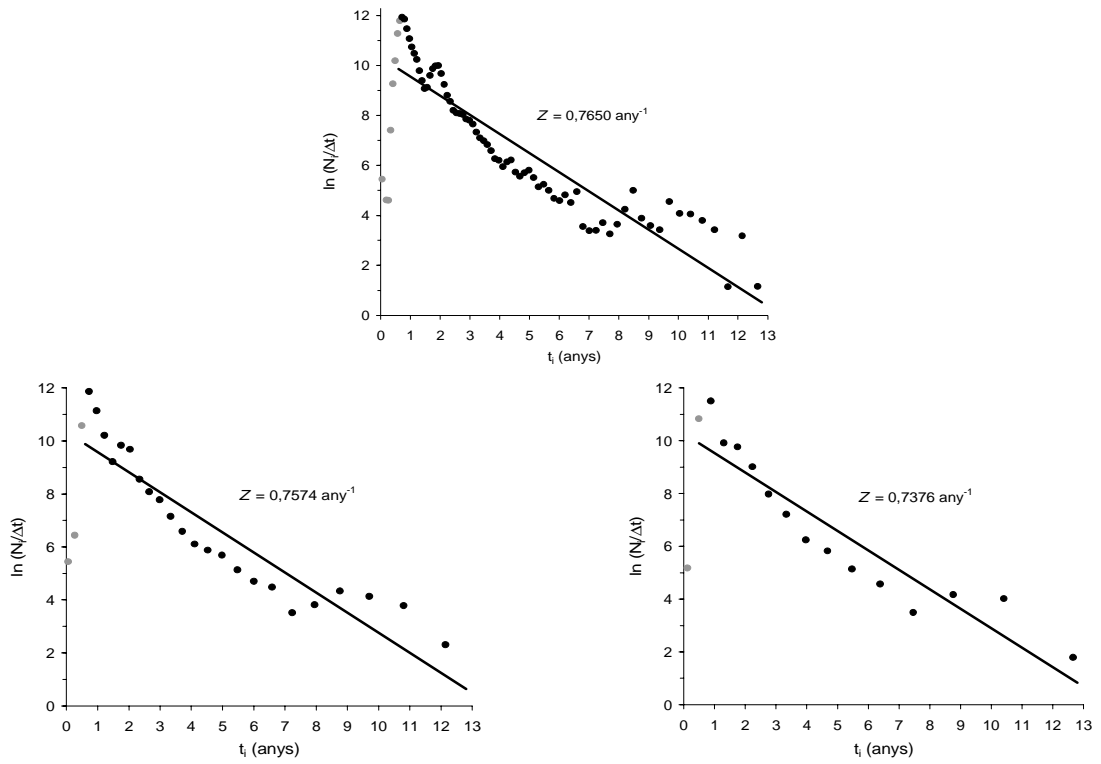


Figura III.3.34 Ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud (vegeu la taula III.3.17). En gris: casos no inclosos en l'anàlisi de regressió per trobar-se clarament subestimats.

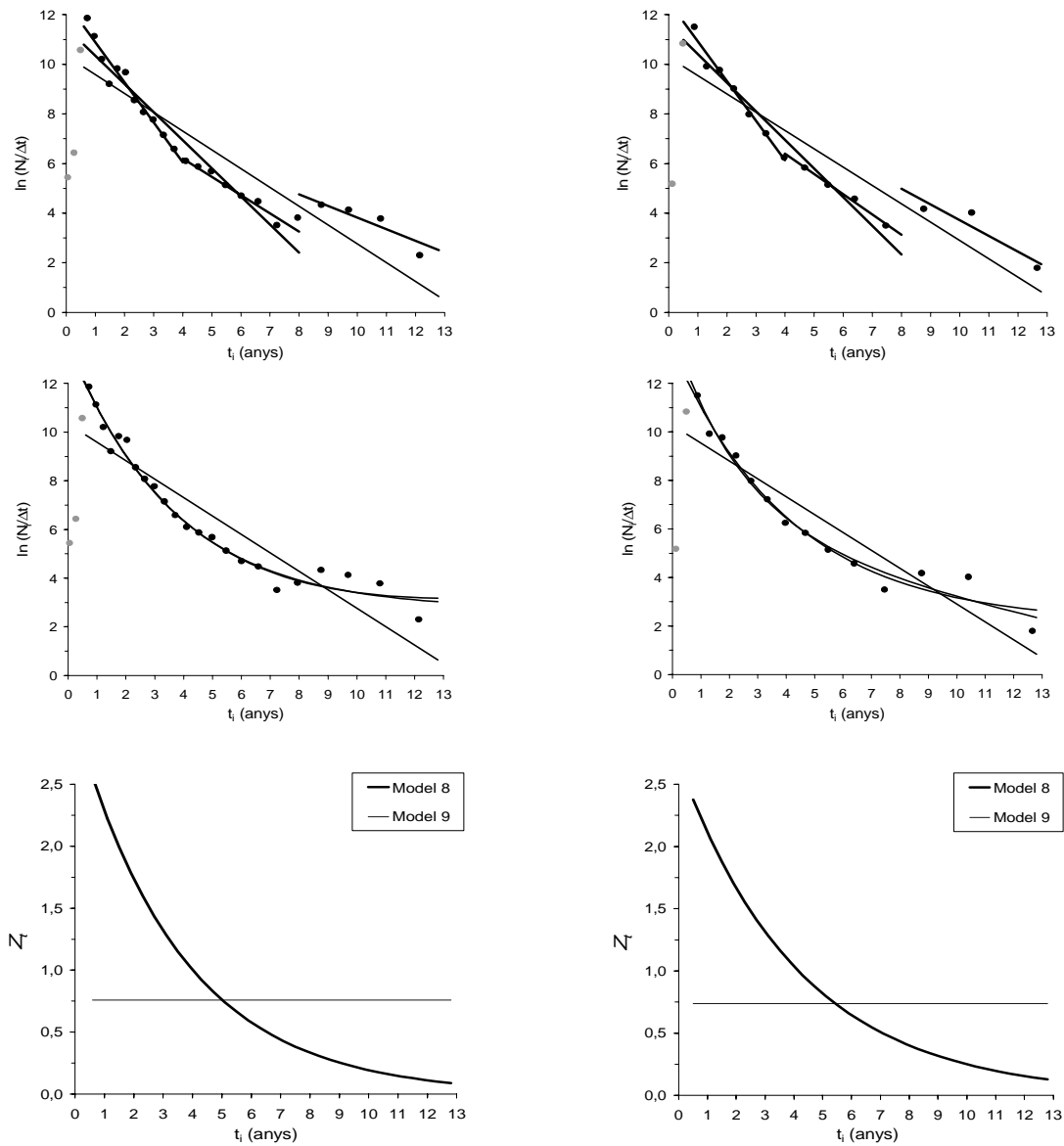


Figura III.3.35 Dalt: ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud, fragmentant-les en diversos blocs d'amplitud variable (vegeu la taula.III.3.17). Mig: ajustament dels models de supervivència variable 7 i 8 respecte de l'ajustament previ del model 9 (vegeu la taula.III.3.17). Baix: corbes predites per a la taxa instantània de mortalitat (Z_t), derivades dels ajustaments anteriors dels models 8 i 9. En gris: casos no inclosos en l'anàlisi de regressió per trobar-se clarament subestimats.

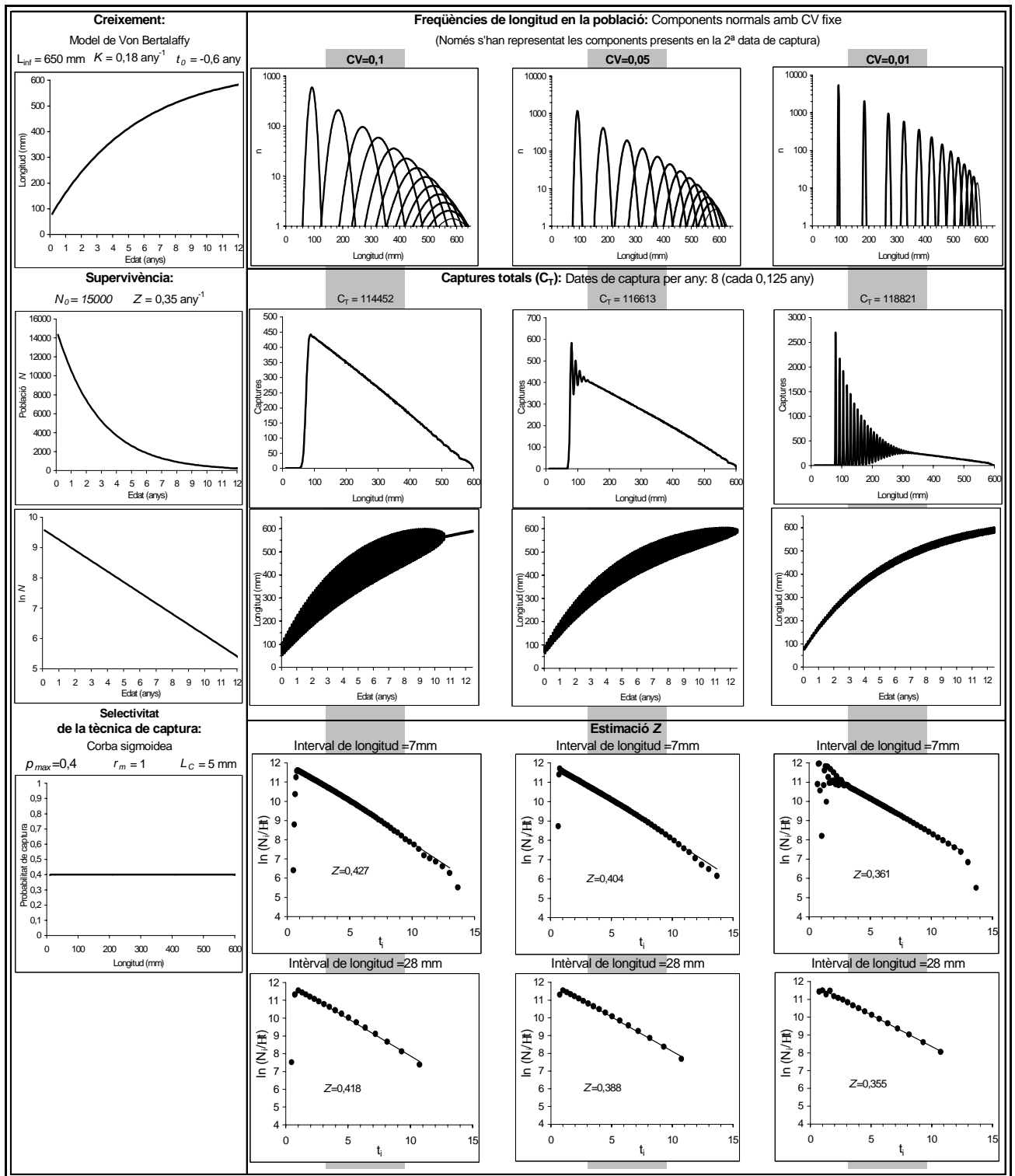


Figura III.3.36.A Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i estimació posterior de la taxa instantània de mortalitat (Z), per ajustament del model 9 a partir de les freqüències de longitud generades en la simulació (mètode de Pauly; vegeu el capítol II.5.4). Quadre de l'esquerra: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre superior dret: modelització de tres situacions de base alternatives amb una dispersió diferent de la variable longitud. Quadre mig dret: representació de les captures totals sumades per totes les hipotètiques dates de mostreig i de la dispersió global de longituds respecte de la corba de creixement de base. Quadre inferior dret: estimació, per regressió lineal sobre les dades derivades de les freqüències de longitud sumades, de la Z del model 9. (S'han exclòs de l'anàlisi els punts que queden fora de la projecció vertical de la recta representada.)

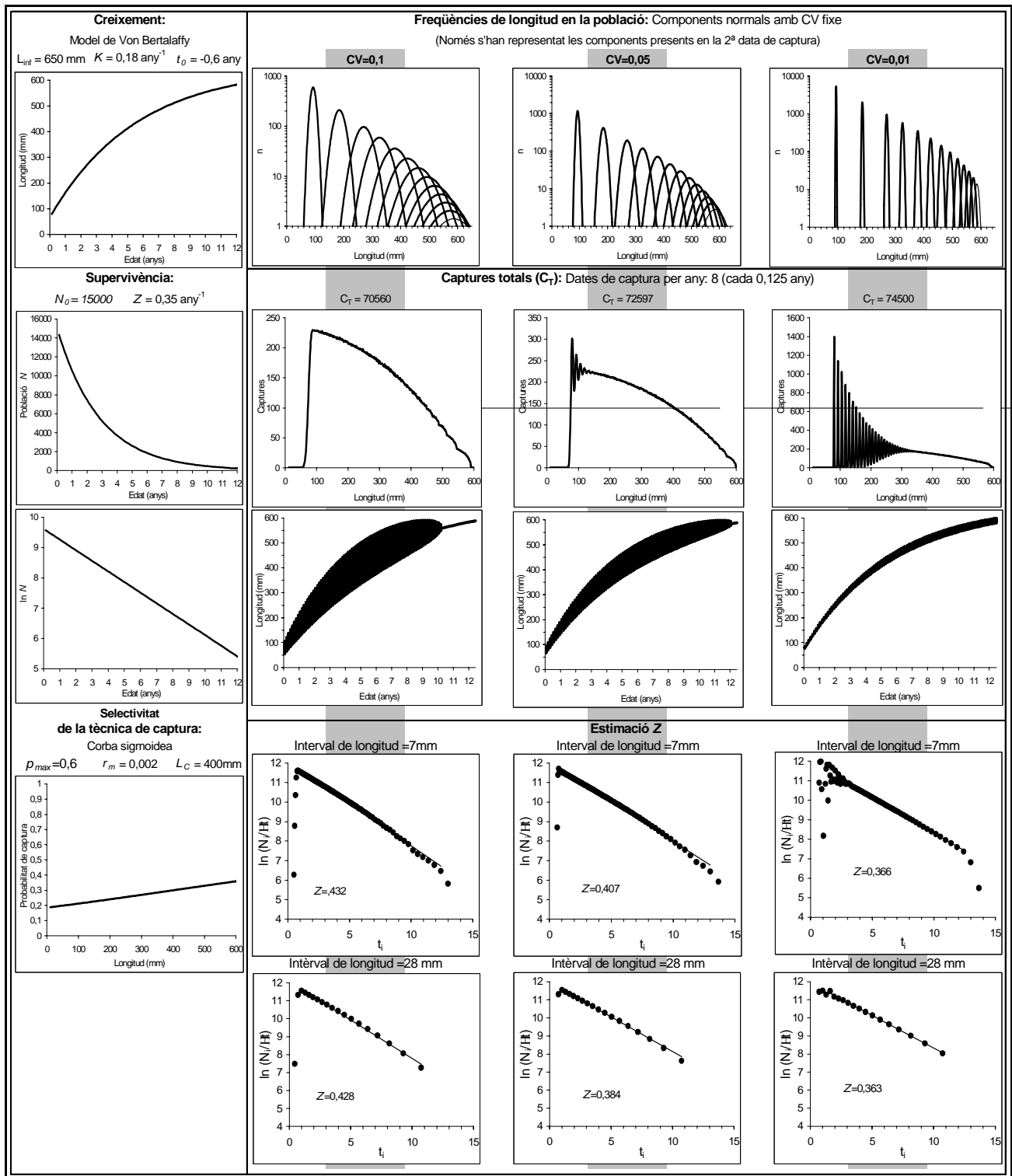


Figura III.36.B Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i estimació posterior de la taxa instantània de mortalitat (Z), per ajustament del model 9 a partir de les freqüències de longitud generades en la simulació (mètode de Pauly; vegeu el capítol II.5.4). Quadre de l'esquerra: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre superior dret: modelització de tres situacions de base alternatives amb una dispersió diferent de la variable longitud. Quadre mig dret: representació de les captures totals sumades per totes les hipotètiques dates de mostreig i de la dispersió global de longituds respecte de la corba de creixement de base. Quadre inferior dret: estimació, per regressió lineal sobre les dades derivades de les freqüències de longitud sumades, de la Z del model 9. (S'han exclòs de l'anàlisi els punts que queden fora de la projecció vertical de la recta representada.)

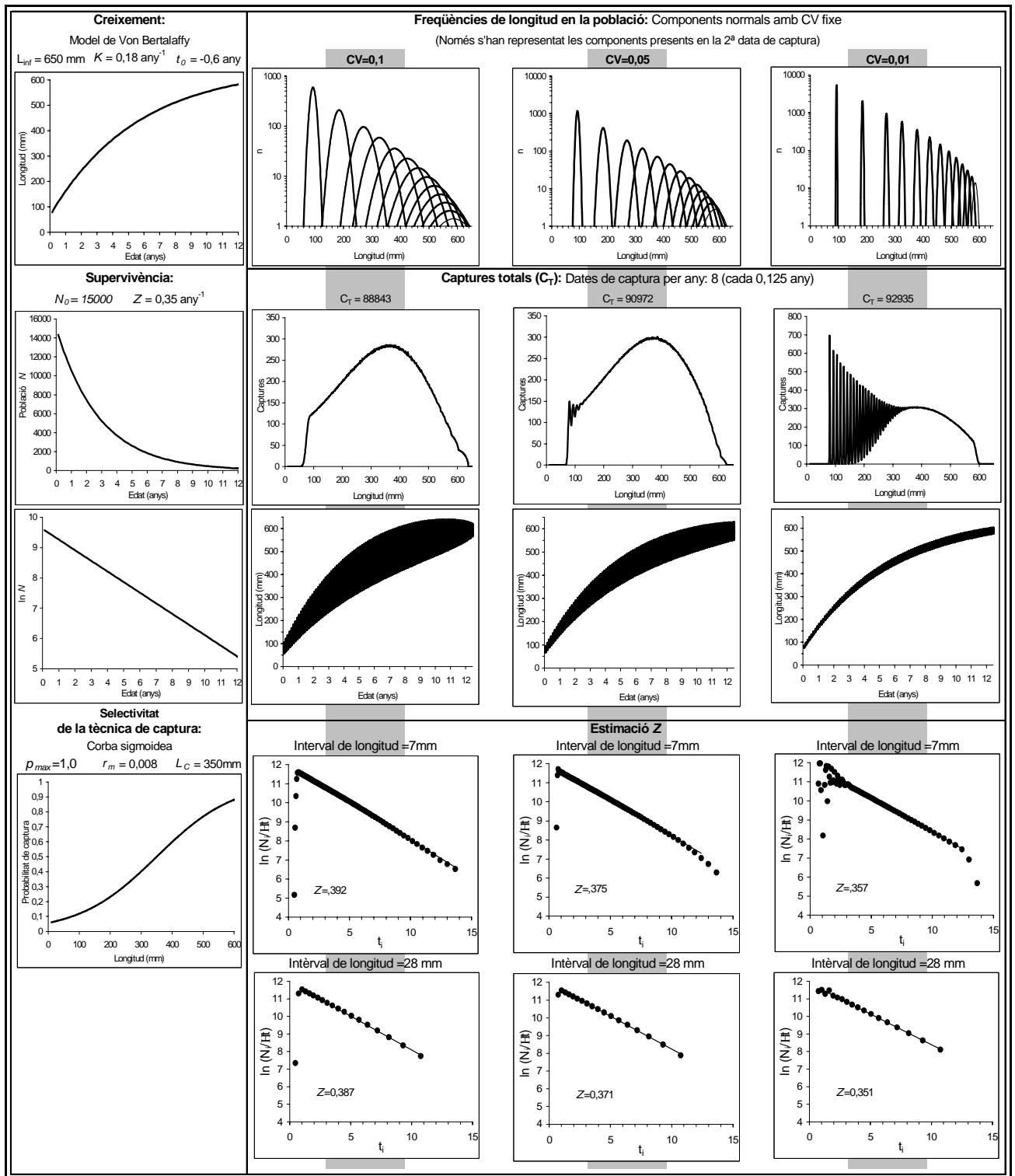


Figura III.3.36.C Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i estimació posterior de la taxa instantània de mortalitat (Z), per ajustament del model 9 a partir de les freqüències de longitud generades en la simulació (mètode de Pauly; vegeu el capítol II.5.4). Quadre de l'esquerra: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre superior dret: modelització de tres situacions de base alternatives amb una dispersió diferent de la variable longitud. Quadre mig dret: representació de les captures totals sumades per totes les hipotètiques dates de mostreig i de la dispersió global de longituds respecte de la corba de creixement de base. Quadre inferior dret: estimació, per regressió lineal sobre les dades derivades de les freqüències de longitud sumades, de la Z del model 9. (S'han exclòs de l'anàlisi els punts que queden fora de la projecció vertical de la recta representada.)

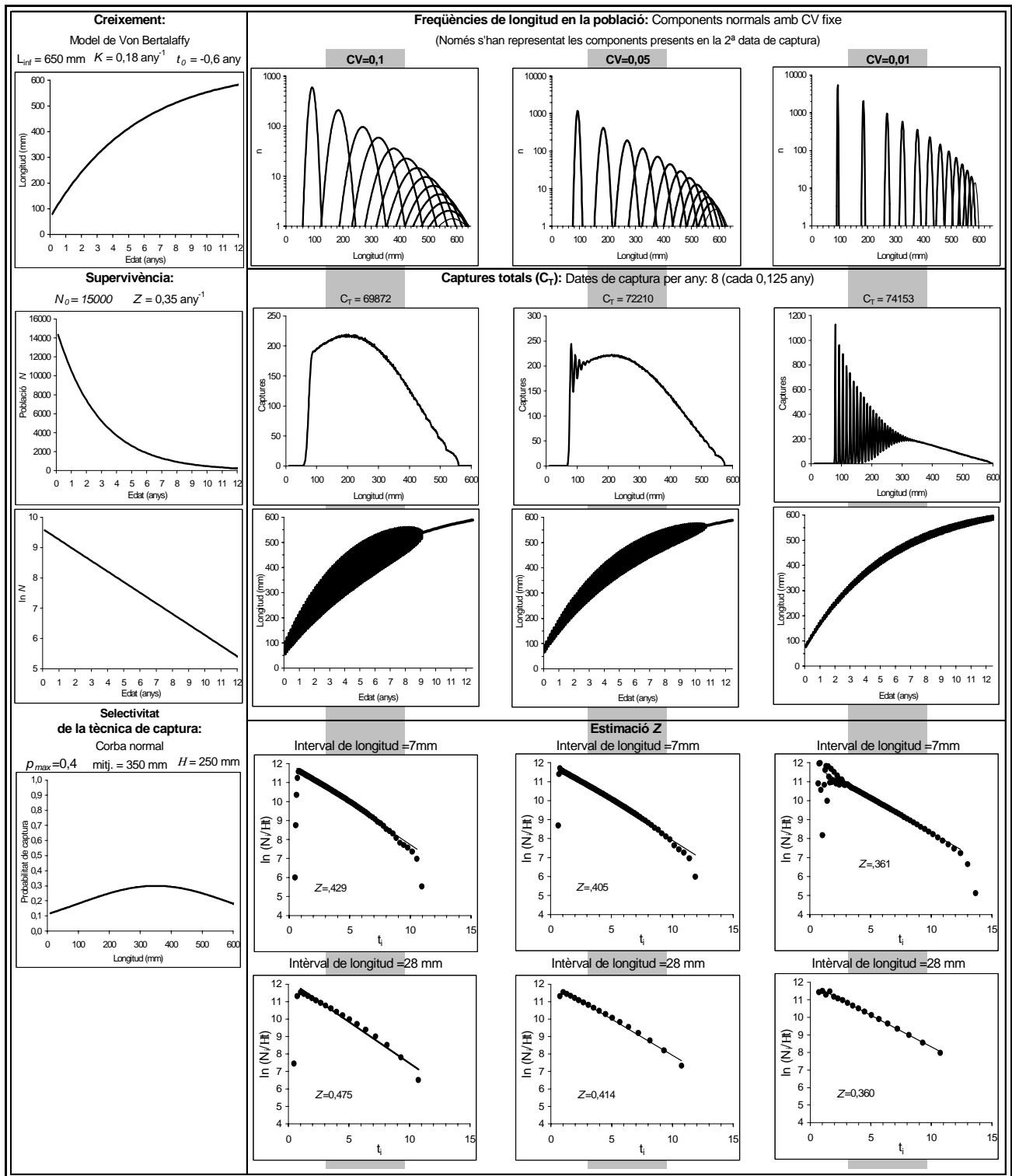


Figura III.36.D Simulació de grups de mostres independents extretes d'una població hipotètica, i estimació posterior de la taxa instantània de mortalitat (Z), per ajustament del model 9 a partir de les freqüències de longitud generades en la simulació (mètode de Pauly; vegeu el capítol II.5.4). Quadre de l'esquerra: modelització de la població de base i de la selectivitat de la tècnica de captura (valors dels paràmetres fixos). Quadre superior dret: modelització de tres situacions de base alternatives amb una dispersió diferent de la variable longitud. Quadre mig dret: representació de les captures totals sumades per totes les hipotètiques dates de mostreig i de la dispersió global de longituds respecte de la corba de creixement de base. Quadre inferior dret: estimació, per regressió lineal sobre les dades derivades de les freqüències de longitud sumades, de la Z del model 9. (S'han exclòs de l'anàlisi els punts que queden fora de la projecció vertical de la recta representada.)

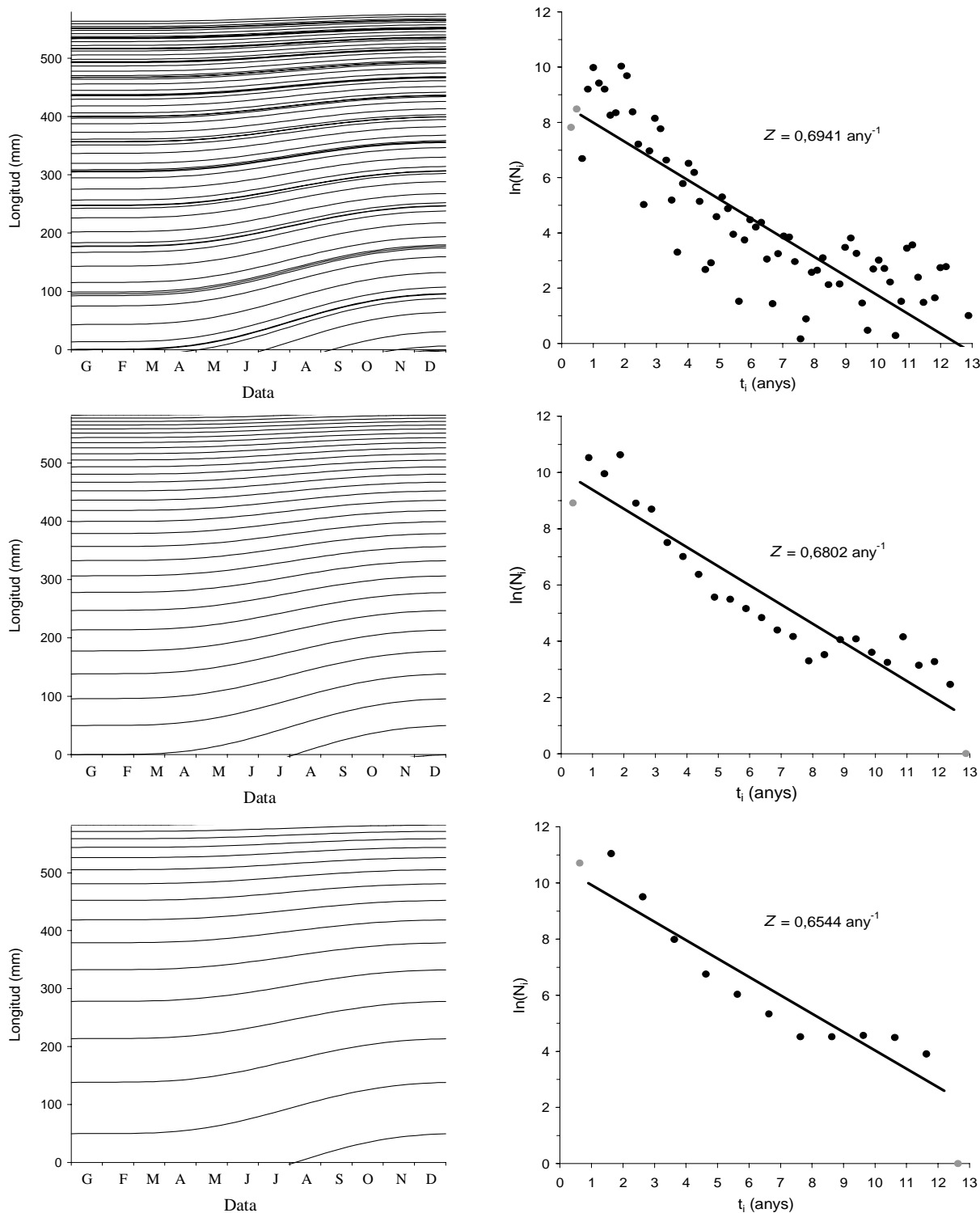


Figura III.3.37 Ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud [mètode de Pauly considerant l'estacionalitat en el creixement (model de Somers, (model 6)); vegeu el capítol II.5.4] (vegeu la taula III.3.18). Esquerra: plantilles gràfiques emprades per a la separació en grups d'edats de les freqüències i la seva posterior suma al llarg del període anual. (Paràmetres creixement emprats: $L_{\infty}=644,3$; $K=0,1615$; $t_0=-0,2727$; $C=1,0000$; $t_s=0,0980$; vegeu la taula III.2.2). Dreta: perfil de supervivència derivat del mètode aplicat i ajustament del model 9. En gris: casos no inclosos en l'anàlisi de regressió. Altres dades: Dalt: amplitud d'edat =0,1772; 1a edat (t_1)=0,2974; $n=72$. Mig: amplitud d'edat =0,5; 1a edat (t_1)=0,3793; $n=24$. Baix: amplitud d'edat =1,0; 1a edat (t_1)=0,6293; $n=12$.

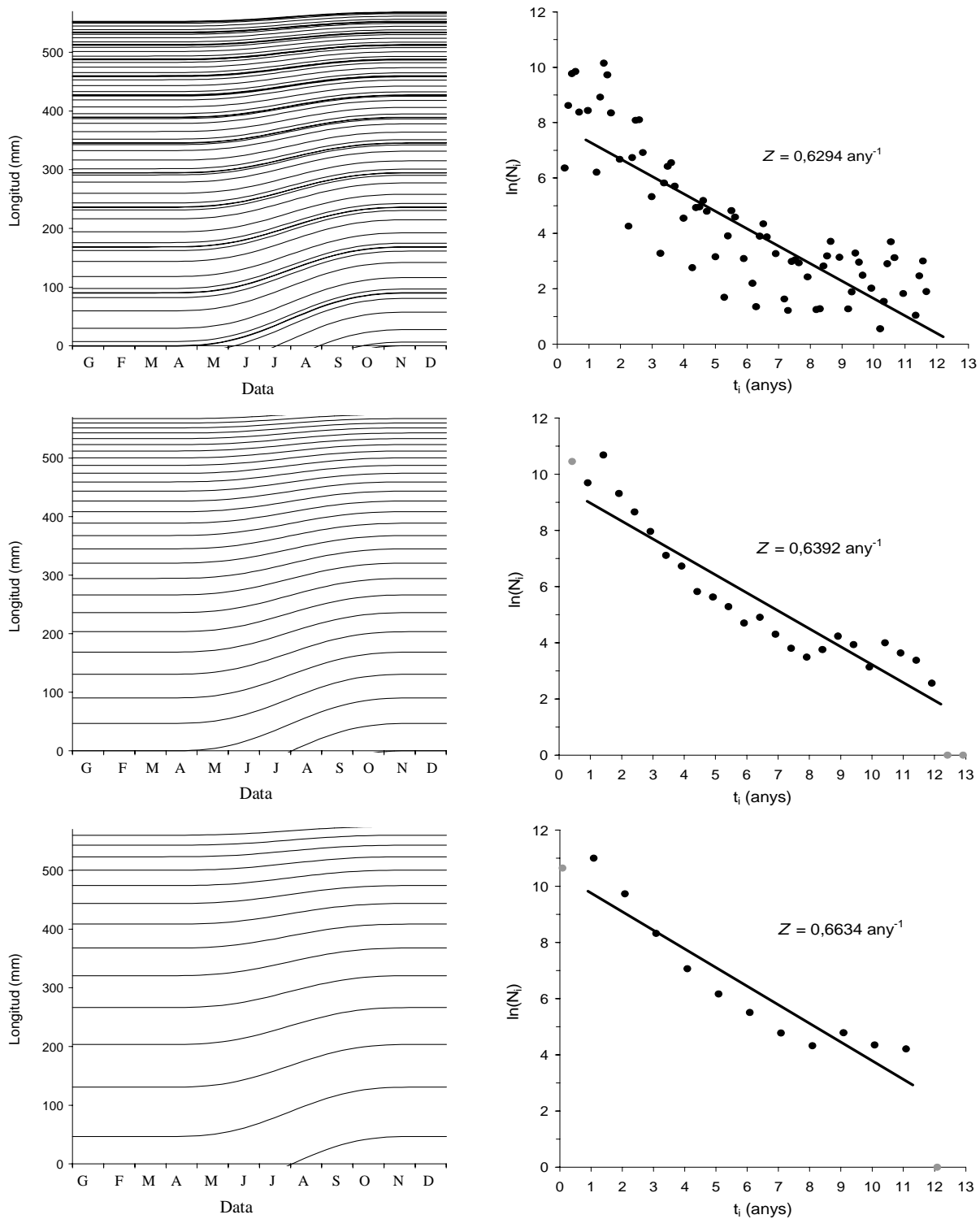


Figura III.3.38 Ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud [mètode de Pauly considerant l'estacionalitat en el creixement (model de Pauly, (model 17)); vegeu el capítol II.5.4] (vegeu la taula III.3.19). Esquerra: Plantilles gràfiques emprades per a la separació en grups d'edats de les freqüències i la seva posterior suma al llarg del període anual (Paràmetres creixement emprats: $L_{\infty}=669,2$; $K'=0,2149$; $t_0=-0,5017$; $NGT=0,3251$; $t_s=0,0519$; vegeu la taula III.2.10, cohort 1997). Dreta: perfil de supervivència derivat del mètode aplicat i ajustament del model 9. En gris: casos no inclosos en l'anàlisi de regressió. Altres dades: Dalt: amplitud d'edat (t')=0,1139; 1a edat (t_1)=0,2372; $n=74$. Mig: amplitud d'edat (t')=0,3374; amplitud d'edat (t)=0,5; 1a edat (t_1)=0,4175; $n=24$. Baix: amplitud d'edat (t')=0,6749; amplitud d'edat (t)=1,0; 1a edat (t_1)=0,0863; $n=12$.

Amplitud dels intervals d'edat (t)	Model	Dades	$\ln N_0$	Z_0	Z_1	λ_z	N	R^2	AIC _C	
0,1772 anys	9 (Z_t ct)	$t_i > 0,7$	8,686 (0,399)	0,6941 (0,0518)	-	-	69	0,7245	-	
0,5 Anys	9 (Z_t ct)	$4,0 > t_i > 0,7$	11,987 (0,517)	1,2405 (0,2001)	-	-	7	0,8618	-	
		$8,0 > t_i \geq 4,0$	9,609 (0,393)	0,7663 (0,0631)	-	-	8	0,9545	-	
		$8,0 > t_i > 0,7$	11,495 (0,274)	1,0637 (0,0561)	-	-	15	0,9624	-	
		$12,5 > t_i \geq 8,0$	5,184 (1,241)	0,1528 (0,1217)	-	-	9	0,0762	-	
		$12,5 > t_i > 0,7$	10,063 (0,437)	0,6802 (0,0608)	-	-	24	0,9672	2,39	
	8 i 7 (Z_t no ct)	$12,5 > t_i > 0,7$	13,284 (0,611)	0 (fixat)	2,4863 (0,3978)	0,2282 (0,0340)	24	0,9639	-27,87	
		$12,5 > t_i > 0,7$	12,588 (0,568)	-33,502 (802,98)	35,2731 (802,64)	0,0049 (0,1178)	24	0,9717	-30,44	
	1,0 anys	Z_t ct (9)	$4,0 > t_i > 0,7$	13,535 (0,0158)	1,5303 (0,0057)	-	-	3	0,9999	-
			$8,0 > t_i \geq 4,0$	10,184 (0,118)	0,7385 (0,0190)	-	-	4	0,9980	-
			$8,0 > t_i > 0,7$	12,249 (0,426)	1,0670 (0,0844)	-	-	7	0,9636	-
$12,5 > t_i \geq 8,0$			6,303 (1,063)	0,1909 (0,1043)	-	-	4	0,4390	-	
$12,5 > t_i > 0,7$			10,579 (0,662)	0,6544 (0,0902)	-	-	11	0,8378	5,998	
8 i 7 (Z_t no ct)		$12,5 > t_i > 0,7$	15,748 (0,696)	0 (fixat)	3,5387 (0,4763)	0,2904 (0,0284)	11	0,9919	-25,82	
		$12,5 > t_i > 0,7$	15,051 (0,5188)	-0,3627 (0,5188)	3,2104 (0,3002)	0,1898 (0,0988)	11	0,9932	-21,57	

Taula III.3.18 Ajustament de models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les freqüències de longitud [mètode de Pauly considerant l'estacionalitat en el creixement (model de Somers, (model 6)); vegeu el capítol II.5.4; (vegeu les plantilles gràfiques de la figura.III.3.37)]. (Model 9: regressió lineal; models 8 i 7: regressió no lineal). En gris: paràmetre amb valors estimats no interpretables degut al processament previ de les dades.

Amplitud dels intervals d'edat (t)	Model	Dades	$\ln N_0$	Z_0	Z_1	λ_z	N	R^2	AIC _C	
0,1139 (t')	9 (Z_t ct)	$t_i > 0,7$	7,939 (0,3819)	0,6294 (0,0522)	- -	- -	67	0,6867	-	
0,5 Anys	9 (Z_t ct)	$4,0 > t_i > 0,7$	11,602 (0,517)	1,2435 (0,1977)	- -	- -	7	0,8653	-	
		$8,0 > t_i \geq 4,0$	8,887 (0,343)	0,6719 (0,0547)	- -	- -	8	0,9554	-	
		$8,0 > t_i > 0,7$	10,939 (0,289)	0,9954 (0,0587)	- -	- -	15	0,9533	-	
		$12,0 > t_i \geq 8,0$	6,653 (1,345)	0,3024 (0,1315)	- -	- -	8	0,3801	-	
		$12,0 > t_i > 0,7$	9,613 (0,408)	0,6393 (0,0565)	- -	- -	23	0,8524	0,254	
	8 i 7 (Z_t no ct)	$12,0 > t_i > 0,7$	12,748 (0,594)	0 (fixat)	2,3941 (0,3871)	0,2320 (0,0342)	23	0,9637	-30,75	
		$12,0 > t_i > 0,7$	12,645 (0,705)	-0,7143 (1,6310)	2,6842 (1,1740)	0,1132 (0,1374)	23	0,9658	-28,97	
	1,0 anys	Z_t ct (9)	$4,0 > t_i > 0,7$	12,484 (0,095)	1,3412 (0,0422)	- -	- -	4	0,9980	-
			$8,0 > t_i \geq 4,0$	10,085 (0,753)	0,1996 (0,7529)	- -	- -	3	0,9935	-
			$8,0 > t_i > 0,7$	11,785 (0,311)	1,0459 (0,0684)	- -	- -	7	0,9748	-
$12,0 > t_i \geq 8,0$			5,171 (1,231)	0,0786 (0,1276)	- -	- -	4	0,2607	-	
$12,0 > t_i > 0,7$			10,424 (0,5935)	0,6634 (0,0865)	- -	- -	11	0,8525	18,52	
8 i 7 (Z_t no ct)		$12,0 > t_i > 0,7$	13,805 (0,535)	0 (fixat)	2,7019 (0,3827)	0,2623 (0,0324)	11	0,9888	-16,86	
		$12,0 > t_i > 0,7$	13,100 (0,461)	-2,3562 (4,4764)	4,3085 (4,4764)	0,0602 (0,0957)	11	0,9936	-15,69	

Taula III.3.19 Ajustament de models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les freqüències de longitud [mètode de Pauly considerant l'estacionalitat en el creixement (model de Pauly, (model 17)); vegeu el capítol II.5.4; (vegeu les plantilles gràfiques de la figura III.3.38)]. (Model 9: regressió lineal; models 8 i 7: regressió no lineal). En gris: paràmetre amb valors estimats no interpretables degut al processament previ de les dades.

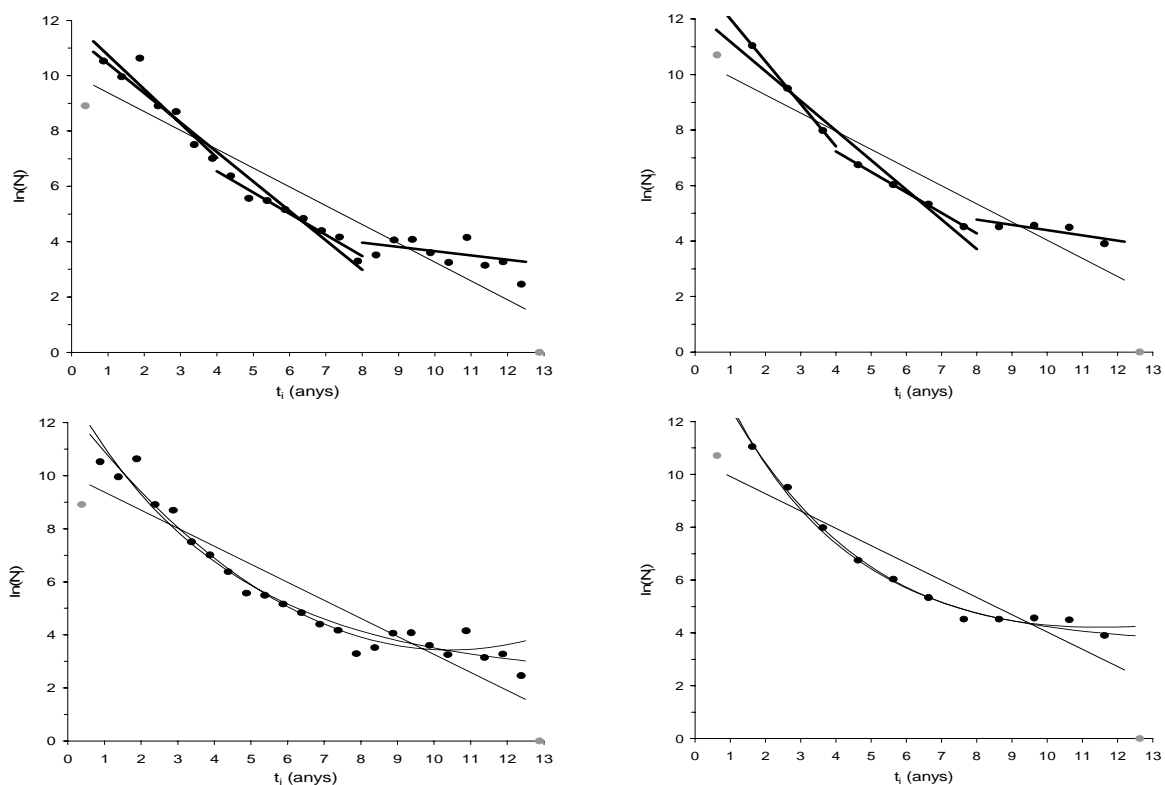


Figura III.3.39 Dalt: ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud, fragmentant-les en diversos blocs d'amplitud variable (vegeu la taula.III.3.18). Baix: ajustament dels models de supervivència variable 7 i 8 respecte de l'ajustament previ del model 9 (vegeu la taula.III.3.18). En gris: casos no inclosos en les anàlisis de regressió.

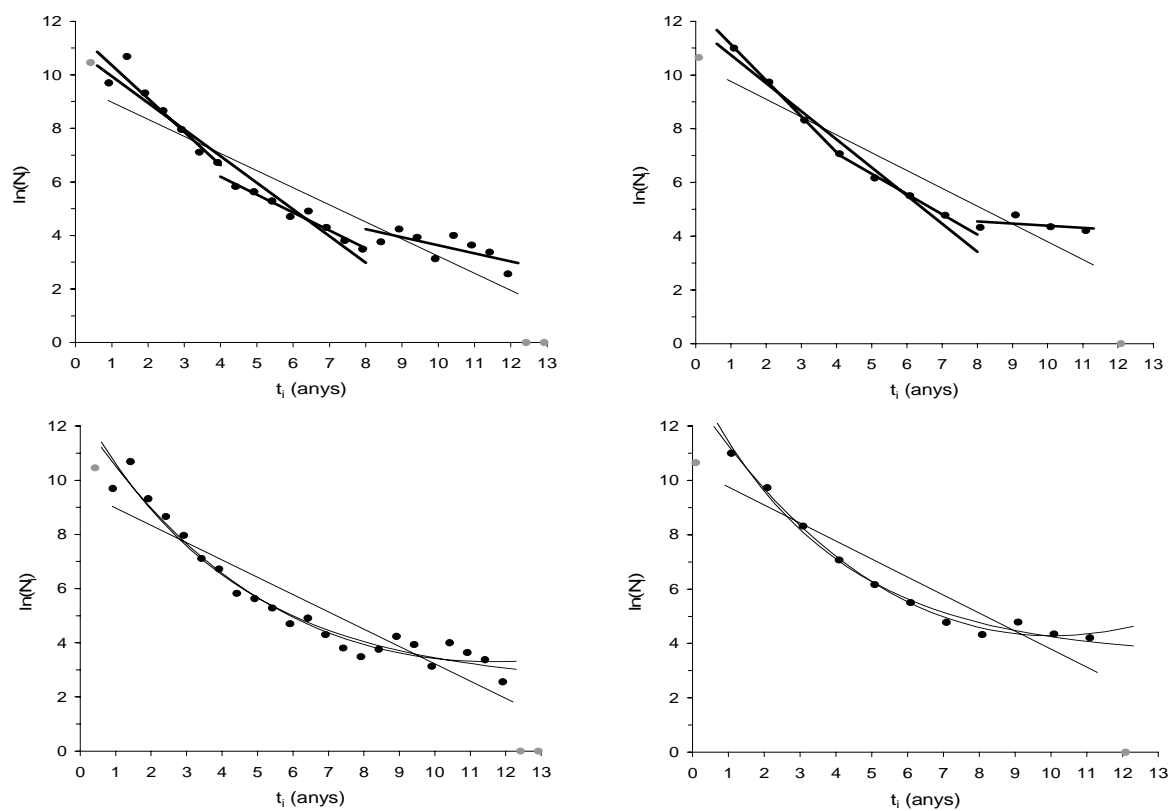


Figura III.3.40 Dalt: ajustament del model exponencial de supervivència (model 9) a les freqüències de longitud, fragmentant-les en diversos blocs d'amplitud variable (vegeu la taula.III.3.19). Baix: Ajustament dels models de supervivència variable 7 i 8 respecte de l'ajustament previ del model 9 (vegeu la taula.III.3.19). En gris: casos no inclosos en les anàlisis de regressió.

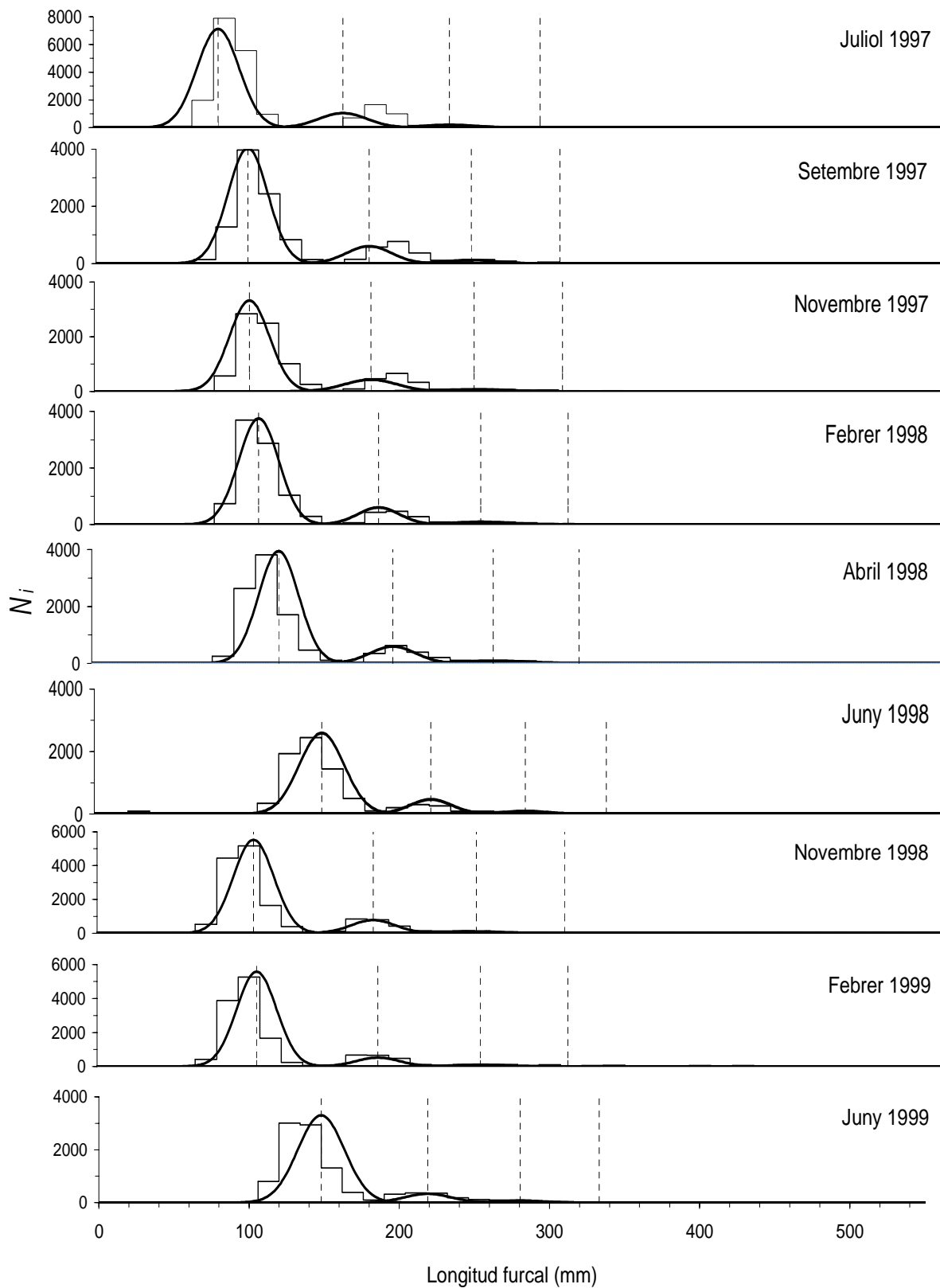


Figura III.3.41 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN, per a l'estimació de Z . Ajustament α [Model 2, 4 classes d'edat (vegeu la taula III.3.20)].

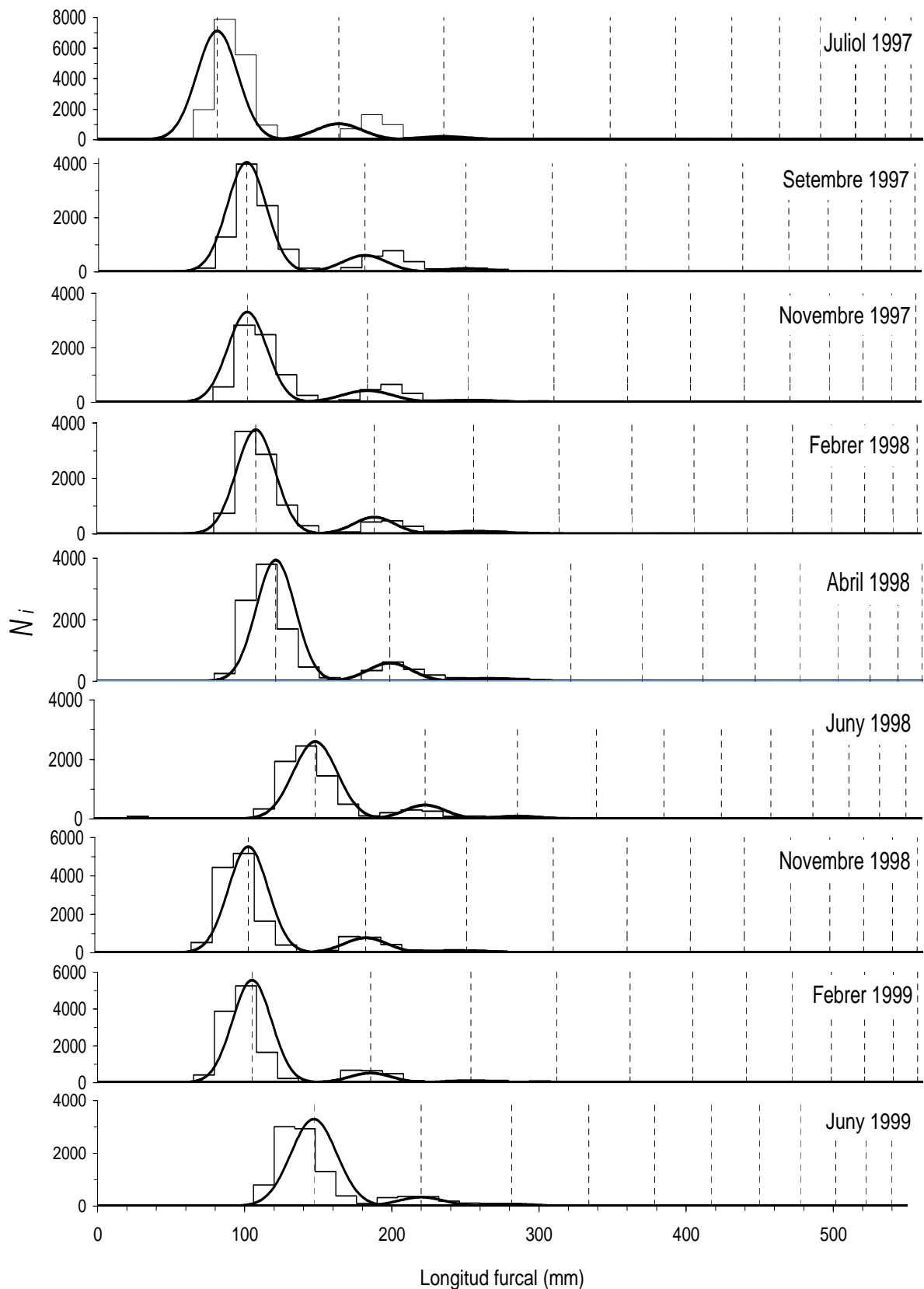


Figura III.3.42 Anàlisi de freqüències de longitud amb el MULTIFAN, per a l'estimació de Z. Ajustament b [Model 2, 4 classes d'edat (vegeu la taula III.3.20)].

Ajust.	# classes d'edat	K	L_∞	t_1	ϕ_1	ϕ_2	λ_1	λ_2	t'_1	t_0	t_s	Z
<i>a</i>	4	0,1570 (0,0122)	636,8 (2,2)	0,7400 (0,0124)	0,9600 (0,0045)	0,9690 (0,0026)	17,59 (3,20)	1,7210 (0,0078)	0,14	-0,60	0,109	1,49
<i>b</i>	12	0,1570 (0,4023)	642,5 (3,6)	0,7200 (0,4024)	0,9590 (0,0049)	0,9780 (0,0065)	19,75 (9,00)	1,9290 (0,0032)	0,14	-0,58	0,118	1,48

Taula III.3.20 Resum dels principals paràmetres, i dels seus errors estàndards (entre parèntesis), estimats mitjançant el MULTIFAN per al millor ajustament assolit per al model 2 (vegeu la taula III.2.8), i estimació associada de la taxa instantània de mortalitat (Z , en negreta).

Ajustament dels models de supervivència a algunes estimacions addicionals de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura

Fins aquí, el model de supervivència variable de Gompertz (model 8), o derivats seus com el model 7, no s'havien pogut aplicar amb gaires garanties a les estimacions provinents del marcatge-recaptura, ja que no es disposava d'un rang d'edats suficientment ampli. Per altra banda, els ajustaments realitzats amb aquest model a partir de les freqüències de longitud, presentats en l'apartat anterior, tot i haver resultat força clarificadors i també malgrat les simulacions realitzades, no deixen d'estar realitzats sobre dades indirectes (N_i per interval de longitud) que al mateix temps depenen, en aquest estudi almenys, d'altres dades indirectes (\hat{p}_i , obtingudes en el marcatge-recaptura). Pot quedar, doncs, algun dubte sobre el perfil de supervivència que realment és propi de la població analitzada. Així, amb la finalitat de contrastar els ajustaments anteriors del model 8, aquí s'han ajustat a les estimacions intercampanyes derivades del mètode de Jolly-Seber (taula III.3.2), ja que se'n disposa per a més edats que en els altres jocs d'estimacions disponibles de la grandària poblacional, i, alhora, són, com ja s'ha explicat, probablement més fiables que les estimacions intracampanyes obtingudes també amb el mètode de Lincoln-Petersen. Donat que només es disposa d'estimacions hivernals d'aquest tipus, no s'han pogut ajustar els models de supervivència amb estacionalitat. Per altra banda, s'ha descartat també l'ajustament del model 7 perquè previsiblement hauria donat resultats molt poc satisfactoris, com abans s'ha mostrat, i en tot cas hauria generat corbes predites poc diferenciables de les del més simple model 8.

Amb tot, les estimacions de la grandària poblacional que ara s'utilitzen com a dades de base per a les regressions amb els models de supervivència inclouen, pels grups d'edat més enllà dels tres anys per als quals no és possible la separació *de visu* de les captures (vegeu la figura II.5.1), estimacions de N_i obtingudes per a intervals d'edat assignats a partir d'amplis intervals de longitud de manera semblant a com s'ha fet en el més senzill dels mètodes de l'apartat anterior. Per aquest motiu, i per a no obtenir estimacions esbiaixades de Z (vegeu el capítol II.5.4), s'ha fet necessari ajustar els models de supervivència de la mateixa manera que s'ha fet amb aquell mètode (variable dependent: $\ln(N_i/\Delta t)$). En definitiva, malgrat que aquestes estimacions de N_i s'han obtingut aplicant directament un mètode simple de marcatge-recaptura, el procediment aplicat per a l'estimació de Z és encara un tant similar al de l'apartat

anterior, de manera que pot no ésser un contrast suficient de cara a la validació definitiva dels perfils de supervivència.

En qualsevol cas, els resultats (taula III.3.21 i figura III.3.43) mostren novament que el model 8 s'ajusta sempre molt millor que no pas el senzill model de supervivència constant (model 9). Per altra banda, les estimacions de Z derivades d'aquest darrer model són molt similars a les obtingudes en l'apartat anterior, i el mateix passa amb les dels paràmetres del model 8 (Z_1 i λ_Z). A més a més, s'observa que, a mesura que s'amplien els intervals d'edat en els grups d'edat majors als tres anys, s'obtenen estimacions de Z més altes i corbes ajustades pel model 8 menys còncaves. Això, lògicament, és degut simplement a un efecte estadístic que es dona en anar eliminant casos de la dreta del rang d'edats. Per tant, en principi, els ajustaments més fiables pel que fa a una correcta descripció del perfil real de supervivència de la població analitzada serien precisament els que s'han realitzat sobre més casos, tot i que algunes de les estimacions de N_i incloses puguin ésser alhora menys exactes (vegeu l'apartat III.3.1).

Model	$\ln N_0$	N_0	Z_0	Z_1	λ_Z	n	R^2	AIC _C
9 (Z ct)	8,247 (0,532)	3816,1	0,6908 (0,0837)	- -	- -	16	0,8174	11,33
8 (Z no ct) (Gompertz)	10,691 (0,565)	43958,4	0 (fixat)	2,6393 (0,5115)	0,2840 (0,0535)	16	0,9590	-7,84
9 (Z ct)	8,602 (0,503)	5442,5	0,7866 (0,1024)	- -	- -	12	0,8405	7,70
8 (Z no ct) (Gompertz)	10,691 (0,395)	43958,4	0 (fixat)	2,6827 (0,3958)	0,3016 (0,0463)	12	0,9811	-12,06
9 (Z ct)	9,031 (0,412)	8358,2	0,9744 (0,1026)	- -	- -	10	0,9084	3,10
8 (Z no ct) (Gompertz)	10,582 (0,298)	39418,9	0 (fixat)	2,5015 (0,2980)	0,2594 (0,0386)	10	0,9902	-12,09

Taula III.3.21 Ajustament de models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les estimacions intercampaña de la grandària poblacional obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen (vegeu la taula III.3.2). (Model 9: regressió lineal; models 8: regressió no lineal).

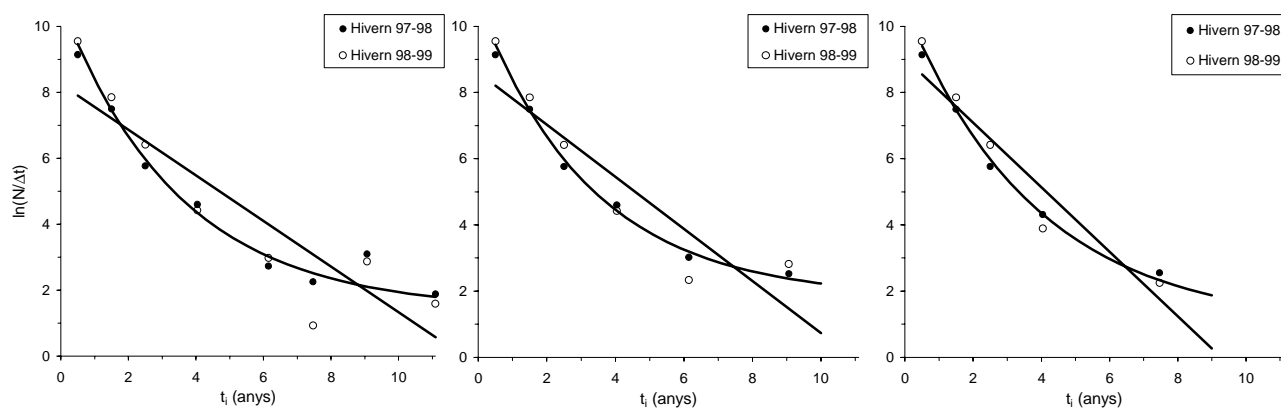


Figura III.3.43 Ajustament dels models de supervivència 9 (rectes) i 8 (corbes) a les estimacions intercampaña de la grandària poblacional obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen (vegeu la taula III.3.21).

Ajustament dels models de supervivència a les captures per edat de novembre de 1999

Per a contrastar encara més, i definitivament, els resultats obtinguts fins aquí amb els models 9 i 8 de supervivència s'han ajustat de nou a noves dades. En aquest cas, s'ha recorregut a l'única mostra disponible amb totes les captures amb edat assignada –a partir de l'anàlisi dels otòlits–, la de novembre de 1999, és a dir, la darrera de les campanyes del mostreig, en la qual es varen sacrificar tots els individus grans que, per la seva mida, no se'ls hauria pogut assignar amb certesa una edat concreta a partir de la longitud. A més a més, per a aquesta mostra es disposa també del sexe de les captures, cosa que ha permès ajustar també els models de supervivència separant les dades per aquest factor.

Tenint en compte els perfils de capturabilitat, tant els observats com els ajustats amb els models corresponents (figures III.3.18 a III.3.21), i el fet que les dades a analitzar provenen d'una única data, s'ha optat per efectuar les regressions directament sobre les captures, transformades logarítmicament (taula III.3.22 i figura III.3.44). Per a fer-ho sobre estimacions de la grandària poblacional, no disponibles a través dels mètodes de marcatge-recaptura per a aquesta data, hauria calgut recórrer a les obtingudes mitjançant l'aplicació de les capturabilitats predites (taula III.3.11), opció que en aquest cas no hauria pas generat resultats més fiables que la utilització directa de les captures. Ha calgut, però, ometre de l'anàlisi les captures dels joves de l'any, donat que aquests presenten clarament una capturabilitat molt inferior a la resta, fet que, per altra banda, es veu ben reflectit en la excessivament baixa posició relativa del punts dels gràfics corresponents a aquest grup d'edat.

Els resultats sense separar per sexes són molt similars als obtinguts en els dos apartats anteriors, tot i haver-se obtingut a partir d'una mostra en què precisament les captures de peixos vells foren més aviat poc abundants en comparació amb les mostres d'altres campanyes (vegeu, per exemple, les figures II.5.1), fet que ha pogut introduir un cert biaix en les estimacions dels paràmetres dels models de supervivència. Si realment s'ha donat aquesta menor presència en relació al previsible en les captures dels més vells, aquest biaix hauria estat cap a una sobreestimació de Z pel model 9 i, en el cas del model 8, almenys cap a una menor convexitat (menor λ_z) de la corba ajustada, que justament és el sentit en què sembla donar-se l'escassa diferència que s'observa en els valors d'aquests paràmetres respecte dels ajustaments comparables dels apartats anteriors.

Pel que fa als mascles, aparentment mostren un perfil de supervivència molt poc còncau. Ara bé, cal tenir present les poques edats en què apareixen representats, tant en la resta de mostres com especialment en aquesta, fet que, al marge d'anar lligat a una probable menor longevitat, influeix sobre l'aparició clara del corbament del perfil. De fet, en les regressions fetes per als mascles, l'absència en la mostra de captures de cinc anys i l'escassa presència (una sola captura) per al grup d'edat següent, determina que s'assoleixin ajustaments amb un pendent acusat, és a dir, amb una Z estimada molt propera a la que s'obtindria només amb els primers grups d'edat, i tenint en compte que no s'inclouen els joves de l'any. Tanmateix, comparant la

posició relativa dels primers quatre punts (edats 1+ a 4+) als gràfics separats de mascles i femelles, es pot veure que són molt similars, malgrat que en les femelles s'assoleixen ajustaments molt similars als globals. Això, en definitiva, indica un clar paral·lelisme entre els perfils de supervivència de mascles i femelles, almenys per als quatre primers anys de vida. Després d'aquesta edat, resta la incertesa a partir d'aquesta única mostra de si realment es dona una major mortalitat dels mascles que desembocaria en una menor longevitat mitjana i màxima, o bé que, potser fins i tot donant-se una supervivència en els mascles menor que en les femelles, aquesta no sigui realment tan baixa en la població com les poques dades indiquen. Per a aclarir-ho bé caldria disposar d'una mostra més gran on els exemplars vells, lògicament sempre molt rars en les captures i per tant presents en aquestes molt més erràticament per un major efecte de l'atzar, estiguessin més ben representats en relació a l'estructura poblacional real.

En qualsevol cas, tot plegat, tant els resultats d'aquest apartat com els de l'anterior, confirma la tendència de la població de perca americana de l'Estany a exhibir un model de supervivència de tipus III. I, al mateix temps, també confirma el bon funcionament dels mètodes aplicats dos apartats enrere, especialment pel que fa als més complexos (aquells que tenen en compte l'estacionalitat del creixement), ja que són els que presenten uns resultats més concordants amb els que aquí i en l'apartat anterior es mostren.

Dades	Model	$\ln N_0$	Z_0	Z_1	λ_z	n	R^2	AIC _C
Tots	9 (Z ct)	7,490 (0,491)	0,8865 (0,0813)	- -	- -	9	0,9364	0,222
	8 (Z no ct) (Gompertz)	10,289 (0,496)	0 (fixat)	2,5010 (0,3190)	0,2048 (0,0280)	9	0,9949	-14,099
Masclles	9 (Z ct)	7,910 (0,213)	1,2405 (0,0526)	- -	- -	5	0,9928	11,470
	8 (Z no ct) (Gompertz)	8,571 (0,402)	0 (fixat)	1,6712 (0,2559)	0,0758 (0,0393)	5	0,9981	*
Femelles	9 (Z ct)	6,612 (0,502)	0,7838 (0,0830)	- -	- -	9	0,9167	0,596
	8 (Z no ct) (Gompertz)	9,736 (0,513)	0 (fixat)	2,6635 (0,3551)	0,2455 (0,0305)	9	0,9944	-15,214

Taula III.3.22 Ajustament de models de supervivència (vegeu la taula II.5.9) a les captures per edat de la campanya de novembre de 1999. (Model 9: regressió lineal; model 8: regressió no lineal).

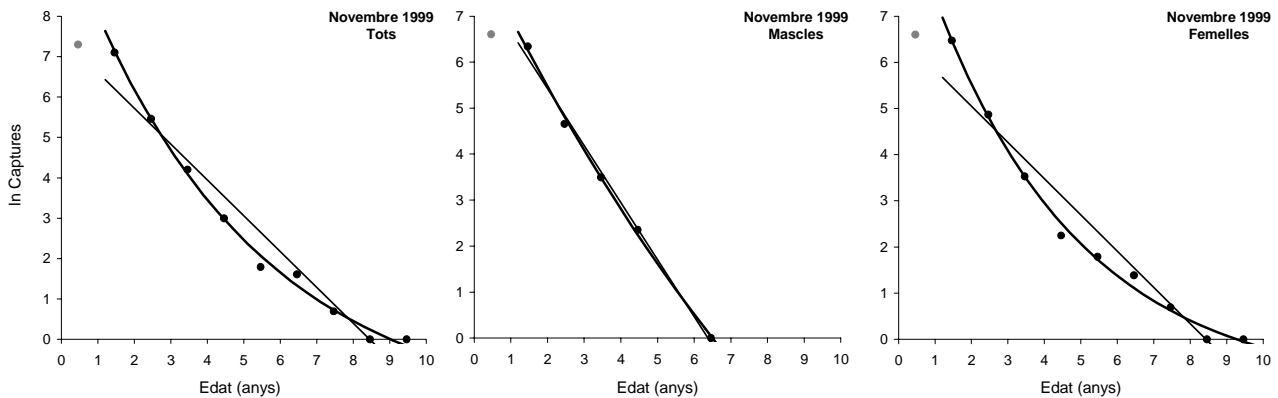


Figura III.3.44 Ajustament dels models de supervivència 9 (rectes) i 8 (corbes) a les captures per edat de la campanya de novembre de 1999 (vegeu la taula III.3.22). En gris: valor no inclòs en les regressions perquè es presenta descompensat respecte de la resta per una menor capturabilitat.

Ajustament del model de supervivència constant a les CPUE

En molts estudis de poblacions de peixos, per no dir la majoria, no es disposa, sovint perquè no és assolible i altres vegades perquè no es fa necessari, d'estimacions de les N_i , de manera que cal recórrer a l'ús de les CPUE per a conèixer el perfil de supervivència i estimar-ne els principals paràmetres, especialment pel que fa a la Z . Tot i que no era el cas d'aquest estudi, s'ha ajustat igualment el model exponencial (model 9) a les CPUE per grup d'edat disponibles (U_i , U'_i , i U''_i ; vegeu el capítol II.5.4) per al conjunt de les campanyes de mostreig, amb la finalitat de contrastar les estimacions de Z amb les obtingudes anteriorment. S'ha descartat, en canvi, l'ajustament a aquestes dades de models amb estacionalitat en la supervivència, com ara el model 6, ja que les oscil·lacions observades en les CPUE poden incorporar l'efecte de les variacions també estacionals de la capturabilitat. De fet, donat que aquestes segones variacions estacionals són independents de les primeres, i es donen, com ja s'ha vist, en una forma diferent, el seu efecte sobre l'evolució intranual de les CPUE pot ésser clarament distorsionador.

Els resultats (taula III.3.23 i figura III.3.45) mostren com, efectivament, s'assoleixen estimacions de la taxa instantània de mortalitat molt similars a les obtingudes anteriorment, tot i que cal eliminar de les anàlisis els casos amb edats inferiors al mig any, donat que aquests grups presenten unes CPUE clarament esbiaixades respecte de la resta dels grups d'edat per l'efecte d'una molt menor capturabilitat. Per altra banda, convé remarcar que novament s'obté una estimació alta de la Z degut a que els grups d'edats inclosos en l'anàlisi són pocs i de baixa edat, de manera que en realitat les estimacions obtingudes per a aquest paràmetre són tan sols atribuïbles a aquesta fase d'edat primerenca (0,5 a 2,5 anys), mentre que probablement la resta de grups d'edat no inclosos en l'anàlisi de les CPUE es trobin sotmesos a menors mortalitats.

Finalment, aquestes anàlisis també han permès comprovar que pràcticament no hi ha diferències entre l'ús de les tres variants de l'índex relatiu (U_i , U'_i , i U''_i) per a l'estimació de la mortalitat. Això indica que el mostreig ha assolit adequadament la seva pretensió inicial d'estandarditzar l'aplicació de l'esforç sobre el terreny, si més no en el context d'aquestes anàlisis ara fetes, i que, per tant, pot ésser repetit seguint el mateix procediment de cara a l'obtenció de més resultats comparables entre si i amb els ja obtinguts sobre la supervivència d'aquesta i altres poblacions situades en ambients similars, com ara embassaments o altres llacs. El pendent (Z) de les tres rectes ajustades per a aquests índexs és, doncs, gairebé el mateix, com es pot veure en el paral·lelisme que mostren en les figures corresponents. L'ordenada a l'origen ($\ln U_0$) d'aquestes rectes no té cap interpretació d'utilitat, almenys en aquest estudi on no es pretén comparar el reclutament entre poblacions o entre anys d'una llarga sèrie temporal, i encara menys tenint en compte que precisament durant les edats més baixes tant la capturabilitat com la mortalitat són molt diferents de la resta d'edats i ràpidament canviants.

Model	Dades	a^+	Z_0	n	r^2	
9 (Z ct)	4,0 > t _i > 0,0 (totes)	\hat{N}_i (L-P)	9,6774 (0,1928)	1,4248 (0,0947)	29	0,8894
		\hat{N}_i (J-S)	9,9340 (0,1179)	1,3877 (0,0605)	28	0,9511
		U_i (ind/s)	9,4406 (0,2893)	0,9102 (0,1307)	52	0,4821
		U'_i (ind/m)	9,6619 (0,2904)	0,8969 (0,1312)	52	0,4726
		U''_i (ind/(s·m) ^{0,5})	10,3560 (0,2890)	0,9035 (0,1306)	52	0,4789
		\hat{N}_i (L-P)	9,7445 (0,3406)	1,4428 (0,2055)	19	0,7285
	2,5 ≥ t _i ≥ 0,5	\hat{N}_i (J-S)	10,2436 (0,1840)	1,6125 (0,1110)	19	0,9211
		U_i (ind/s)	11,0964 (0,3039)	1,6847 (0,1762)	27	0,7766
		U'_i (ind/m)	11,3466 (0,3239)	1,6887 (0,1878)	27	0,7543
		U''_i (ind/(s·m) ^{0,5})	12,0263 (0,3104)	1,6867 (0,1800)	27	0,7695

Taula III.3.23 Ajustaments del model exponencial de supervivència (model 9, vegeu la taula II.5.9) als índexs relatius U_i , U'_i i U''_i , comparats amb els ajustaments del mateix model realitzats anteriorment sobre les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura (vegeu la taula III.3.15). $^+ a = \ln N_0$ en les anàlisis de \hat{N}_i , i $a = \ln U_0$ en les anàlisis de U_i .

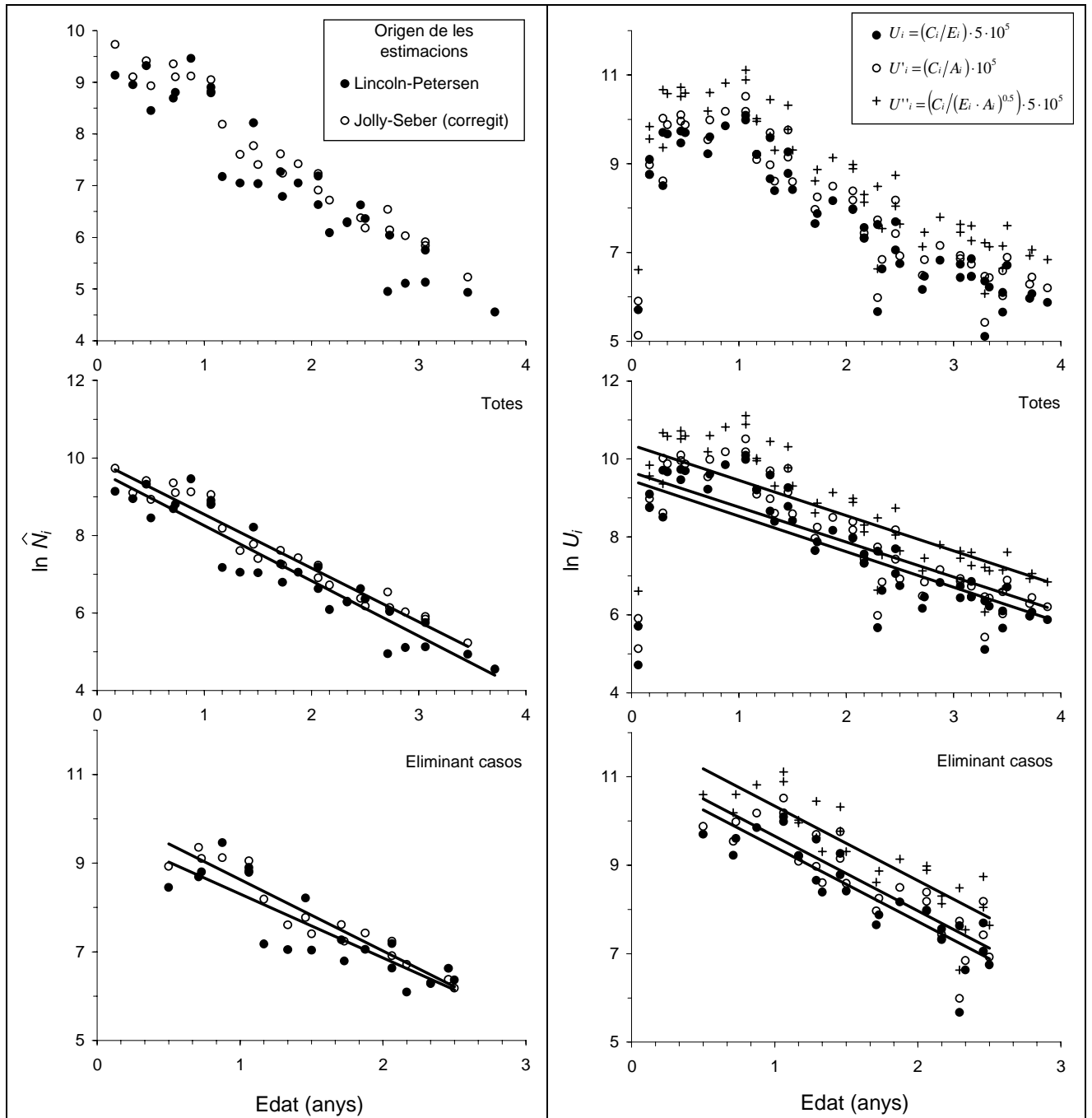


Figura III.3.45 Ajustaments del model exponencial de supervivència (model 9) als índexs relatius U_i , U'_i i U''_i (dreta), comparats amb els ajustaments del mateix model realitzats anteriorment sobre les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura (esquerra) (vegeu la taula III.3.23).

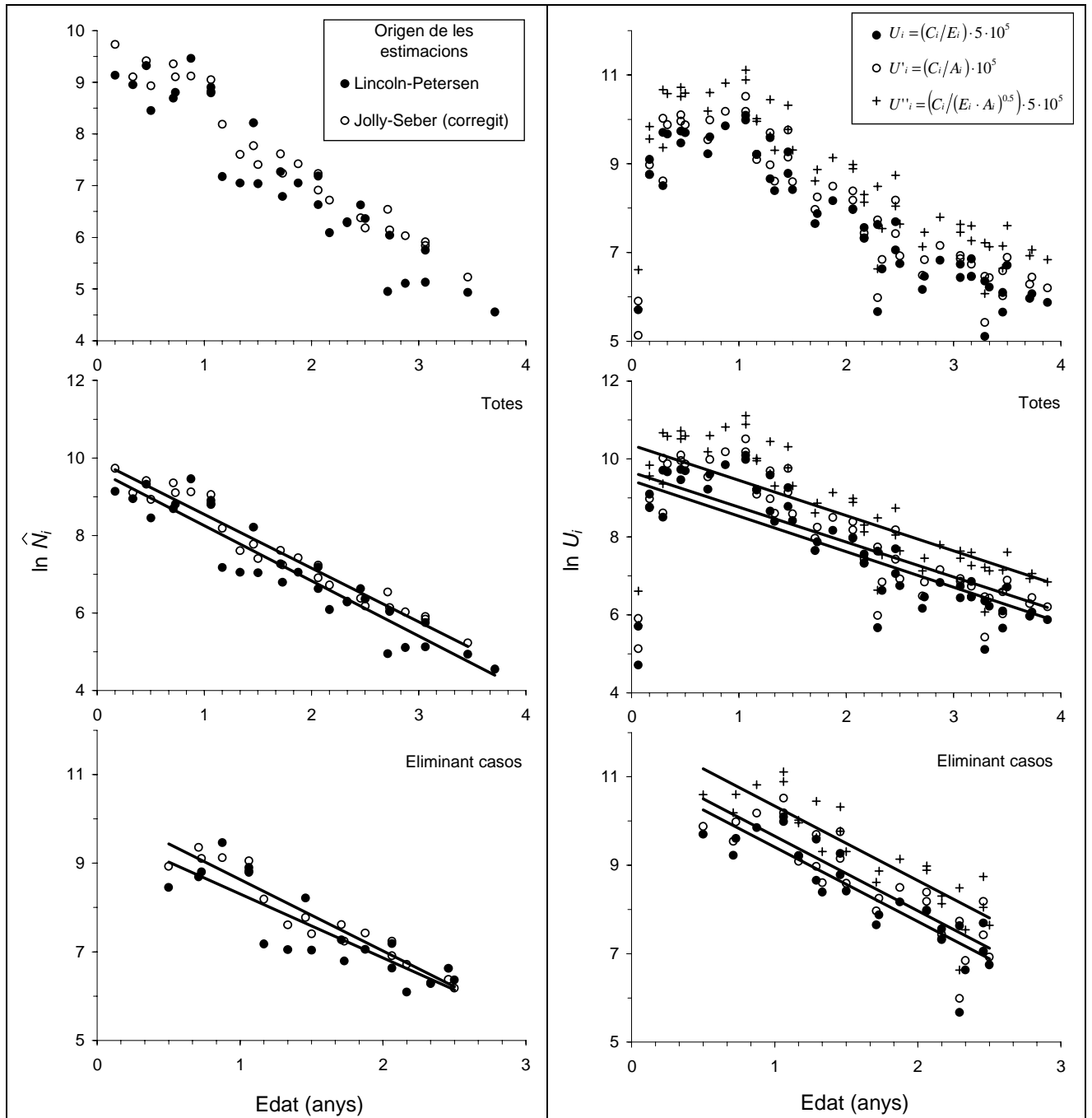


Figura III.3.45 Ajustaments del model exponencial de supervivència (model 9) als índexs relatius U_i , U'_i i U''_i (dreta), comparats amb els ajustaments del mateix model realitzats anteriorment sobre les estimacions de la grandària poblacional (\hat{N}_i) obtingudes mitjançant els mètodes de marcatge-recaptura (esquerra) (vegeu la taula III.3.23).

III.3.4 Comparació de densitats, capturabilitats i CPUE entre l'Estany de Banyoles i l'estanyol del Vilar

Donat que es disposava de dades provinents de pesques fetes a l'estanyol del Vilar, s'han utilitzat fins allà on ha estat possible per a comparar la densitat i la demografia de la seva població de perca americana amb la de l'Estany. Tanmateix, no es tracta d'una comparació entre dues poblacions completament separades i independents. En realitat, hi ha una certa transferència d'individus entre ambdues masses d'aigua, que tant es dona activament a través del canal que les connecta, tot i la reixa col·locada pels pescadors precisament per a evitar aquests moviments, com passivament a través dels pescadors que alliberen exemplars pescats a un costat o altre de la reixa a l'altra banda. Aquesta comunicació efectiva s'ha pogut comprovar mitjançant el marcatge, tant de grup (mutilació d'aletes) com individualitzat (codis de pintura en les aletes), donat que s'han pescat en un costat alguns individus marcats a l'altre costat de la reixa, a l'altra massa d'aigua, alhora que aquesta transferència s'ha detectat tant en un sentit com en l'altre. Amb tot, aquest intercanvi d'individus entre ambdues poblacions, o subpoblacions, no ha pogut ésser avaluat, d'entrada perquè el disseny mostral no fou preparat a tal fi, i, per altra banda, perquè les recaptures de peixos marcats en l'altra massa d'aigua han estat més aviat escasses. En tot cas, doncs, semblava que existien prou evidències que indicaven que efectivament podia existir una separació suficient entre ambdues poblacions que permetés l'aparició de diferències observables entre elles, encara més tenint en compte les conegudes diferències en l'estrat tròfic entre l'Estany i l'estanyol (aquest segon molt més eutròfic).

No es disposa d'estimacions de la grandària poblacional per a la població de perca americana de l'estanyol del Vilar lligades al mostreig principal d'aquest estudi, tot i les pesques que s'hi ha dut a terme en algunes dates concretes. En canvi, fruit d'un mostreig preliminar realitzat al Vilar durant l'hivern de 1997, amb el sistema antic i més rudimentari de pesca elèctrica (amb un bot pneumàtic), i bàsicament encarat a provar les tècniques de marcatge, es disposa d'algunes estimacions de N_i per a aquest estanyol obtingudes amb el mètode de Lincoln-Petersen. Ara bé, donades les petites dimensions tant de la població com de les mostres extretes, tan sols s'han pogut obtenir estimacions separades per als joves de l'any i la resta de grups d'edat tots junts. A la taula III.3.24 es presenten aquestes estimacions juntament amb les estimacions de la grandària poblacional de l'Estany del període de l'estiu-97 a l'hivern-98 disponibles a través dels dos mètodes aplicats de marcatge-recaptura. Per a fer-les comparables, en aquestes darreres s'han sumat les estimacions dels grups d'edat majors a un any, i, alhora, en totes, s'han transformat les \hat{N}_i en \hat{D}_i , és a dir, en densitats estimades. Per a obtenir aquestes densitats s'ha dividit pel perímetre de litoral, de manera que allò que es compara és una densitat lineal sota el supòsit implícit que la densitat per àrea és proporcional a aquesta, ja que el perfil batimètric del litoral de l'Estany i l'estanyol és força homogeni i el cinturó de vegetació submergida encara més.

A la figura III.3.46 es comparen, gràficament, les densitats de perca americana a les dues masses d'aigua. Malgrat que les estimacions no corresponen als mateixos anys, no s'observen diferències entre les dades disponibles, excepte, potser, quan es comparen les densitats hivernals dels joves de l'any del Vilar amb les obtingudes a l'Estany amb el model de Jolly-Seber, que semblen ésser lleugerament superiors. En qualsevol cas, no sembla que hi hagi gaires més evidències de diferències entre les densitats d'un i altre lloc, les quals, a partir de les poques dades presentades per ara per al Vilar, semblen ésser molt similars a l'hivern.

Una altra opció, aprofitada per a la comparació de les densitats d'ambdós llocs, ha estat l'obtenció de més densitats per al Vilar a partir de les capturabilitats per metre predites (\bar{q}_{m_i} , \bar{q}'_{m_i} i \bar{q}''_{m_i}) mitjançant els models ajustats més enrere (vegeu el capítol III.3.2) i les captures de les pesques fetes allí (taula III.3.25 i figura III.3.47). Com ja s'havia observat anteriorment amb dades de l'Estany, aquestes estimacions deuen estar subjectes a més error d'acord amb la major dispersió que presenten en relació a les estimacions provinents del marcatge-recaptura. De tota manera, el perfil de densitats respecte de les edats per al Vilar sembla resseguir el de Banyoles, encara que aquest és molt més definit. De la inspecció visual dels gràfics de la figura III.3.47, potser, novament, és pot especular amb una possible menor abundància relativa de joves de l'any al Vilar, tot i que la posició més baixa de les estimacions obtingudes amb aquest procediment en aquestes primeres edats ja s'havia observat anteriorment quan s'han estimat les N_i de la campanya de novembre de 1999 (figura III.3.25), fet que podria indicar que aquestes diferències són més degudes al procediment aplicat que no pas a la realitat.

Finalment, la darrera opció aplicada per a comparar les dues poblacions ha estat l'ús de les CPUE derivades de les pesques fetes durant el mostreig principal d'aquest estudi, és a dir, fetes sempre amb la mateixa tècnica de pesca i aplicant-la igualment sobre el terreny tant entre dates com entre les dues masses d'aigua (figures III.3.48 i III.3.49). Tot i que la comparació resulta ésser lleugerament diferent en funció de l'índex relatiu aplicat, diferències en tot cas difícilment explicables sense més dades, s'observa com els perfils respecte de l'edat de les dues localitats estan clarament superposats, amb una certa tendència de les dades del Vilar a quedar per sobre de les de Banyoles. Aquest lleugera tendència, en tot cas, no ha d'ésser necessàriament traslladable a la densitat real, com ja s'ha vist en els resultats anteriors. De fet, el litoral de l'estanyol del Vilar és molt homogeni i al mateix temps molt accessible en relació al de l'Estany, i això, segurament, fa que la capturabilitat real de la tècnica de pesca a l'estanyol sigui major, però probablement no molt, a la de l'Estany.

En definitiva, totes les comparacions fetes suara mostren que existeixen poques o gens de diferències entre les densitats per metre de litoral de l'estanyol i les de l'Estany. Així doncs, no sembla que el major grau d'eutròfia del primer es traslladi a les perques americanes. Això es pot explicar per múltiples vies. En general, és probable que l'eutrofització dels sistemes lèntics beneficiï més a les espècies de peixos planctòfags, tot i que també s'han descrit increments en la densitat poblacional de perca americana lligats a increments de la producció

primària (Buynak *et al.* 1991). En moltes situacions d'eutròfia, fins i tot es pot produir una disminució de les espècies que colonitzen els ambients litorals rics en vegetació, com la mateixa perca americana, simplement perquè disminueix o desapareix aquesta vegetació (Durocher *et al.* 1984). Aquesta, però, no és la situació que es dona a l'estanyol, on es conserva un bon cordó de vegetació litoral tant helofítica com submergida, encara que aquesta darrera probablement en menor densitat que a l'Estany, fet que deu contribuir a mantenir una densitat de perca americana similar a la de l'Estany.

Per altra banda, la ja esmentada intercomunicació efectiva que existeix per diverses vies entre l'Estany i l'estanyol, contribueix de ben segur a mantenir una densitat similar a banda i banda, per molt que es doni amb unes taxes de transferència d'individus molt baixes. Tampoc sembla que es donin, almenys de manera ostensible, causes diferencials de mortalitat entre un lloc i altre. La mortalitat per pesca esportiva, si bé devia ésser diferent durant un període anterior al d'estudi en què, per motius de gestió de l'estanyol, s'hi va prohibir la pesca, actualment sembla donar-se amb la mateixa intensitat en tots dos llocs. Per la seva banda, la comunitat de peixos és semblant, potser amb major densitat de carpes perquè s'hi efectuen recurrentment alguns repoblaments i una menor densitat de peix sol, però sense cap altra diferència destacable en la composició que expliqués una eventual diferenciació de les supervivències de la perca americana a ambdós bandes de la reixa metàl·lica. Com a molt, és possible especular, sense més fonament, que l'aparent i lleugerament menor densitat de joves de l'any en el Vilar que a l'Estany (s'observa en tan sols alguns dels resultats presentats en aquest apartat), amb una major pressió de canibalisme de les perques americanes adultes sobre aquestes juvenils. Això s'explicaria, en cas de donar-se, per una menor densitat de vegetació que no oferiria suficient refugi als joves de l'any, i potser també per una menor disponibilitat d'altres preses íctiques per a les perques americanes adultes, especialment pel que fa al peix sol, que, com ja s'ha dit, sembla ésser-hi menys abundant que a l'Estany.

Grup d'edat	Lloc	Mètode d'estimació	Cohort	Data	\hat{N}	$\hat{S}(\hat{N})$	Int. conf. 95%	\hat{D}	$\hat{S}(\hat{D})$	Int. conf. 95%	
								(ind./m)			
0+ (Joves de l'any)	Vilar	L-P	1996	Gen-97	454	110	215	0,964	0,233	0,457	
				Feb-97	362	86	168	0,768	0,182	0,356	
	Estany	L-P	1997	Jul-97	9287	9081	17798	1,295	1,266	2,482	
				Sep-97	7726	851	1668	1,077	0,119	0,233	
				Nov-97	4694	547	1072	0,655	0,076	0,150	
				Feb-98	6664	666	1304	0,929	0,093	0,182	
			1998	Abr-98	12875	3078	6034	1,795	0,429	0,841	
				Nov-98	11168	1585	3106	1,557	0,221	0,433	
			J-S	1997	Feb-98	5959	757	1484	0,831	0,106	0,207
					Jul-97	16867	1008	1975	2,352	0,141	0,275
		1998		Sep-97	8993	138	270	1,254	0,019	0,038	
				Nov-97	7560	103	201	1,054	0,014	0,028	
				Feb-98	9008	185	363	1,256	0,026	0,051	
				Abr-98	9167	268	526	1,278	0,037	0,073	
		1998	Nov-98	12282	329	645	1,713	0,046	0,090		
			Feb-98	11591	458	897	1,616	0,064	0,125		
>0+	Vilar	L-P	1995 *	Gen-97	159	33	64	0,338	0,069	0,136	
				Feb-97	151	41	81	0,321	0,088	0,172	
	Estany	L-P	1996 *	Jul-97	1748	419	822	0,244	0,058	0,115	
				Sep-97	1689	253	496	0,236	0,035	0,069	
				Nov-97	1720	339	664	0,240	0,047	0,093	
				Feb-98	1312	293	574	0,183	0,041	0,080	
			1997 *	Abr-98	1321	362	710	0,184	0,051	0,099	
				Jun-98	8237	968	1897	1,149	0,135	0,265	
			J-S	1996 *	Nov-98	4590	944	1849	0,640	0,132	0,258
					Feb-99	1675	495	970	0,234	0,069	0,135
		1997 *		Jul-97	4427	183	359	0,617	0,026	0,050	
				Sep-97	2553	77	151	0,356	0,011	0,021	
				Nov-97	2130	66	128	0,297	0,009	0,018	
				Feb-98	1859	71	139	0,259	0,010	0,019	
				Abr-98	2088	127	248	0,291	0,018	0,035	
				Jun-98	8125	278	544	1,133	0,039	0,076	
		1997 *	Nov-98	3153	130	255	0,440	0,018	0,036		
			Feb-99	2724	255	501	0,380	0,036	0,070		

Taula III.3.24 Estimacions de la grandària poblacional amb el mètode de Lincoln-Petersen per a la població de l'estanyol del Vilar durant l'hivern de 1997, comparades amb altres estimacions disponibles per a l'Estany de Banyoles obtingudes amb aquest mateix mètode (vegeu la taula III.3.1) o el model de Jolly-Seber (vegeu la taula III.3.8), i densitats que se'n deriven. * Suma de les cohorts anteriors o del mateix any assenyalat.

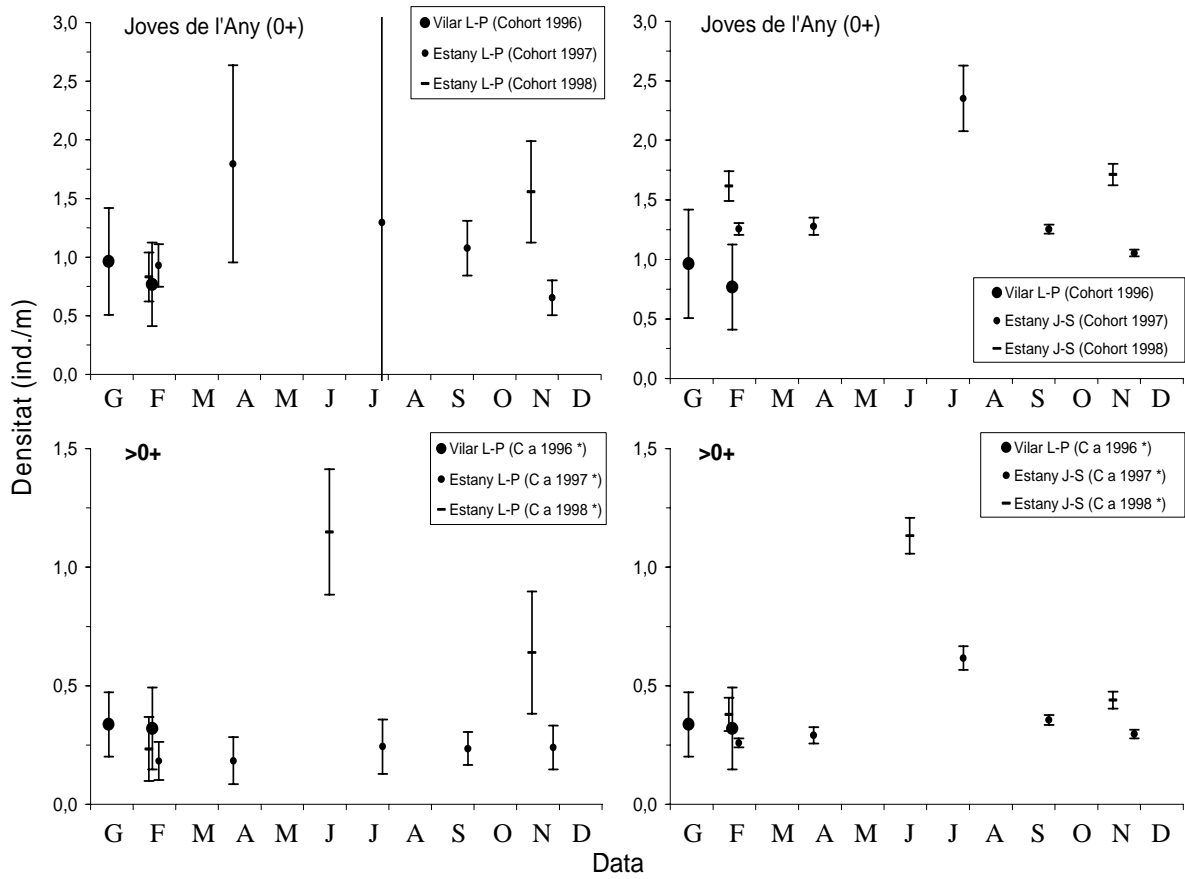


Figura III.3.46 Comparació de densitats (\hat{D} ; ind./m) de perca americana a l'Estany i a l'estanyol del Vilar, estimades a partir de les abundàncies totals (\hat{N}) estimades mitjançant mètodes de marcatge-recaptura (vegeu la taula III.3.24). Barres verticals: intervals de confiança del 95%. * C a: densitat conjunta de les cohorts anteriors a l'assenyalada.

Cohort	Data	Edat	\bar{L}_i (mm)	\bar{q}_{mi} (m·s ⁻¹)	\hat{D}_i	\bar{q}'_{mi}	\hat{D}_i	\bar{q}''_{mi} m·(m·s) ^{-0,5}	\hat{D}_i
1998	10/04/1999	0,86	127,2	-	-	0,197	0,335	-	-
1997	Oct-1997	0,37	118,7	-	-	0,203	0,477	-	-
1997	09/12/1997	0,53	125,2	0,040	0,760	0,256	0,639	0,101	0,698
1997	25/02/1998	0,74	122,0	0,025	1,354	0,150	1,399	0,061	1,381
1997	03/07/1998	1,09	156,7	0,038	1,069	0,227	0,973	0,092	1,023
1997	10/04/1999	1,86	194,4	-	-	0,197	0,947	-	-
1996	Oct-1997	1,37	199,6	-	-	0,206	0,279	-	-
1996	09/12/1997	1,53	190,9	0,040	0,639	0,257	0,537	0,101	0,588
1996	25/02/1998	1,74	189,6	0,025	0,680	0,151	0,702	0,061	0,694
1996	03/07/1998	2,09	207,5	0,038	0,277	0,227	0,252	0,092	0,266
1996	10/04/1999	2,86	243,3	-	-	0,197	0,260	-	-
1995	Oct-1997	2,37	261,0	-	-	0,206	0,034	-	-
1995	09/12/1997	2,53	241,0	0,040	0,010	0,257	0,008	0,101	0,009
1995	25/02/1998	2,74	269,0	0,025	0,041	0,151	0,042	0,061	0,042
1995*	03/07/1998	3,09	325,1	0,038	0,092	0,227	0,084	0,092	0,089
1995*	10/04/1999	3,86	-	-	-	-	-	-	-
1994*	Oct-1997	3,37	362,6	-	-	0,206	0,034	-	-
1994*	09/12/1997	3,53	-	-	-	-	-	-	-
1994*	25/02/1998	3,74	513,0	0,025	0,014	0,151	0,014	0,061	0,014

Taula III.3.25 Capturabilitats mitjanes per metre predites (\bar{q}_{mi} , \bar{q}'_{mi} i \bar{q}''_{mi}) per ocasió i grup d'edat (per als quals no es disposa d'estimacions directes de la grandària poblacional derivades del marcatge-recaptura) a l'estanyol del Vilar, i estimacions de la densitat (\hat{D}_i) derivades d'aquestes (vegeu el capítol II.5.4). \bar{q}_{mi} , \bar{q}'_{mi} i \bar{q}''_{mi} s'han obtingut a partir de \bar{q}_i , \bar{q}'_i i \bar{q}''_i , obtingudes al seu torn mitjançant els paràmetres estimats del model II sobre les dades de l'Estany (taula III.3.11).

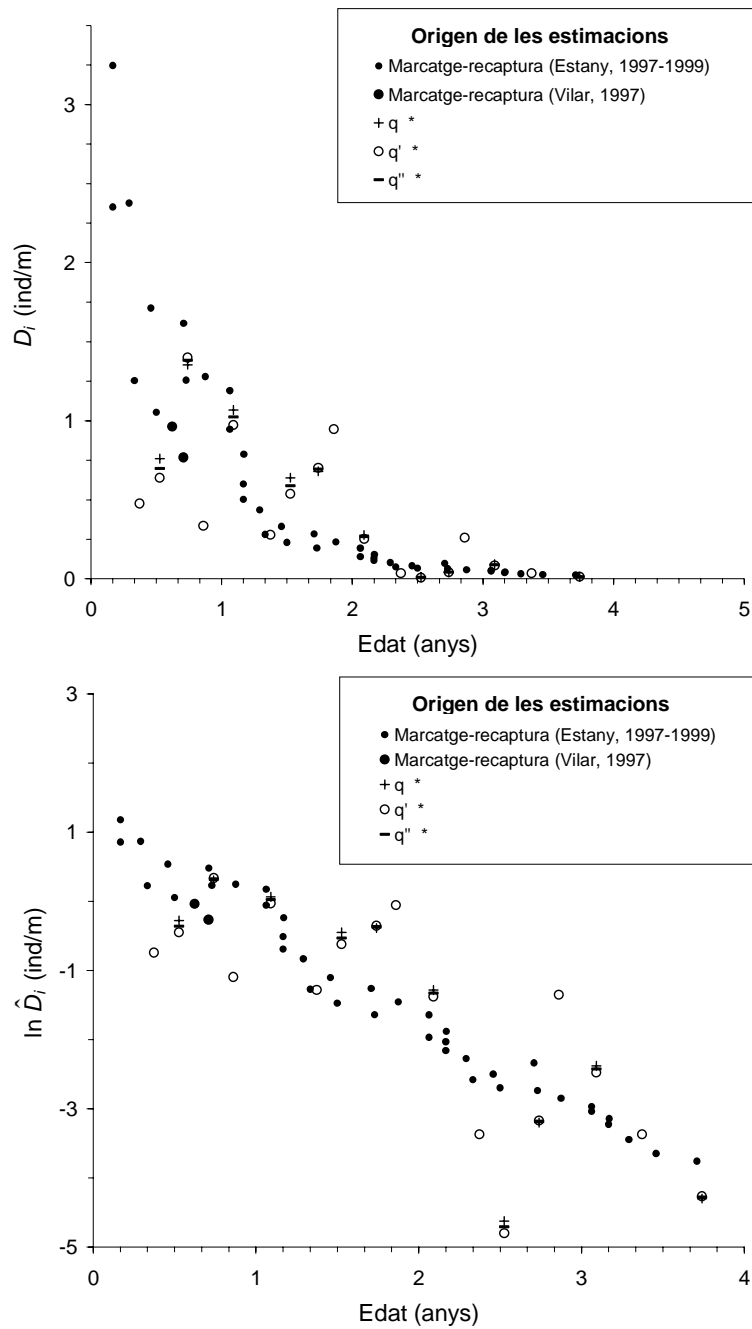


Figura III.3.47 Comparació d'estimacions de densitats obtingudes en diferents moments per a l'estanyol del Vilar a partir de les capturabilitats predites (vegeu la taula III.3.25) amb altres estimacions de la densitat obtingudes directament del marcatge-recaptura tant al mateix estanyol com a Banyoles. * q, q' i q'' són, de fet, \bar{q}_{mi} , \bar{q}'_{mi} i \bar{q}''_{mi} , respectivament.

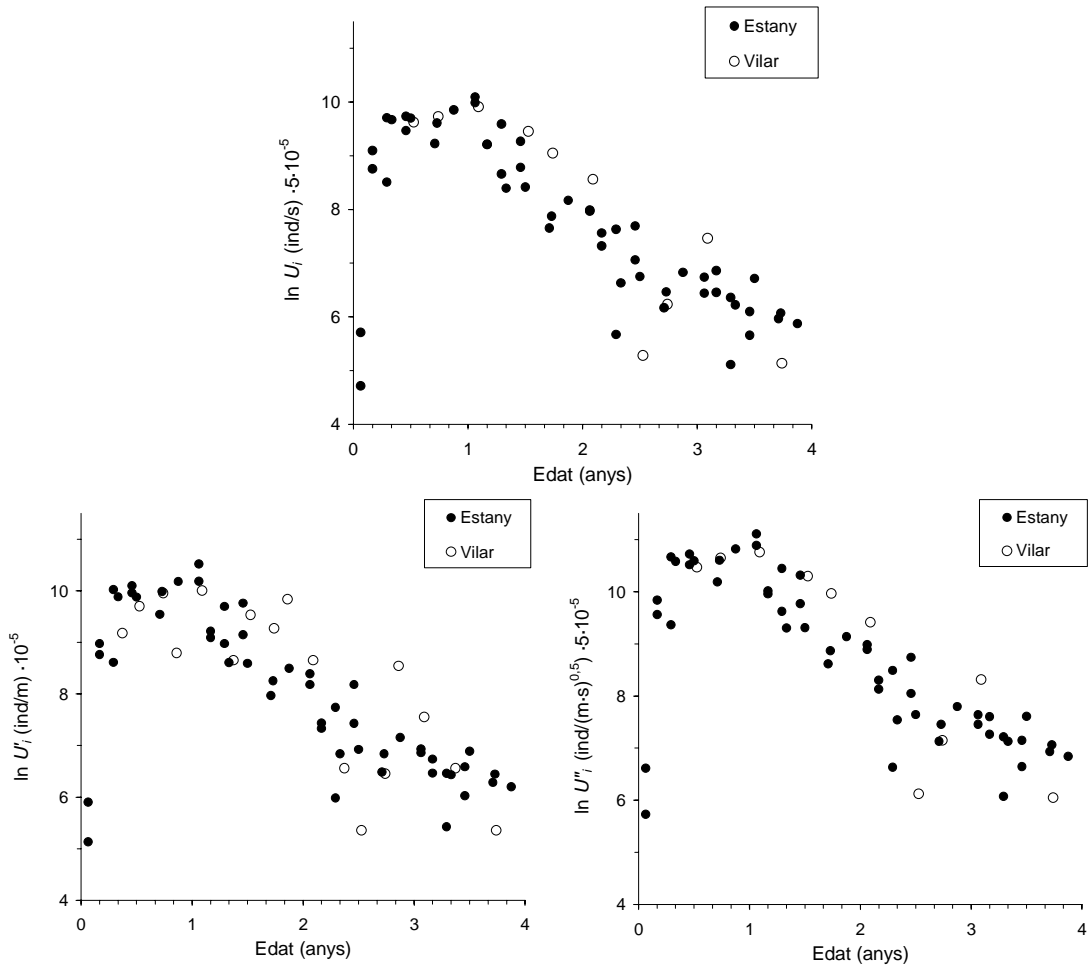


Figura III.3.48 Comparació de les captures per unitat d'esforç (CPUE), calculades en diferents unitats, entre l'estanyol del Vilar i l'Estany de Banyoles.

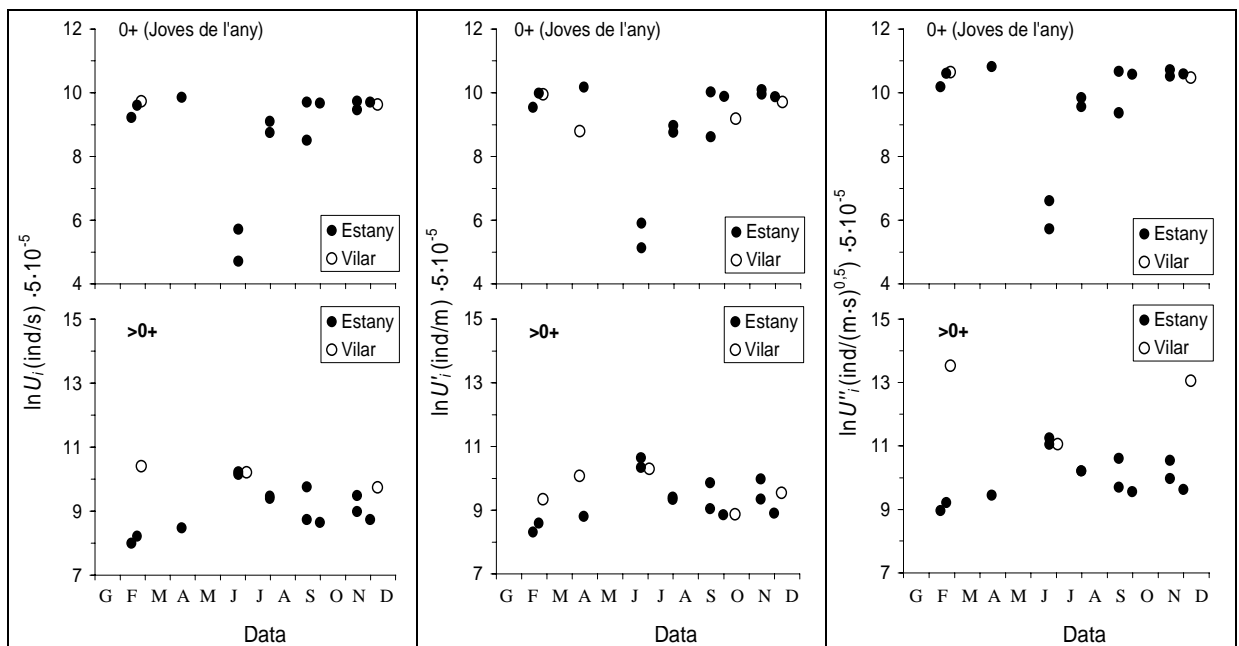


Figura III.3.49 Comparació de les captures per unitat d'esforç (CPUE), calculades en diferents unitats, entre l'estanyol del Vilar i l'Estany de Banyoles, i separant els joves de l'any (0+) de la resta de captures.

III.3.5 Estimació de la mortalitat per pesca i de la mortalitat natural

Els resultats del seguiment de la població de pescadors i de la seva activitat han estat en conjunt poc satisfactoris, si més no des del punt de vista de l'objectiu principal amb el qual es dugué a terme: l'estimació de la mortalitat per pesca. Donades les característiques i dimensions de la pesqueria, s'hauria fet necessari un mostreig molt més intensiu (possiblement forassenyat i impracticable), amb molta més replicació per a cada estrat temporal, per a obtenir uns resultats prou fiables, almenys pel que fa a les estimacions de les captures per període (\hat{C}_P), per a les quals s'han reportat els pitjors resultats. Al mateix temps, cal admetre que algunes millores més concretes del disseny mostral, com ara una intensificació només de la part del mostreig destinada a conèixer les taxes de captura per pescador i hora, probablement haurien fet augmentar la fiabilitat dels resultats en relació al paràmetre C_P . Òbviament, és *a posteriori* que es pot fer aquesta anàlisi sobre la utilitat i versatilitat del mostreig realitzat sobre la pesqueria de l'Estany.

Els resultats del mostreig amb enquestes sobre la pesca esportiva es mostren a les taules III.3.26 i III.3.27 i a les figures III.3.50 i III.3.51. Per a l'obtenció dels \hat{E}_P i \hat{C}_P , s'han dut a terme diverses agrupacions *a posteriori* dels estrats temporals prèviament definits, amb la intenció de millorar-ne tant la precisió com l'exactitud. L'agrupació dels períodes mensuals en bimestres no ha suposat cap guany en aquest sentit, i, a més, s'ha perdut resolució en l'escala temporal. En canvi, en l'estimació de l'esforç de pesca (\hat{E}_P), l'agrupació dels estrats formats inicialment pels dies de cap de setmana i els entre setmana, ha permès si més no millorar les estimacions de juliol i agost, mesos en els quals, per altra banda, s'ha observat poca diferència entre aquests dos estrats setmanals. Pel que fa a les captures estimades (\hat{C}_P), ja no s'havia previst inicialment la separació dels estrats setmanals, doncs s'ha suposat que les taxes de captura per pescador i hora (\hat{R}) no varien en funció del dia de la setmana. En canvi, sí que s'han separat les estimacions en funció de la mida de les captures, separant dos grups mitjançant la talla mínima que la normativa de la Generalitat de Catalunya estableix per a l'espècie. Aquesta talla mínima, molt poc respectada, coincideix en bona mesura amb la talla de maduració sexual durant el segon estiu de vida de les perques americanes i, per altra banda, s'ha observat que separa prou bé dues tècniques de pesca diferents, ambdues aplicades a l'Estany, l'una més centrada en els peixos petits i l'altra, en els de mida suposadament legal.

Com es pot veure a la figura III.3.51, les estimacions de les captures per mes o bimestre i grup de talla (\hat{C}_P) presenten una trajectòria estacional molt poc definida i, alhora amb alguns valors clarament descartables donats els seus amplíssims intervals de confiança. Tampoc s'observa una relació clara entre les \hat{C}_P i els \hat{E}_P (figura III.3.52), malgrat que s'entreveu una correlació positiva entre ambdues variables, com era previsible, per altra banda. Tot plegat indica que possiblement s'hagi produït un error considerable en aquestes estimacions i que, per tant, siguin molt poc fiables.

Per descomptat, les millors estadístiques sobre la pesca es podrien obtenir forçant els pescadors a informar diàriament de totes les seves captures a algun òrgan gestor de la pesca a l'Estany. D'aquesta manera, i fins i tot admetent que hi hagués un cert grau de transgressió de la norma, es podrien obtenir les dades necessàries per a analitzar l'evolució de la pesqueria de perca americana, i d'altres espècies, tant per a un ús científic com aplicat (gestió de la mateixa pesqueria o d'altres espècies acompanyants, algunes de les quals són autòctones i amenaçades, com ara *Blennius fluviatilis*), atenent a les prioritats que es consideressin més oportunes per a cada espècie (Collares-Pereira et al. 2002, Hickley i Tompkins 1998, Pitcher i Hollingworth 2002).

En qualsevol cas, els resultats disponibles mostren una clara estacionalitat en l'activitat pesquera a l'Estany, sobretot visible en les figures de l'esforç de pesca esportiva estimat (\hat{E}_P), estacionalitat que probablement és traslladable a les captures derivades d'aquest esforç, malgrat que les poc fiables estimacions disponibles (\hat{C}_P) no permetin corroborar-ho. Aquesta estacionalitat en la pesca es dona tot i no existir cap mena de regulació d'aquesta activitat en el moment de realitzar l'estudi. A més a més, a la figura III.3.53 es mostra que es dona una forta correlació entre la taxa instantània de mortalitat predita mitjançant un dels models de supervivència variable estacionalment ajustats abans i les estimacions \hat{E}_P ara obtingudes. Aquesta elevada correlació no implica necessàriament que la pesca esportiva sigui l'única o principal responsable de l'augment paral·lel en la mortalitat total, malgrat que per descomptat hi contribueixi, sinó sobretot que ambdues variables estarien sotmeses a les mateixes causes que les regulen. Amb tot, al gràfic també s'observa que el poc desajustament entre \bar{Z}_t i \hat{E}_P sembla donar-se sobretot a l'estiu amb un augment més marcat per a la segona variable, que pot ésser simplement degut a l'efecte del període de vacances que fa augmentar l'afluència de pescadors, especialment de jovenalla de la mateixa vila de Banyoles pel que es va observar durant la realització de les enquestes.

Així doncs, la variació intranual en la intensitat de la pesca esportiva probablement s'explica sobretot pels canvis que experimenta la pròpia espècie objecte de captura (metabolisme, ritme d'activitat, taxa de depredació, etc.) lligats a l'estacionalitat climàtica, com ja s'havia introduït anteriorment. Per altra banda, segurament també hi contribueix la variació estacional del fotoperíode, ja que a mesura que s'allarga el dia també augmenten les hores disponibles per jornada de pesca, fet que fa augmentar de ben segur l'esforç de pesca diari invertit per cada pescador.

Per altra banda, s'ha provat d'estimar F , la taxa instantània de mortalitat per pesca, a partir de les estimacions disponibles de les captures per període. Els resultats inicials es mostren a la taula III.3.28, juntament amb estimacions de les CPUE de la pesca esportiva (U_P), de la proporció de morts originada per aquesta (A_P) i de la taxa instantània de mortalitat natural (M), totes elles per mes o bimestre i separatament per grup de talla. Aquests resultats, òbviament, reproduïxen les irregularitats i els probables biaixos que mostraven les \hat{C}_P , de

manera que són també poc fiables i, en qualsevol cas, de difícil interpretació. Ara bé, a partir de les F estimades per mes s'ha calculat la F per al període anual sencer (taula III.3.29 i figura III.3.54) i la M que se'n deriva, comptant amb que les irregularitats observades en l'escala temporal reduïda no es traslladessin a un error molt important en aquestes noves estimacions. Tot i tractar-se, doncs, d'una aproximació molt grollera a la qüestió de la mortalitat per pesca, perquè a més tampoc es disposa de dades sobre la mortalitat per pesca per a cada grup d'edat, o almenys dels quatre o cinc més abundants, és l'única aproximació finalment disponible en aquest treball. Així, els resultats indiquen que la mortalitat per pesca té un efecte molt petit en els joves de l'any, com era d'esperar donada la seva gran abundància, i que, en canvi, a partir dels dos anys de vida la mortalitat per pesca és la principal causant de morts entre els adults, on aparentment almenys dos de cada tres moren al sarró d'un pescador, i només un o menys de cada tres mor per altres causes (mortalitat natural).

Finalment, la mortalitat natural també ha estat estimada, independentment dels càlculs presentats fins aquí, utilitzant els models empírics presentats al capítol de mètodes (taula III.3.30). Els tres valors estimats per a M per aquesta via són similars entre si, i molt poc distants de l'estimació assolida per als adults en el procediment de la taula III.3.29. Aquesta semblança de valors, a falta d'estimacions directes de la mortalitat natural, indicaria una probable bona aproximació al valor real per a aquest paràmetre de la població de perca americana a l'Estany, almenys pel que fa als adults.

Adicionalment, a la taula III.3.31 es mostra un intent d'assolir estimacions de la F , i de les captures per interval que se'n derivin, al marge de les dades generades en el mostreig sobre la població de pescadors, i emprant les estimacions de la mortalitat natural obtingudes amb els models empírics. Aquest procediment, per tant, hauria estat l'únic disponible per a conèixer, molt indirectament i aproximadament, l'efecte de la pesca esportiva sobre la població d'estudi en cas que no s'hagués efectuat el mostreig amb enquestes. Però, precisament tenint en compte la ja repetida escassa fiabilitat de les estimacions derivades d'aquest mostreig, els resultats d'aquest darrers càlculs poden prendre's com un útil contrast. S'ha suposat que la mortalitat natural és realment estable al llarg de la vida de les cohorts, ja que, tot i que això probablement no sigui així, no es disposa de cap altra aproximació més fina del perfil real de mortalitat natural de la població analitzada. A partir d'aquí, s'obtenen estimacions diferents de F en funció del model de supervivència total aplicat. Quan s'ha utilitzat el model de supervivència exponencial (model 9), s'obté una F estimada similar a la M de partida, és a dir, més aviat baixa en relació a les estimacions anteriors per a aquest paràmetre (F). Això és causat per una també més aviat baixa estimació de Z degut a l'ajustament previ del model de supervivència constant a un perfil clarament còncau.

En canvi, quan s'ha utilitzat un ajustament previ del model de supervivència de Gompertz (model 8), que convé recordar que s'ajustava molt millor al perfil observat, s'ha obtingut lògicament una sèrie de valors decreixents al llarg de l'edat per a F . Ràpidament s'observa que bona part dels valors d'aquesta sèrie són del tot inversemblants, començant pel dos primers

que són excessivament alts (altrament les enquestes haurien mostrat aquesta hipotèticament immensa captura d'exemplars joves), i acabant pels cinc darrers, com a mínim, que són negatius, fet que evidentment no té sentit real. Ara bé, entre els valors centrals de la sèrie, especialment pel que fa a les F dels dos i tres anys d'edat, s'observa que es troben al voltant de les estimacions prèvies d'aquest paràmetre. Justament aquestes són, a banda dels juvenils, les edats més presents a les captures dels pescadors, pel simple fet, és clar, que formen la banda baixa d'edat dels madurs. És probable que la mortalitat per pesca real en els adults s'aproximi a aquests valors per a les edats intermèdies i que sigui força més baixa, que no zero, per a les edats més avançades. De fet, donada la Z_t estimada anteriorment per a les edats més avançades, és evident que aquestes no poden sostenir una F com l'estimada anteriorment a partir de les enquestes, encara que allà gràficament hagi estat extrapolada a tots els grups d'edat per sobre dels tres anys (figura III.3.54).

Segons les observacions dels pescadors més experimentats, els peixos vells són extremadament astuts i difícils de pescar. Això, que podria semblar una observació sense fonament derivada simplement de la reduïda presència de les talles grans a la població i per tant també en les captures de la pesca esportiva, tampoc és del tot inversemblant. Així, és possible que les condicions de gran estabilitat ambiental, com semblen pròpies de l'Estany, en combinació amb l'alta territorialitat que manifesta l'espècie, li facin guanyar experiència a mesura que passen els anys, i que això impliqui realment tant una disminució de la mortalitat per pesca com també de la mortalitat natural. El model més adequat en aquesta situació, doncs, tot i ésser impossible d'ajustar a partir de les dades disponibles en aquest estudi, contemplaria un eventual decreixement ontogenètic i independent tant de la mortalitat natural com de la mortalitat per pesca a través d'una formulació similar a la del model de Gompertz (model 8) que, en qualsevol cas, explicaria el decreixement ontogenètic ja observat i demostrat per a la mortalitat total (Z).

Data	Estratificant dies de caps de setmana vs dies entre setmana			Sense estratificar dies de caps de setmana vs dies entre setmana		
	\hat{E}_P (hores)	$\hat{S}(\hat{E}_P)$	Int.conf. 95%	\hat{E}_P (hores)	$\hat{S}(\hat{E}_P)$	Int.conf. 95%
Gener	-	-	-	-	-	-
Febrer	556,0	240,0	470,5	874,5	367,8	721,0
Març	713,3	429,1	841,1	1198,7	585,5	1147,6
Abril	1397,5	877,5	1719,9	2096,3	1618,6	3172,4
Maig	1838,7	271,0	531,2	1953,0	661,8	1297,1
Juny	3313,1	485,2	951,0	3664,3	561,4	1100,2
Juliol	4711,0	-	-	4701,7	755,2	1480,2
Agost	4761,3	682,6	1337,8	4332,3	975,1	1911,1
Setembre	1089,0	253,4	496,7	1215,0	236,7	463,9
Octubre	-	-	-	-	-	-
Novembre	0,0	-	-	0,0	-	-
Desembre	-	-	-	-	-	-
Total	18379,9	1360,4	2666,5	20035,6	2329,8	4566,4
Feb-Mar	1279,2	300,0	588,1	1994,2	696,6	1365,4
Abr-Mai	3371,4	875,9	1716,8	4029,4	1510,5	2960,6
Jun-Jul	7696,7	1036,2	2031,0	7729,0	892,9	1750,0
Ago-Set	5825,4	1914,4	3752,3	5497,6	1465,5	2872,3
Oct-Nov	-	-	-	-	-	-
Total	18172,6	2365,6	4636,6	19250,2	2389,9	4684,3

Taula III.3.26 Resultats del mostreig amb enquestes realitzat durant el 1998 sobre la pesca esportiva de perca americana a l'Estany de Banyoles. Esforços de pesca.

Data	Captures totals (<210mm)			Captures totals (>210mm)		
	\hat{C}_P	$\hat{S}(\hat{C}_P)$	Int.conf. 95%	\hat{C}_P	$\hat{S}(\hat{C}_P)$	Int.conf. 95%
Gener	-	-	-	-	-	-
Febrer	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Març	0,0	0,0	0,0	122,7	9,5	18,6
Abril	146,3	46,0	90,2	29,3	1,8	3,6
Maig	35,1	2,5	5,0	28,7	0,7	1,4
Juny	1927,3	3905,4	7654,6	50,0	2,9	5,6
Juliol	9,7	0,2	0,4	40,1	3,3	6,4
Agost	1205,6	1521,2	2981,5	346,4	175,3	343,6
Setembre	0,0	0,0	0,0	30,0	1,9	3,8
Octubre	-	-	-	-	-	-
Novembre	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Desembre	-	-	-	-	-	-
Total	3324,0	4191,5	8215,3	647,2	175,6	344,3
Feb-Mar	0,0	0,0	0,0	116,8	4,8	9,3
Abr-Mai	145,2	7,5	14,7	19,8	0,8	1,6
Jun-Jul	2748,9	2862,2	5609,9	71,2	2,3	4,5
Ago-Set	1186,2	606,4	1188,6	371,3	63,5	124,4
Oct-Nov	-	-	-	-	-	-
Total	4080,3	2925,7	5734,4	579,1	63,7	124,9

Taula III.3.27 Resultats del mostreig amb enquestes realitzat durant el 1998 sobre la pesca esportiva de perca americana a l'Estany de Banyoles. Captures amb mort totals per període i grup de talla.

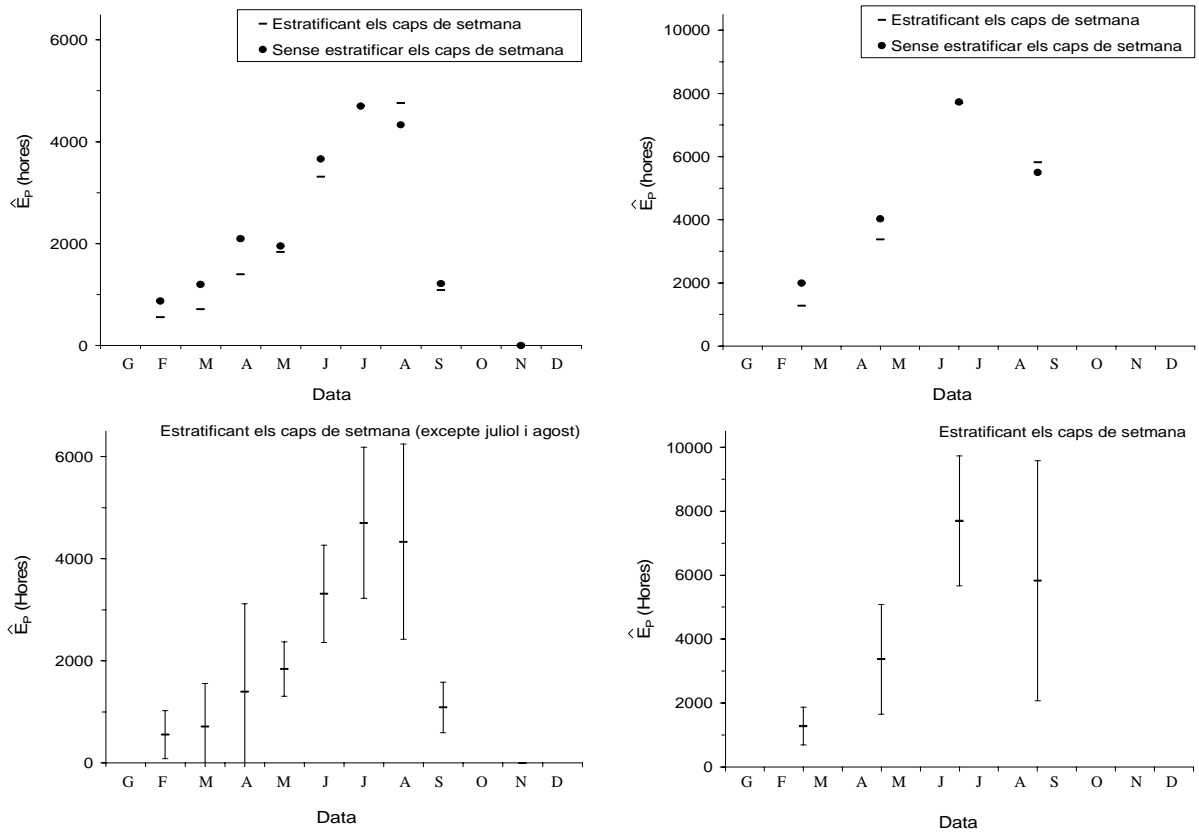


Figura III.3.50 Esforços totals per període de la pesca esportiva de perca americana a l'Estany de Banyoles (vegeu la taula III.3.26). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

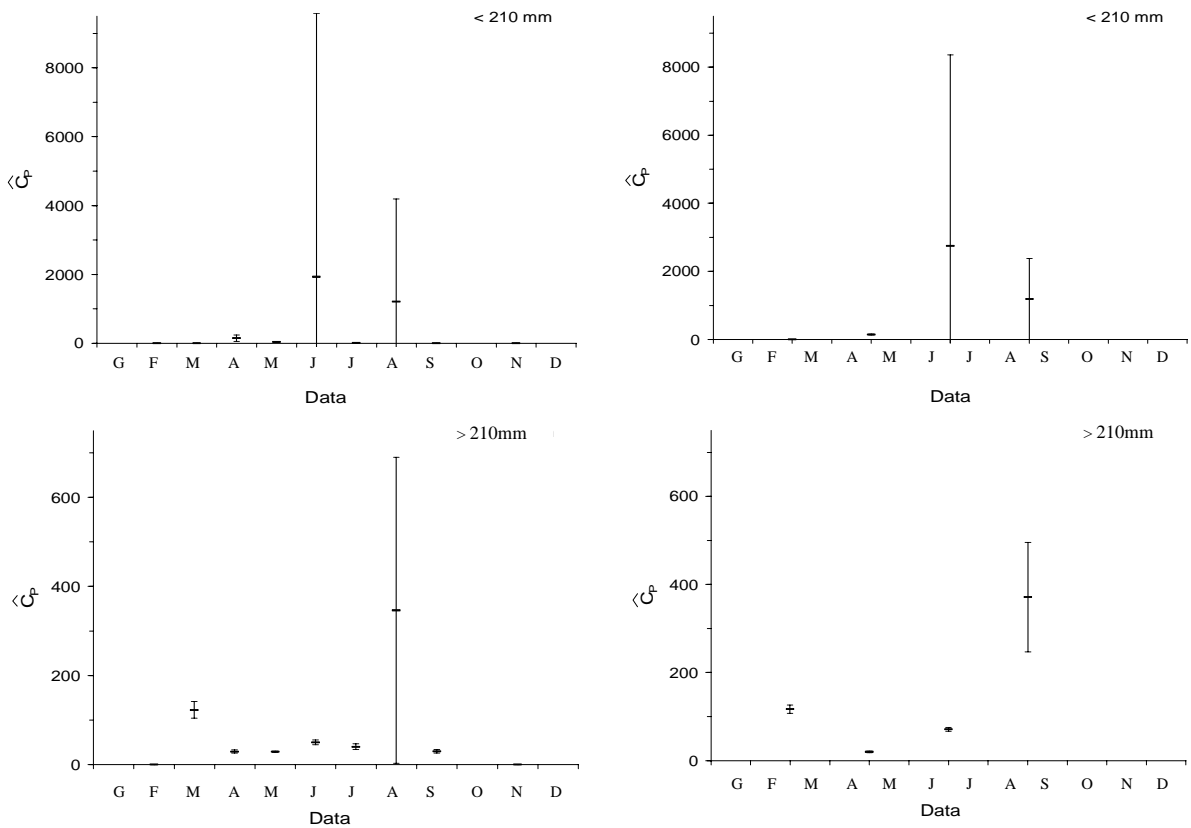


Figura III.3.51 Captures amb mort totals per període i grup de talla de la pesca esportiva sobre la perca americana a l'Estany de Banyoles (vegeu la taula III.3.27). Barres verticals: intervals de confiança del 95%.

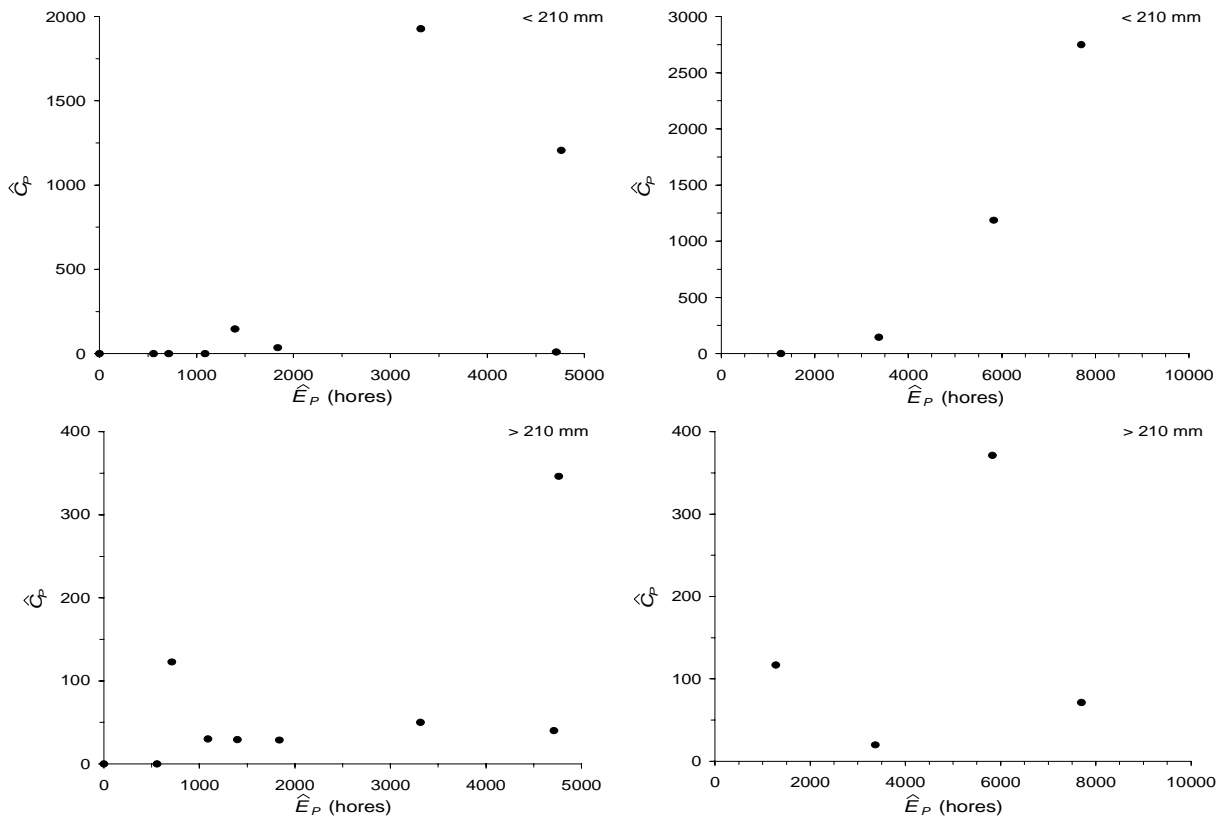


Figura III.3.52 Relació entre l'esforç total estimat per període (mensual i bimensual, esquerra i dreta, respectivament) i les captures totals amb mort estimades per al mateix període (vegeu les taules III.3.26 i III.3.27), en la pesca esportiva de la perca americana.

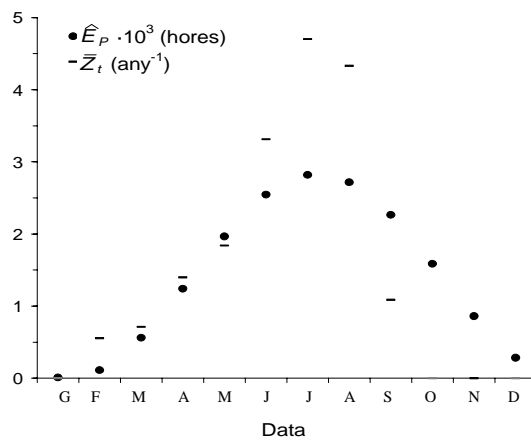


Figura III.3.53 Relació entre la mortalitat total instantània (\bar{Z}_t), predita a partir de l'ajustament del model 6 de supervivència ajustat a les grandàries poblacionals estimades (i corregides) mitjançant J-S, i l'esforç total mensual estimat de pesca esportiva (\hat{E}_P) (correlació: $r=0,8454$).

Data	(<210mm)					(>210mm)				
	$\hat{U}_P \cdot 10^3$ (hores ⁻¹)	\hat{N}	\hat{A}_P	\hat{F} (anys ⁻¹)	\hat{M} (anys ⁻¹)	$\hat{U}_P \cdot 10^3$ (hores ⁻¹)	\hat{N}	\hat{A}_P	\hat{F} (anys ⁻¹)	\hat{M} (anys ⁻¹)
Gener	-	10113	-	-	-	-	464	-	-	-
Febrer	0,0	10050	0,0000	0,0000	0,0615	0,0	458	0,0000	0,0000	0,1180
Març	0,0	9998	0,0000	0,0000	0,3839	172,0	453	0,2708	3,2899	-2,9904
Abril	104,7	9683	0,0151	0,2021	0,7578	20,9	1089	0,0269	0,3332	0,4766
Maig	19,1	8942	0,0039	0,0556	1,5875	15,6	1093	0,0263	0,3127	-0,5157
Juny	581,7	7809	0,2468	3,5510	-1,9777	15,1	1241	0,0403	0,5209	1,2725
Juliol	2,1	5361	0,0018	0,0242	2,6181	8,5	1469	0,0273	0,3564	1,7140
Agost	278,3	26428	0,0456	0,6112	2,0840	79,9	1236	0,2802	3,6582	-1,6029
Setembre	0,0	21112	0,0000	0,0000	2,2661	27,5	1042	0,0288	0,3719	1,4099
Octubre	-	17479	-	-	-	-	898	-	-	-
Novembre	0,0	15289	0,0000	0,0000	0,8927	0,0	804	0,0000	0,0000	0,7999
Desembre	-	14193	-	-	-	-	752	-	-	-
Feb-Mar	0,0	10050	0,0000	0,0000	0,4454	91,3	458	0,2551	1,5576	-1,1401
Abr-Mai	43,1	9683	0,0150	0,1072	2,4905	5,9	1089	0,0182	0,1192	2,0069
Jun-Jul	357,1	7809	0,3520	2,8079	1,3463	9,3	1241	0,0574	0,4023	3,4347
Ago-Set	203,6	26428	0,0449	0,3288	4,6326	63,7	1236	0,3003	2,1054	1,7317
Oct-Nov	-	17479	-	-	-	-	898	-	-	-

Taula III.3.28 Resultats del mostreig amb enquestes realitzat durant el 1998 sobre la pesca esportiva de perca americana a l'Estany de Banyoles. CPUE (\hat{U}_P), proporcions de morts (\hat{A}_P) i taxes instantànies de mortalitat per pesca (\hat{F}) i natural (\hat{M}), estimades per períodes mensuals o bimensuals. \hat{N} obtingudes sumant els valors predits per cohort pel model de supervivència 6 (vegeu la taula III.3.15) ajustat a les grandàries poblacionals estimades (i corregides) mitjançant J-S. Per als mesos d'abril, maig i juny ha calgut dividir les \hat{N} estimades de la cohort de 1996 entre les $\hat{N}_{<210}$ i $\hat{N}_{>210}$, utilitzant les proporcions observades en les captures d'aquesta cohort i per a aquestes dates entre els majors i menors a la longitud 210 mm. S'ha considerat que fins als dos mesos d'edat les perques americanes no són vulnerables a la pesca esportiva.

Data	Cohort	Edat central (anys)	\hat{F} (anys ⁻¹)	Cohort	Edat central (anys)	\hat{F} (anys ⁻¹)	Cohort	Edat central (anys)	\hat{F} (anys ⁻¹)	Cohort	Edat central (anys)	\hat{F} (anys ⁻¹)
Jun-98	98	0,041	0,0000	97	1,041	3,5510	96 ⁺	2,041	1,5905	95	3,041	0,5209
Jul-98	98	0,124	0,0000	97	1,124	0,0242	96	2,124	0,3564	95	3,124	0,3564
Ago-98	98	0,208	0,6112	97	1,208	0,6112	96	2,208	3,6582	95	3,208	3,6582
Set-98	98	0,291	0,0000	97	1,291	0,0000	96	2,291	0,3719	95	3,291	0,3719
Oct-98	98	0,374	0,0000	97	1,374	0,0000	96	2,374	0,0000	95	3,374	0,0000
Nov-98	98	0,458	0,0000	97	1,458	0,0000	96	2,458	0,0000	95	3,458	0,0000
Des-98	98	0,541	0,0000	97	1,541	0,0000	96	2,541	0,0000	95	3,541	0,0000
Gen-98	97	0,624	0,0000	96	1,624	0,0000	95	2,624	0,0000	94*	3,624	0,0000
Feb-98	97	0,707	0,0000	96	1,707	0,0000	95	2,707	0,0000	94*	3,707	0,0000
Mar-98	97	0,791	0,0000	96	1,791	0,0000	95	2,791	3,2899	94*	3,791	3,2899
Abr-98	97	0,874	0,2021	96 ⁺	1,874	0,2546	95	2,874	0,3332	94*	3,874	0,3332
Mai-98	97	0,957	0,0556	96 ⁺	1,957	0,1713	95	2,957	0,3127	94*	3,957	0,3127
		\hat{F} (període anual) =	0,0752		\hat{F} (període anual) =	0,4177		\hat{F} (període anual) =	0,8765		\hat{F} (període anual) =	0,7781
		$\ln \hat{N}_0 - \ln \hat{N}_1 =$	1,6734		$\ln \hat{N}_1 - \ln \hat{N}_2 =$	1,5839		$\ln \hat{N}_2 - \ln \hat{N}_3 =$	1,2508		$\ln \hat{N}_3 - \ln \hat{N}_4 =$	1,0019
		\hat{M} (període anual) =	1,6010		\hat{M} (període anual) =	1,1996		\hat{M} (període anual) =	0,4248		\hat{M} (període anual) =	0,2650

Taula III.3.29 Càlcul de les mortalitats instantànies (\hat{F} i \hat{M}) per any a partir de les \hat{F} per mes (vegeu la taula III.3.28). ⁺ \hat{F} calculada a partir de la mitjana de les $\hat{F}_{<210}$ i $\hat{F}_{>210}$ del mes corresponent ponderada per les proporcions observades en les captures d'aquesta cohort i per a cada data entre els majors i menors a la longitud 210 mm. En gris: \hat{F} assignada al valor 0,0000. * se suposa que les \hat{F} per mes de la cohort de 1994, així com de les d'anys anteriors, són iguals a les estimades per a la cohort de 1995, donat que aquesta darrera és en realitat la suma de les cohorts nascudes en aquest any o en anys anteriors. \hat{N}_i obtingudes sumant els valors predits per cohort pel mateix model emprat a la taula III.3.28.

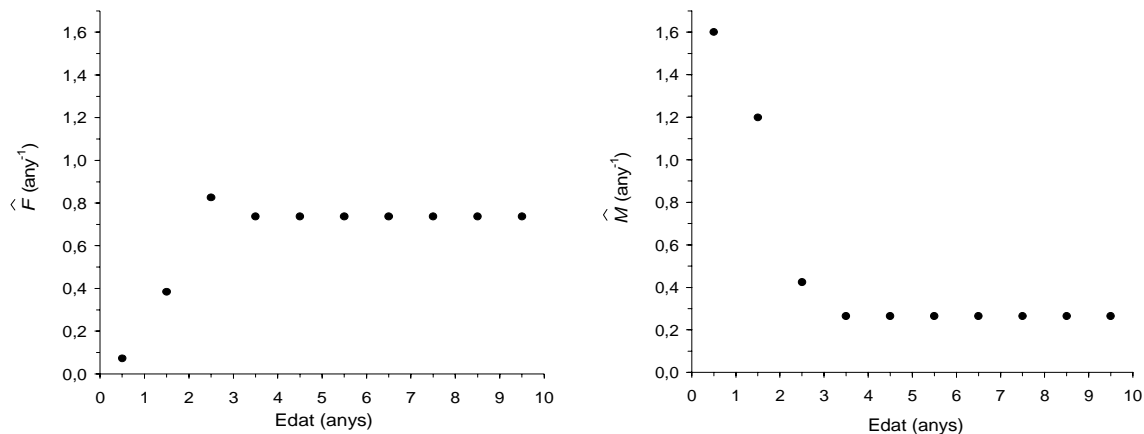


Figura III.3.54 Esquerra: Taxes instantànies de mortalitat per pesca (\hat{F}) i natural (\hat{M}), per any (vegeu la taula III.3.29).

Paràmetres de base				Estimació	\hat{M}_e (anys ⁻¹)
L_∞ (cm)	K (anys ⁻¹)	T^a (°C) (mitjana anual)	t_{mass} (anys)		
66,8	0,1615	15,0	-	a	0,3241
71,0	0,1337	15,0	-	b	0,2816
-	-	-	2,167	c	0,3451

Taula III.3.30 Estimació de \hat{M}_e mitjançant les fórmules empíriques descrites al capítol II.5.4, i a partir dels valors estimats per als paràmetres de creixement o per a l'edat de maduració massiva (Vila 1996). Origen dels paràmetres de creixement: estimació a, regressió no lineal sobre les mitjanes per classe d'edat (taula III.2.2); estimació b, regressió no lineal sobre les dades originals (taula III.2.1).

Classe d'edat	\bar{N}_i	\bar{N}_{i+1}	Model 8				Model 9			
			\hat{Z}_i (anys ⁻¹)	\hat{M}_e (anys ⁻¹)	\hat{F}_i (anys ⁻¹)	\hat{C}_P	\hat{Z}_i (anys ⁻¹)	\hat{M}_e (anys ⁻¹)	\hat{F}_i (anys ⁻¹)	\hat{C}_{Pi}
0-1	65907,0	5739,9	2,2899	0,3241	1,9658	51651,4				31938,7
1-2	5739,9	924,1	1,7238	0,3241	1,3997	3910,3				2556,4
2-3	924,1	235,6	1,2976	0,3241	0,9735	516,5				365,5
3-4	235,6	84,7	0,9768	0,3241	0,6527	100,8				80,1
4-5	84,7	39,4	0,7353	0,3241	0,4112	25,3				24,1
5-6	39,4	22,2	0,5535	0,3241	0,2294	7,1	0,6908	0,3241	0,3667	9,1
6-7	22,2	14,5	0,4167	0,3241	0,0926	1,7				4,1
7-8	14,5	10,5	0,3136	0,3241	-0,0105	-0,1				2,1
8-9	10,5	8,3	0,2361	0,3241	-0,0880	-0,8				1,2
9-10	8,3	6,9	0,1777	0,3241	-0,1464	-1,1				0,7
10-11	6,9	6,0	0,1338	0,3241	-0,1903	-1,2				0,5
11-12	6,0	5,5	0,1007	0,3241	-0,2234	-1,3				0,3

Taula III.3.31 Estimació de la mortalitat instantània per pesca per classe d'edat ($\hat{F}_i = \hat{Z}_i - \hat{M}_e$) i de les captures totals per classe d'edat ($\hat{C}_{Pi} = (\bar{N}_i - \bar{N}_{i+1}) \cdot (\hat{F}_i / \hat{Z}_i)$) a partir d'una estimació prèvia de \hat{M}_e (vegeu la taula III.3.30) i de \hat{Z}_i pels models 8 i 9 de supervivència (vegeu la taula II.5.9) ajustats a les dades de grandària poblacional estimades mitjançant el mètode de Lincoln-Petersen a les dades dels hiverns 97-98 i 98-99 (vegeu la taula III.3.2) (Model 8: $\hat{Z}_i = \bar{Z}t$ on $t = i+0,5$; Model 9: $\hat{Z}_i = \bar{Z}t = ct$). \bar{N}_i i \bar{N}_{i+1} predits a partir dels model 8 ajustat a les dades ja esmentades.

III.3.6 Comparació de la demografia de la població de Banyoles amb altres poblacions

A la taula III.3.32 es mostra un recull extret de la bibliografia d'estimacions de la mortalitat, desglossant la taxa instantània de mortalitat (Z) en mortalitat per pesca (F) i mortalitat natural (M), per a aquelles fonts en què això ha estat fet originalment. A continuació, a la taula III.3.33, es presenta una breu estadística descriptiva dels paràmetres de la taula anterior, a fi de facilitar-ne la comparació amb els resultats d'aquest estudi.

Com es pot observar, el valor central de les Z recollides, tant si s'empra la mediana com la mitjana, coincideix en bona mesura amb les estimacions obtingudes en aquest treball quan s'han utilitzat dades provinents de tot l'espectre d'edats realment present a la població de l'Estany (vegeu les taules III.3.19, III.3.21 i III.3.44). Això, sense entrar en cap altra consideració sobre l'origen de les estimacions comparades i com han estat obtingudes, sembla indicar que la població de Banyoles presenta un perfil de supervivència que se situa en una posició central dins la banda de perfils obtinguda per al conjunt d'aquests estudis. Al seu torn, això darrer podria indicar que la població de Banyoles es troba sotmesa a unes causes de mortalitat semblants a les de moltes altres poblacions al llarg de la seva àrea de distribució. Òbviament, aquestes causes són múltiples i ben variades, i, a més, molt difícilment contrastables sense més informació que la simple estimació de Z .

De tota manera, es poden apuntar alguns aspectes remarcables que poden explicar que la població de Banyoles no se situï, demogràficament, en un extrem de les observacions publicades per a l'espècie. D'entrada, les condicions ambientals a les quals es troba sotmesa la perca americana a l'Estany semblen trobar-se en una posició central respecte del seu nínxol ecològic (Andriano i Clugston 1975, Brabrand i Saltveit 1989, Garcia-Berthou i Moreno-Amich 2002, Philipp i Ridgway 2002). Així, per exemple, i com ja s'havia apuntat anteriorment al capítol III.2.2, la temperatura anual mitjana de l'aigua de l'Estany se situa aproximadament a la meitat del rang observat per a un conjunt bastant ampli de poblacions. A més a més, és probable que les característiques de l'hàbitat, al marge de les peculiaritats que presenta un llac càrstic com l'Estany de Banyoles, siguin similars a les de moltes altres poblacions, almenys pel que fa a la morfologia i densitat de la vegetació litoral. De fet, les poblacions que es troben en ambients força o completament avegetats semblen presentar valors extrems per a molts aspectes de la seva biologia i ecologia, incloent-hi l'estructura i les variacions demogràfiques. Sembla, també, que en la població de l'Estany es dona poc canibalisme (Garcia-Berthou 1994), característica que tendiria a donar-se en comunitats on la perca americana és molt més dominant, com ara en certs embassaments pobres en vegetació. En una situació amb elevat grau de canibalisme, possiblement les poblacions tendeixin a presentar perfils de supervivència amb un pendent major, és a dir, majors valors de Z , allunyant-se per la banda alta dels valors centrals del rang general observat per a aquest paràmetre.

Continuant amb l'estructura de la comunitat, l'Estany presenta actualment una comunitat similar a la de moltes altres localitats on també es troba la perca americana. Tot i que en aquest treball no es presenten dades detallades quantitativament sobre l'estructura d'aquesta comunitat, al litoral de l'Estany està dominada pel peix sol (*Lepomis gibbosus*) i la mateixa perca americana, amb una presència força menor o molt més irregular, tant espacialment com temporalment, de la resta d'espècies presents a l'Estany, incloent-hi tots els ciprínids, les altres espècies depredadores, eventualment ictiòfagues (*Perca fluviatilis* i *Stizostedion lucioperca*), i la petita bavosa de riu (*Blennius fluviatilis*). Per tant, és probable que aquesta similitud amb moltes altres comunitats on també es troba la perca americana, expliqui en part també la seva coincidència en termes demogràfics, ja sigui per semblances en l'ecologia tròfica de l'espècie, per la pressió de depredació a què es veu sotmesa o per qualsevol altre motiu lligat, en més o menys mesura, a l'estructura de la comunitat.

Tot plegat també pot explicar la coincidència entre els valors estimats de mortalitat natural (M) per a la població de perca americana de l'Estany i els valors centrals dels recollits a la literatura (taula III.3.33). Amb tot, cal tenir present que les estimacions disponibles per a aquest paràmetre a l'Estany o bé s'han obtingut a partir de formulacions empíriques (taula III.3.30), cosa que explicaria fins a cert punt la seva centralitat, o bé són poc fiables perquè s'han obtingut al seu torn a partir d'estimacions de F tampoc gaire fiables (taula III.3.29).

Finalment, pel que fa al règim d'explotació pesquera, a partir de la comparació dels valors de F de la taula III.3.33 amb els obtinguts en aquest treball (taules III.3.29 i III.3.31), semblaria que l'espècie es veu sotmesa a l'Estany a una forta pressió de pesca, situable potser a la banda alta del rang observat en els diversos estudis recollits com a referència. Ara bé, cal tornar a insistir amb l'escassa fiabilitat de les estimacions de F en aquest treball. En qualsevol cas, malgrat l'elevada longevitat màxima de la perca americana a l'Estany, la seva població presenta una estructura d'edats clarament decantada cap a les edats més joves, com és propi de poblacions intensament explotades. Per aquesta espècie, com en moltes d'altres, s'han descrit notables canvis en l'estructura demogràfica lligats a l'eliminació o disminució de la pressió pesquera, els quals es manifesten sobretot en marcats increments de l'edat i la longituds mitjanes (Swenson 2002). A banda d'això, també s'ha de remarcar que moltes poblacions explotades de perca americana, sobretot al seu continent d'origen, gaudeixen de règims de gestió de la pesca que inclouen talles mínimes efectives que poden variar en funció dels objectius de cada pesqueria, però que gairebé mai són inferiors als 210 mm, àdhuc arribant a fixar-se en talles força més grans en moltes poblacions (Austen i Orth 1984, Mitchell i Sellers 1989, Dean i Wright 1992). Això implica que probablement moltes de les mortalitats per pesca de la taula III.3.32 corresponguin a edats més aviat avançades (2+, com a mínim). Si és així, la comparació amb els valors de F d'aquest treball mostra que la pressió de pesca a Banyoles potser no difereix tant de la mitjana de les altres poblacions. Com ja s'ha apuntat anteriorment, és molt probable que F disminueixi amb l'edat, a partir d'una certa talla.

Tornant de nou a les estimacions recollides de Z (taula III.3.32), i semblantment als handicaps ja comentats en l'apartat III.2.2 respecte de la comparació del creixement de la població de l'Estany amb el d'altres poblacions, cal també apuntar alguns *handicaps* en les comparacions de Z fetes suara. Aquests *handicaps* tenen a veure sobretot amb la forma del perfil de supervivència en les diferents poblacions comparades. Així, si la concavitat observada en aquest perfil en el cas de Banyoles, comprovada mitjançant l'ajustament de models que la poden descriure, és la norma en les altres poblacions de perca americana, la comparació de la Z derivada de l'ajustament del model de supervivència constant (model exponencial, model 9, en aquest treball) a diferents poblacions difícilment és justificable, ja que el seu valor estimat dependrà en bona mesura de l'espectre d'edats incloses en l'anàlisi, i també fins a cert punt del mètode d'estimació. Aquest espectre d'edats incloses en les dades que generen les estimacions per a cada població pot variar en funció tant de l'estructura de la població (amb major o menor longevitat) com de les característiques del mostreig conduït en cada cas, i, de retruc, de la representativitat de la mostra obtinguda, que al seu torn depèn, entre altres factors, de la seva grandària, de la selectivitat de la tècnica de captura.

Així doncs, l'amplitud del rang de valors de Z de la taula III.3.32 podria ésser producte, tot i que només en part, és clar, de trets aliens a la supervivència real de cadascuna de les poblacions. Mostres amb mancaça d'edats avançades podrien tendir a generar Z més altes, i contràriament, mostres amb mancaça d'edats baixes podrien portar a estimacions a la baixa d'aquest paràmetre. La situació probablement més freqüent en molts estudis és més aviat la primera en què s'obtenen captures per a només les edats més baixes. Però, la simple observació de baixes longevitats en una determinada població no ha d'implicar necessàriament que la supervivència sigui baixa –com pot tendir a estimar-se a partir de les mostres corresponents on no hi serien presents les classes d'edat més avançades–, sinó que pot ésser conseqüència de la grandària total d'aquesta població, o de mancances en el mostreig, o potser també de desplaçaments fora de l'àrea d'estudi dels individus a mesura que envelleixen.

En aquest sentit, en el cas de la població estudiada en aquest treball, es donen una sèrie de circumstàncies que expliquen tant l'elevada longevitat detectada (que iguala la màxima observada per a l'espècie (Froese i Pauly 2003) si no es té en compte la subespècie *floridanus*) com la clara detecció de la disminució existent de la supervivència respecte de l'edat. Allò més remarcable és l'elevada estabilitat ambiental de l'hàbitat de la perca americana a l'Estany, a diferència del que passa en molts altres ambients que colonitza tant al nostre país com arreu. És probable, doncs, que no es produeixin episodis de mortalitat massiva associats a pertorbacions intenses, ni potser tan sols que es donin grans diferències interanuals en la supervivència, a jutjar tant per la sèrie temporal recollida en aquest estudi – amb tot, segurament massa curta– com per l'estructura d'edats que en general s'observa a l'Estany mancada d'irregularitats aparents. Alhora, l'Estany és pràcticament tancat, de manera que es deuen produir molt poques fugues d'exemplars cap a la conca del Terri. Finalment, la

població de l'Estany és prou gran com per a què alguns individus assoleixin edats molt avançades, més encara si es té en compte la disminució ontogenètica de la mortalitat.

De fet, en relació a aquest darrer punt, és probable que aquesta disminució de la mortalitat es doni en moltes altres poblacions de perca americana. Altrament, és difícilment imaginable que s'observin en alguns casos longevitats tan elevades com a Banyoles. En el cas de l'Estany, per exemple, si la mortalitat observada en aquest estudi per al conjunt dels tres primers anys de vida (per exemple, $Z = 1,3858$; vegeu la taula III.3.15) s'hagués d'extrapol·lar o donar per bona per a la resta d'edats, caldria un reclutament com a mínim unes 25 vegades superior (en relació a l'estimat paral·lelament a la Z esmentada) per a explicar la presència a la població d'individus majors de 8 anys. Amb tota seguretat, aquest hipotètic reclutament és del tot inversemblant, tant pel que fa al potencial reproductor de la població d'adults, com, sobretot, pel que fa a la capacitat del sistema.

En qualsevol cas, el més indicat per a comparar la supervivència de poblacions seria disposar directament dels perfils observats de supervivència, fos com fos que haguessin estat aconseguits. Malauradament, tan sols es disposa de les estimacions de Z , i no dels perfils observats de supervivència, fet que impossibilita la seva avaluació per a determinar l'existència de variacions ontogenètiques en la supervivència.

Pel que fa al reclutament, poc es pot dir a partir de les dades disponibles –sèrie temporal curta en un sol sistema–, tot i que no semblen donar-se diferències interanuals gaire notables ni entre les estimacions de la grandària poblacional dels joves de l'any, sobretot a l'hivern, ni entre les seves CPUE. Tampoc és possible una comparació directe del reclutament amb altres estudis, al marge de destacar aquesta aparent estabilitat que més aviat tendeix a no ésser la norma. De fet, a l'Amèrica del Nord s'han realitzat nombrosos estudis per a aclarir els factors que expliquen les diferències interanuals en el reclutament de la perca americana. Garvey *et al.* (2002), en una àmplia revisió sobre aquest tema, proposen un model general per a predir, i eventualment millorar, el reclutament d'aquesta espècie a partir de factors abiòtics i biòtics. Així, en general, la densitat d'adults, per sobre de determinats nivells mínims, sembla no afectar clarament al reclutament. En canvi, les variacions del nivell d'aigua, sobretot quan es produeixen de forma sobtada –cosa que és habitual en molts embassaments–, semblen explicar notables diferències en el reclutament (Maceina i Bettoli 1998). L'estat tròfic del sistema també sembla estar relacionat amb el reclutament, el qual és sovint màxim en embassaments eutròfics, com han descrit per exemple Allen *et al.* (1999). Un altre factor que s'ha descrit com a bon predictor del reclutament és la temperatura atmosfèrica de finals d'hivern o principis de primavera (Jackson i Noble 2000). En el cas de Banyoles, aquest darrer factor és probablement el que varia més d'un any per l'altre, mentre que tant l'estat tròfic com la densitat d'adults hi són considerablement estables. Per tant, les variacions en el reclutament de la perca americana a l'Estany és probable que s'expliquin més per via de la temperatura, tot i que caldria un seguiment més llarg en el temps i un estudi específicament dissenyat a tal fi per a poder conèixer amb més detall els factors que el regulen.

A	Z (anys ⁻¹)	F (anys ⁻¹)	M (anys ⁻¹)	Localitat	Referència
0,84	1,83	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,52	0,73	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,75	1,39	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,54	0,78	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,37	0,46	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,31	0,37	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,42	0,54	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,43	0,56	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,44	0,58	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,44	0,58	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,53	0,76	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,39	0,49	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,57	0,84	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,47	0,63	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,72	1,27	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,46	0,62	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,52	0,73	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,35	0,43	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,51	0,71	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,56	0,82	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,57	0,84	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,41	0,53	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,55	0,80	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,54	0,78	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,33	0,40	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,56	0,82	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,46	0,62	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,41	0,53	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,56	0,82	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,59	0,89	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,49	0,67	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,45	0,60	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,38	0,48	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,41	0,53	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,43	0,56	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,39	0,49	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,7	1,20	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,48	0,65	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,59	0,89	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,5	0,69	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,62	0,97	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,5	0,69	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,41	0,53	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,54	0,78	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,63	0,99	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,51	0,71	-	-	Florida (EUA)	Allen <i>et al.</i> 2002
0,54	0,78	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,41	0,53	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,42	0,54	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,53	0,76	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,37	0,46	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,3	0,36	-	-	Florida (EUA)	Porak <i>et al.</i> 1986
0,11	0,12	0	0,12	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,31	0,36	0,13	0,23	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,39	0,49	-	-	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,44	0,58	0,27	0,31	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,48	0,65	0,33	0,32	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,53	0,76	0,47	0,27	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,54	0,77	-	-	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,57	0,83	-	-	Carolina del Sud (EUA)	Philipp i Ridgway 2002
0,32	0,39	-	-	Georgia (EUA)	Coomer i Holder 1980, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,91	2,41	-	-	Georgia (EUA)	Ager 1978, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,56	0,82	0,53	0,29	Califòrnia (EUA)	Kimsey 1957, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,71-0,92	1,24-2,53	-	-	Califòrnia (EUA)	Rawstron i Hashagen 1972, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,23-0,91	0,26-2,41	-	-	Califòrnia (EUA)	La Faunce <i>et al.</i> 1964, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,24	0,27	0,14	0,14	Wisconsin (EUA)	Mraz i Threinen 1957, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,61	0,97	0,75	0,22	Minnesota (EUA)	Maloney <i>et al.</i> 1962, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,7	1,20	0,60	0,60	Minnesota (EUA)	Cooper i Latta 1954, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,42	0,54	0,26	0,28	Minnesota (EUA)	Cooper i Schafer 1954, a Porak <i>et al.</i> 1986
0,49	0,72	0,44	0,28	Minnesota (EUA) (1982-1983)	Pereira <i>et al.</i> 2002
0,70	0,36	0,08	0,28	Minnesota (EUA) (1996-1999)	Pereira <i>et al.</i> 2002
-	0,26-0,58	0	0,26-0,58	Michigan (EUA)	Latta 1975 a Philipp i Ridgway 2002
-	0,53	0	0,53	Michigan (EUA)	Latta 1975 a Philipp i Ridgway 2002

Taula III.3.32 Recopilació d'estimacions de la mortalitat (A, proporció de morts anual; Z taxa instantània de mortalitat; F taxa instantània de mortalitat per pesca; M taxa instantània de mortalitat natural), provinents de diferents poblacions.

	Mitjana	Mediana	Màxim	Mínim
Z	0,73	0,67	2,41	0,12
F	0,29	0,27	0,75	0,00
M	0,31	0,28	0,60	0,12

Taula III.3.33 Estadística descriptiva per a les taxes de mortalitat de la taula III.3.32.

V. Conclusions

V. Conclusions

1. La perca americana (*Micropterus salmoides*) assoleix a l'Estany de Banyoles una longevitat màxima observada de més d'onze anys, igualant així la longevitat màxima registrada arreu per a la subespècie *salmoides*, que és la introduïda a Europa. La longevitat màxima observada per a les femelles, de més d'onze anys, és clarament superior a la dels mascles, pels quals no s'ha registrat cap edat superior als vuit anys.
2. S'ha detectat una clara variació ontogenètica en la relació al·lomètrica entre la longitud furcal i el pes total, que es reflecteix en un augment progressiu del valor estimat, per grup d'edat i data, del paràmetre b del model al·lomètric estàndard i en una disminució paral·lela del valor estimat del paràmetre a del mateix model. Així, partint d'un creixement al·lomètric en les primeres fases de vida major en longitud que en pes ($b < 3$), s'arriba a un creixement isomètric ($b \approx 3$) vers els dos anys de vida i els 180 mm de longitud furcal, edat en què es produeix la maduració sexual, després de la qual el creixement en pes és més marcat que en longitud ($b > 3$).
3. S'ha detectat una forta variació estacional en la relació al·lomètrica entre la longitud furcal i el pes total, que es reflecteix en unes marcades oscil·lacions estacionals dels valors estimats, per grup d'edat i data, pels paràmetres del model al·lomètric estàndard. Aquesta variació estacional en l'al·lometria és producte de les oscil·lacions també estacionals de la condició, i, en els adults, de l'estat de maduració de les gònades, oscil·lacions que, al seu torn, són observables en les mitjanes ajustades derivades de l'anàlisi de la covariància (ANCOVA). Així, la màxima condició es dona a principis d'estiu (juny-juliol), i va associada a màxims valors de b i mínims valors d' a , quan aquests paràmetres s'han estimat separatament per grup d'edat i data. Contraposadament, la mínima condició es dona a mitjans d'hivern (gener-febrer), aproximadament. No s'ha observat una atenuació ontogenètica clara de les oscil·lacions estacionals de la condició.
4. Al llarg del període d'estudi (de juliol de 1997 a novembre de 1999), no s'han detectat diferències interanuals importants en la condició ni en les seves oscil·lacions estacionals. Tampoc s'han observat diferències en la condició entre els peixos de l'Estany i els de l'estanyol del Vilar, ni entre sexes per a l'única data per la qual s'ha pogut analitzar la incidència d'aquest factor (novembre del 1999).
5. Degut a les variacions ontogenètica i estacional de la relació al·lomètrica entre la longitud furcal i el pes total, en les anàlisis de la covariància efectuades per a comparar la condició entre grups d'edat per diferents èpoques de l'any, es detecta, en el corresponent disseny preliminar, una freqüent heterogeneïtat significativa de pendents. Aquesta situació limita notablement la interpretació dels resultats d'aquesta anàlisi. S'ha comprovat que l'ús de models curvilinis en l'ANCOVA, destinats a eliminar l'efecte de la variació ontogenètica dels pendents, millora substancialment la interpretació dels seus resultats.
6. La comparació de les estimacions generals dels paràmetres a i b del model al·lomètric de la població de l'Estany amb altres estimacions corresponents a diferents poblacions, mostra que a l'Estany de Banyoles la condició és lleugerament baixa dins el conjunt de poblacions comparades, la majoria d'elles nord-americanes.

7. En la descripció del creixement en longitud de la perca americana de l'Estany, no s'ha pogut constatar una variació ontogenètica del coeficient de creixement (K) del model de von Bertalanffy. Tampoc s'observen diferències entre sexes pel que fa al creixement en longitud. Per altra banda, el creixement en longitud s'ha mostrat molt estable interanualment, tant a partir de l'anàlisi directa del creixement observat durant el període d'estudi (de juliol de 1997 a novembre de 1999), com l'anàlisi per retrocàlcul del creixement dels vuit anys previs a aquest període.
8. Tots els mètodes aplicats per a descriure el creixement mitjançant l'ajustament de diversos models alternatius, han permès comprovar l'existència de marcades oscil·lacions estacionals en la taxa de creixement en longitud (dL/dt), que a més es mostren molt estables interanualment, especialment en relació a la seva posició en el calendari. A més a més, s'observa una clara aturada hivernal en el creixement en longitud, amb una durada mínima de tres mesos. Així, la màxima taxa de creixement en longitud es dona aproximadament en el solstici d'estiu, mentre que l'època sense creixement s'estén al voltant del solstici d'hivern, que se situa aproximadament en una posició central d'aquest període. D'aquesta manera, s'observa un major sincronisme entre les oscil·lacions del fotoperíode i les de la taxa de creixement que no pas entre les oscil·lacions de la temperatura ambiental, ja sigui la de l'aire o la de l'aigua, i les de la taxa de creixement, la qual cosa produeix un desfasament temporal clar entre aquestes dues darreres. Per altra banda, s'observa una gran coincidència temporal entre el període hivernal sense creixement en longitud i el període també hivernal de barreja vertical de la columna d'aigua.
9. L'anàlisi de freqüències de longitud aplicada mitjançant el programa informàtic MULTIFAN, i en menor mesura mitjançant el programa informàtic MIX, per a la descripció del creixement s'ha mostrat poc capaç de generar resultats fiables sense la introducció d'una mínima informació provinent de l'anàlisi d'estructures òssies, degut a l'estructura d'edats de la població estudiada i de les mostres aconseguides. Amb tot, els resultats aconseguits amb aquests mètodes, és en bona mesura coincident amb els obtinguts mitjançant altres mètodes.
10. El creixement de la perca americana de Banyoles és lent comparat amb altres poblacions, la major part nord-americanes. Això es tradueix en estimacions de valors baixos per al coeficient de creixement (K), però sobretot, en valors baixos per a l'índex \emptyset' i en baixes longituds observades, en relació als valors previsibles d'aquest índex i del creixement, respectivament, i d'acord amb la temperatura mitjana de l'aigua de l'Estany. Contràriament, tant les longituds màximes observades a l'Estany com els valors estimats per a la longitud asimptòtica (L_∞) es troben entre els més alts de la literatura, fet atribuïble a l'elevada longevitat màxima observada en aquesta població.
11. El mostreig dissenyat ha demostrat ser eficaç per a l'obtenció d'estimacions precises de la grandària poblacional i de la supervivència mitjançant la utilització dels models de marcatge-recaptura. Amb tot, s'ha evidenciat la necessitat d'utilitzar marques amb una retenció total, a fi d'obtenir resultats no esbiaixats a partir d'aquests models, o bé, en el seu defecte, d'implementar un sistema eficient de doble marcatge que permeti estimar directament i correcta les taxes de retenció d'aquestes marques.
12. Al llarg del període d'estudi s'ha observat poca variació interanual en la grandària poblacional total. Per altra banda, l'estructura d'edats de la població indica que aquesta es troba estabilitzada des de fa uns deu anys, com a mínim. Pel que fa al reclutament, les diferències entre anys tampoc han estat molt destacades, sobretot si es comparen les densitats hivernals dels joves de l'any.

13. A la població de l'Estany es dona una manifesta variació ontogenètica de la mortalitat que es reflecteix en la forma còncava dels perfils de supervivència analitzats i en el millor ajustament, en totes les anàlisis fetes, del model de Gompertz en relació al model de supervivència constant. Així, la taxa instantània de mortalitat (Z) disminueix progressivament amb l'edat, tendint clarament cap a un model de supervivència de tipus III segons la clàssica tipificació de Deevey. No s'ha detectat cap edat concreta en què es produeixi un canvi bruscat en aquest paràmetre, o el que és el mateix, cap vèrtex en el perfil de supervivència. Per altra banda, tampoc s'han detectat diferències entre mascles i femelles en els seus respectius perfils de supervivència, almenys per als quatre primers anys de vida.
14. S'observen fortes oscil·lacions estacionals en la supervivència, amb un màxim estival de mortalitat situat a pic d'estiu, entre els mesos de juliol i agost, i un mínim hivernal de mortalitat situat a pic d'hivern, entre els mesos de gener i febrer, aproximadament. Aquest mínim hivernal s'aproxima a la mortalitat zero. Per altra banda, es dona una gran estabilitat interanual d'aquestes oscil·lacions, sobretot pel que fa a la seva posició en el calendari anual, i en menys mesura en la seva amplitud. S'ha observat també que les oscil·lacions intraanuals de la supervivència es correlacionen amb les oscil·lacions de la temperatura ambiental, tant la de l'aire com la de l'aigua, amb pics màxims i mínims clarament coincidents, fet que s'ha atribuït a una relació directa entre la supervivència i la taxa metabòlica i el ritme d'activitat associat a aquesta.
15. La tècnica de pesca elèctrica amb embarcació, implementada expressament per al mostreig d'aquest estudi, s'ha mostrat notablement eficient en un medi en principi tan difícil per a aquest tipus de pesca com és l'Estany de Banyoles, ateses les seves particulars condicions físiques i químiques, entre les quals cal destacar l'elevada alcalinitat de l'aigua i el perfil abrupte de la major part del litoral. La capturabilitat d'aquesta tècnica augmenta clarament amb la longitud del peix i aparentment tendeix a estabilitzar-se, a l'Estany i per a aquesta espècie, a partir dels 200 mm, aproximadament. Alhora, la capturabilitat pateix unes oscil·lacions intranuals molt notables que exhibeixen dos pics màxims anuals que es donen, aproximadament, l'un a finals de primavera i l'altre a finals d'estiu. Per contra, la capturabilitat és mínima a finals d'estiu i a mitjans o finals d'hivern, aproximadament. Aquesta doble oscil·lació intranual de la capturabilitat sembla explicar-se per una combinació complexa de factors, entre els quals la temperatura i la terbolesa de l'aigua, per una banda, i el règim d'activitat dels peixos, per l'altra, són probablement els més destacats. L'ajustament realitzat d'un model predictiu a les capturabilitats per grup d'edat i data observades ha de permetre en el futur la transformació de les CPUE, derivades d'un mostreig mitjançant la mateixa tècnica, en estimacions aproximatives de la grandària poblacional en el context d'un hipotètic monitoratge de la població.
16. No s'observen diferències entre les densitats estimades, ni entre les CPUE, de perca americana per a l'estanyol del Vilar i per a l'Estany, malgrat el major grau d'eutròfia del primer. Amb tot, sembla donar-se una densitat lleugerament menor de joves de l'any a l'estanyol del Vilar, fet atribuïble potser a un major canibalisme dels individus adults en comparació amb l'Estany.
17. El mostreig amb enquestes realitzat ha resultat inadequat per a obtenir estimacions plenament fiables de la mortalitat per pesca. Ateses les petites dimensions de la pesqueria de l'Estany, aquest tipus de mostreig és probablement inviable. Possiblement, l'única alternativa per a l'obtenció d'estadístiques fiables sobre les captures de la pesca esportiva passa per la declaració obligatòria de les captures diàries efectuades per cada pescador. Malgrat la poca fiabilitat, aquesta mortalitat sembla ésser com a

mínim tan alta com la mortalitat natural. Les estimacions obtingudes de l'esforç de la pesca esportiva, considerablement més fiables que les de la mortalitat per pesca, mostren una forta variació estacional, que assoleix el màxim a l'estiu (juliol i agost) i el mínim durant l'hivern (de novembre a febrer), variació paral·lela a la variació intranual de la mortalitat total.

18. La mortalitat total a l'Estany és intermèdia respecte de l'ampli ventall d'estimacions d'aquest paràmetre recollides a la bibliografia. Entre els múltiples factors que poden explicar aquest fet es destaca que la temperatura mitjana de l'aigua de l'Estany es troba en una posició també aproximadament intermèdia dins els rang observat per a aquesta variable al llarg de la seva àrea de distribució. La mortalitat per pesca a la població de l'Estany sembla ésser tant o més alta que en la majoria de les poblacions explotades amb les quals s'ha contrastat.

19. En resum, la població de perca americana de l'Estany de Banyoles presenta una notable estabilitat interanual en la condició, el creixement i la mortalitat, que concorda amb la gran estabilitat ambiental de l'ecosistema. Aquesta estabilitat, i l'augment ontogenètic de la supervivència, expliquen l'elevada longevitat màxima registrada a l'Estany. Simultàniament, les oscil·lacions estacionals en les condicions ambientals que es donen en aquest sistema, característiques de la latitud on es troba, provoquen una clara variació estacional tant de la condició, com del creixement i de la mortalitat. Totes aquestes variacions estacionals observades són, a més, considerablement estables interanualment. Per tant, actualment l'espècie es troba plenament establerta al sistema lacustre de Banyoles, i alhora aparentment estabilitzada en termes de la seva dinàmica poblacional, procés que sembla haver estat facilitat per l'ocupació d'un nínxol ecològic efectiu molt estable i similar al de la seva àrea de distribució original.

V. Conclusiones

V. Conclusiones

1. La perca americana (*Micropterus salmoides*) alcanza en el Estany de Banyoles una longevidad máxima observada de más de once años, igualando así la longevidad máxima registrada para la subespecie *salmoides*, que es la introducida en Europa. La longevidad máxima observada para las hembras, de más de once años, es claramente superior a la de los machos, para los cuales no se ha registrado ninguna edad superior a los ocho años.
2. Se ha detectado una clara variación ontogenética en la relación alométrica entre la longitud furcal y el peso total, que se refleja en un aumento progresivo del valor estimado, por grupo de edad y fecha, del parámetro b del modelo alométrico estándar y en una disminución paralela del valor estimado del parámetro a del mismo modelo. Así, partiendo de un crecimiento alométrico en las primeras fases de vida mayor en longitud que en peso ($b < 3$), se alcanza un crecimiento isométrico ($b \approx 3$) alrededor de los dos años de vida y los 180 mm de longitud furcal, edad en la que se produce la maduración sexual, después de la cual el crecimiento en peso es más marcado que en longitud ($b > 3$).
3. Se ha detectado una fuerte variación estacional en la relación alométrica entre la longitud furcal y el peso total, que se refleja en unas marcadas oscilaciones estacionales de los valores estimados, por grupo de edad y fecha, para los parámetros del modelo alométrico estándar. Esta variación estacional en la alometría es producto de las oscilaciones también estacionales de la condición y, en los adultos, del estado de maduración de las gónadas, oscilaciones que, a su vez, son observables en las medianas ajustadas derivadas del análisis de la covarianza (ANCOVA). Así, la máxima condición se da a principios de verano (junio-julio) y va asociada a máximos valores de b y mínimos valores de a , cuando estos parámetros se han estimado separadamente por grupo de edad y fecha. Contrapuestamente, la mínima condición se da a mediados de invierno (enero-febrero), aproximadamente. No se ha observado una atenuación ontogenética clara de las oscilaciones estacionales de la condición.
4. A lo largo del periodo de estudio (de julio de 1997 a noviembre de 1999), no se han detectado diferencias interanuales importantes en la condición ni en sus oscilaciones estacionales. Tampoco se han observado diferencias en la condición entre los peces del Estany y los del estanyol del Vilar, ni entre sexos para la única fecha para la que se ha podido analizar la incidencia de dicho factor (noviembre de 1999).
5. Debido a las variaciones ontogenética y estacional de la relación alométrica entre la longitud furcal y el peso total, en los análisis de la covarianza efectuados para comparar la condición entre grupos de edad en diferentes épocas del año, se detecta, en el correspondiente diseño preliminar, una frecuente heterogeneidad significativa de pendientes. Esta situación limita notablemente la interpretación de los resultados de este análisis. Se ha comprobado que el uso de modelos curvilíneos en la ANCOVA, destinados a eliminar el efecto de la variación ontogenética de las pendientes, mejora sustancialmente la interpretación de sus resultados.
6. La comparación de las estimaciones generales de los parámetros a y b del modelo alométrico de la población del Estany con otras estimaciones correspondientes a diferentes poblaciones muestra que en

el Estany de Banyoles la condición es ligeramente baja dentro del conjunto de poblaciones comparadas, la mayoría norteamericanas.

7. En la descripción del crecimiento en longitud de la perca americana en el Estany, no se ha podido constatar una variación ontogenética del coeficiente de crecimiento (K) del modelo de von Bertalanffy. Tampoco se observan diferencias entre sexos en lo que se refiere al crecimiento en longitud. Por otra parte, el crecimiento en longitud se ha mostrado muy estable interanualmente, tanto a partir del análisis directo del crecimiento observado durante el periodo de estudio (de julio de 1997 a noviembre de 1999), como del análisis por retrocálculo del crecimiento de los ocho años previos a dicho periodo.
8. Todos los métodos aplicados para describir el crecimiento mediante el ajuste de diversos modelos alternativos han permitido comprobar la existencia de marcadas oscilaciones estacionales en la tasa de crecimiento en longitud (dL/dt), que además se muestran muy estables interanualmente, especialmente en relación con su posición en el calendario. Además, se observa un claro paro invernal en el crecimiento en longitud, con una duración mínima de tres meses. Así, la máxima tasa de crecimiento en longitud se da aproximadamente en el solsticio de verano, mientras que la época sin crecimiento se extiende alrededor del solsticio de invierno, que se sitúa aproximadamente en una posición central de este periodo. De esta forma, se observa un mayor sincronismo entre las oscilaciones del fotoperiodo y las de la tasa de crecimiento que entre las oscilaciones de la temperatura ambiental, ya sea del aire o del agua, y las de la tasa de crecimiento, cosa que produce un desfase temporal claro entre estas dos últimas. Por otro lado, se observa una gran coincidencia temporal entre el periodo invernal sin crecimiento en longitud y el periodo también invernal de mezcla vertical de la columna de agua.
9. El análisis de frecuencias de longitud aplicada mediante el programa informático MULTIFAN, y en menor medida mediante el programa informático MIX, para la descripción del crecimiento se ha mostrado poco capaz de generar resultados fiables sin la introducción de una mínima información proveniente del análisis de estructuras óseas, debido a la estructura de edades de la población estudiada y de las muestras conseguidas. Aun así, los resultados conseguidos con estos métodos son en buena medida coincidentes con los obtenidos mediante otros métodos.
10. El crecimiento de la perca americana de Banyoles es lento comparado con otras poblaciones, la mayor parte norteamericanas. Esto se traduce en estimaciones de valores bajos para el coeficiente de crecimiento (K), pero sobretodo, en valores bajos para el índice \emptyset' y en bajas longitudes observadas, en relación con los valores previsibles de este índice y del crecimiento, respectivamente, y de acuerdo con la temperatura media del agua del Estany. Contrariamente, tanto las longitudes máximas observadas en el Estany como los valores estimados para la longitud asintótica (L_{∞}) se encuentran entre los mas altos de la literatura, hecho atribuible a la elevada longevidad máxima observada en esta población.
11. El muestreo diseñado ha demostrado ser eficaz para la obtención de estimaciones precisas del tamaño poblacional y de la supervivencia mediante la utilización de los modelos de marcaje-recaptura. Aun así, se ha evidenciado la necesidad de utilizar marcas con una retención total, a fin de obtener resultados exactos con estos modelos, o bien, en su defecto, de implementar un sistema eficiente de doble marcaje que permita estimar directa y correctamente las tasas de retención de estas marcas.

12. A lo largo del periodo de estudio se ha observado poca variación interanual en el tamaño poblacional total. Por otra parte, la estructura de edades de la población indica que ésta se encuentra estabilizada desde hace al menos unos diez años. Respecto al reclutamiento, las diferencias entre años tampoco han sido muy destacadas, sobretodo si se comparan las densidades invernales de los jóvenes del año.
13. En la población del Estany se da una manifiesta variación ontogenética de la mortalidad que se refleja en la forma cóncava de los perfiles de supervivencia analizados y en el mejor ajuste, en todos los análisis hechos, del modelo de Gompertz en relación con el modelo de supervivencia constante. Así, la tasa instantánea de mortalidad (Z) disminuye progresivamente con la edad, tendiendo claramente hacia un modelo de supervivencia de tipo III según la clásica tipificación de Deevey. No se ha detectado ninguna edad concreta en que se produzca un cambio brusco en este parámetro, o lo que es lo mismo, ningún vértice en el perfil de supervivencia. Por otra parte, tampoco se han detectado diferencias entre machos y hembras en sus respectivos perfiles de supervivencia, al menos para los cuatro primeros años de vida.
14. Se observan fuertes oscilaciones estacionales en la supervivencia, con un máximo estival de mortalidad situado en pleno verano, entre los meses de julio y agosto, y un mínimo invernal de mortalidad situado en pleno invierno, entre los meses de enero y febrero, aproximadamente. Este mínimo invernal se aproxima a la mortalidad cero. Por otra parte, se da una gran estabilidad interanual de estas oscilaciones, sobretodo respecto a su posición en el calendario anual, y en menor medida en su amplitud. Se ha observado también que las oscilaciones intraanuales de la supervivencia se correlacionan con las oscilaciones de la temperatura ambiental, tanto del aire como del agua, con picos máximos y mínimos claramente coincidentes, hecho que se ha atribuido a una relación directa entre la supervivencia y la tasa metabólica y el ritmo de actividad asociado a ésta.
15. La técnica de pesca eléctrica con embarcación, implementada expresamente para el muestreo de este estudio, se ha mostrado notablemente eficiente en un medio en principio tan dificultoso para este tipo de pesca como es el Estany de Banyoles, dadas sus particulares condiciones físicas y químicas, entre las cuales cabe destacar la elevada alcalinidad del agua y el perfil abrupto de la mayor parte del litoral. La capturabilidad de esta técnica aumenta claramente con la longitud del pez y aparentemente tiende a estabilizarse, en el Estany y para esta especie, a partir de los 200 mm, aproximadamente. Al mismo tiempo, la capturabilidad sufre unas oscilaciones intraanuales muy notables que exhiben dos picos máximos anuales que se dan, aproximadamente, uno a finales de primavera y otro a finales de verano. Por el contrario, la capturabilidad es mínima a finales de verano y a mediados o finales de invierno, aproximadamente. Esta doble oscilación intraanual de la capturabilidad parece explicarse por una combinación compleja de factores, entre los cuales la temperatura y la turbidez del agua, por una parte, y el régimen de actividad de los peces, por otra, son probablemente los más destacados. El ajuste realizado de un modelo predictivo a las capturabilidades por grupo de edad y fecha observadas ha de permitir en el futuro la transformación de las CPUE, derivadas de un muestreo mediante la misma técnica, en estimaciones aproximativas del tamaño poblacional en el contexto de una hipotética monitorización de la población.
16. No se observan diferencias entre las densidades estimadas, ni entre las CPUE, de perca americana del estanyol del Vilar y del Estany, a pesar del mayor grado de eutrofia del primero. Aun así, parece

darse una densidad ligeramente menor de jóvenes del año en el estanyol del Vilar, hecho atribuible quizás a un mayor canibalismo de los individuos adultos en comparación con los del Estany.

17. El muestreo con encuestas realizado ha resultado inadecuado para obtener estimaciones plenamente fiables de la mortalidad por pesca. Dadas las pequeñas dimensiones de la pesquería del Estany, este tipo de muestreo es probablemente inviable. Posiblemente, la única alternativa para la obtención de estadísticas fiables sobre las capturas de la pesca deportiva pasa por la declaración obligatoria de las capturas diarias efectuadas por cada pescador. A pesar de la poca fiabilidad, esta mortalidad parece ser como mínimo tan alta como la mortalidad natural. Las estimaciones obtenidas del esfuerzo de la pesca deportiva, considerablemente más fiables que las de la mortalidad por pesca, muestran una fuerte variación estacional, que alcanza el máximo en verano (julio y agosto) y el mínimo durante el invierno (de noviembre a febrero), variación paralela a la variación intraanual de la mortalidad total.
18. La mortalidad total en el Estany es intermedia respecto al amplio abanico de estimaciones de este parámetro recogidas en la bibliografía. Entre los múltiples factores que pueden explicar este hecho cabe destacar que la temperatura media del agua del Estany se encuentra en una posición también aproximadamente intermedia dentro del rango observado para esta variable a lo largo de su área de distribución. La mortalidad por pesca en la población del Estany parece ser tanto o más alta que en la mayoría de las poblaciones explotadas con las que se ha contrastado.
19. En resumen, la población de perca americana del Estany de Banyoles presenta una notable estabilidad interanual en la condición, el crecimiento y la mortalidad, que concuerda con la gran estabilidad ambiental del ecosistema. Esta estabilidad, y el aumento ontogenético de la supervivencia, explican la elevada longevidad máxima registrada en el Estany. Simultáneamente, las oscilaciones estacionales en las condiciones ambientales que se dan en este sistema, características de la latitud donde se encuentra, provocan una clara variación estacional tanto de la condición, como del crecimiento y de la mortalidad. Todas estas variaciones estacionales observadas son, además, considerablemente estables interanualmente. Por lo tanto, actualmente la especie se encuentra plenamente establecida en el sistema lacustre de Banyoles, y a la vez aparentemente estabilizada en cuanto a su dinámica poblacional, proceso que parece haber sido facilitado por la ocupación de un nicho ecológico efectivo muy estable y similar al de su área de distribución original.

VI. Bibliografia

VI. Bibliografia

- Allen, M.S., Greene, J.C., Snow, F.J., Maceina, M.J. i DeVries, D.R. 1999. Recruitment of largemouth bass in Alabama reservoirs: Relations to trophic state and larval shad occurrence. *N.Am.J.Fish.Manage*, 19: 67-77.
- Allen, M.S., Sheaffer, W., Porak, W.F. i Crawford, S. 2002. Growth and mortality of largemouth bass in Florida waters: implications for use of length limits. A: Black bass: ecology, conservation, and management. American fisheries symposium 31. *Editors: D.P.Philipp and M.S.Ridgway*. pp. 559-566.
- Anderson, R.O. i Neumann, R.M. 1996. Length, weight, and Associated Structural Indices. A: Fisheries Techniques. *Editors: B.R.Murphy and D.W.Willis*. American Fisheries Society, Virginia, Dakota pp. 447-482.
- Andriano, D., Clugston, J.P. 1975. Black bass. Biology and management. National Symposium on the Biology and Management of the Centrarchid Bases.
- Arnason, A.N., Papst, M.H. i Hopky, G.E. 1992. Modelling the increase in variance of fish weight. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 49: 2-16.
- Arnason, A.N., Schwarz, C.J i Boyer, G. 1998. POPAN-5: A data maintenance and analysis system for mark-recapture data. Department of Computer Science, University of Manitoba.
- Austen, D.J. i Orth, D.J. 1984. Angler Catches from New River, Virginia and West Virginia, in Relation to Minimum Length Limit Regulations. *Proc.Annu.Conf.Southeast Assoc.Fish and Wildl., Agencies* 38: 520-531.
- Bagenal, T. 1978. Methods for assessment of fish production in fresh waters. Blackwell Scientific.
- Baglinière, E. i Ombredane, D. 1990. Choix et fiabilité d'un modèle de rétrocalcul des tailles en écologie halieutique. Mise au point logiciel informatique. *Bull.Fr.Pêche Piscic.* 319: 258-272.
- Baglinière, J.L., Castanet, J., Conand, F. i Meunier, F.J. 1992. Tissus durs et âge individuel des vertébrés. Orstom Inra., Paris.
- Baker, T.T., Lafferty, R. i Quinn, T.J. 1991. A general growth model for mark-recapture data. *Fish.Res.* 11: 257-281.
- Barwick, D.H. i Lorenzen, W.E. 1984. Growth responses of fish to changing environmental conditions in a South Carolina cooling reservoir. *Environ.Biol.Fish.* 10: 271-279.
- Bayley, P.B. i Austen, D.J. 2002. Capture efficiency of a Boat Electrofisher. *Trans.Am.Fish.Soc.* 131: 435-451.
- Beamesderfer, R.C.P. i North, J.A. 1995. Growth, natural mortality, and predicted response to fishing for largemouth bass and smallmouth bass populations in North America. *N.Am.J.Fish.Manage.* 15: 688-704.

- Beamish,R.J. i McFarlane,G.A. 1983. Validation of Age Determination Estimates: The Forgotten Requirement. *Trans.Am.Fish.Soc.* 112: 735-743.
- Bianco,P.G. 1998. Freshwater fish transfers in Italy: history, local changes in fish fauna and a prediction on the future of native populations. *A Stocking and introduction of fish. Editors: I.G.Cowx. Fishing News Books., pp. 167-186.*
- Bohlin,T. i Cowx,I.G. 1990. Implications of unequal probability of capture by electric fishing on the estimation of population size. *A: Developments in electric fishing. Editors: I.G.Cowx. Fishing news books, Oxford, pp. 145-155.*
- Brabrand,A. i Saltveit,S.J. 1989. Ecological aspects of the fish fauna in three Portuguese reservoirs. *Arch.Hydrobiol.* 114: 575-589.
- Burnham,K.P., Anderson,D.R., White,G.C., Brownie,C. i Pollock,K.H. 1987. Design and Analysis Methods for Fish Survival Experiments Based on Release-Recapture. American Fisheries Society, Maryland.
- Busacker,G.P., Adelman,I.R. i Goolish,E.M. 1990. Methods for fish biology. American Fisheries Society., Bethesda, Maryland.
- Buynak,G.L., McLemore,W.N. i Mitchell,B. 1991. Changes in Largemouth Bass Populations at Kentucky and Barley Lakes: Environmental or Regulatory Responses? *N.Am.J.Fish.Manage* 11: 285-292.
- Carlander,K.D. 1977. Handbook of Freshwater Fishery Biology, Volume II. Iowa State University Press. Iowa.
- Carlander,K.D. 1981. Caution on the use of the regression method of back-calculating lengths from scale measurements. *Fisheries* 6: 2-5.
- Cincotta,D.A., Stauffer,J.R. i Hocutt,C.H. 1984. The effects of rapid temperature decreases by five freshwater fish species. *Arch.Hydrobiol.* 99: 529-536.
- Collares-Pereira,M.J., Coelho,M.M. i Cowx,I.G. 2002. Conservation of freshwater fishes: Options for the future. *Fishing news books.*
- Cone,R.S. 1989. The need to reconsider the use of condition indices in fishery science. *Trans.Am.Fish.Soc.* 118: 510-514.
- Coutant,C.C. i DeAngelis,D.L. 1983. Comparative Temperature-Dependent Growth of Largemouth and Smallmouth Bass Fry. *Trans.Am.Fish.Soc.* 112: 416-423.
- Cowx,I.G. 1996. Stock assessment in Inland fisheries. *Fishing news books, Hull, UK.*
- Cowx,I.G. 1990. Developments in electric fishing. *Fishing news books. Blakwell Scientific.*
- Crawford,S.S., Coleman,W.S. i Porak,W.F. 1989. Time of Annulus Formation in Otoliths of Florida Largemouth Bass. *N.Am.J.Fish.Manage.* 9: 231-233.
- Crawshaw,L.I. 1984. Low-temperature dormancy in fish. *The American Physiological Society* 479-486.
- Crivelli,A.J. 1996. The freshwater fish endemic to the northern Mediterranean region. *Tour du Valat, Arles, (France).*

- Dean,J. i Wright,G. 1992. Black bass length limits by design: A graphic approach. *N.Am.J.Fish.Manage.* 12: 538-547.
- DeVries,D.R. i Frie,R.V. 1996. Determination of age and growth. A: *Fisheries techniques. Editors: B.R.Murphy and D.W.Willis.* American Fisheries Society, Virginia, Dakota, pp. 483-512.
- Durocher,P.P., Provine,W.C. i Kraai,J.E. 1984. Relationship Between Abundance of Largemouth Bass and Submerged Vegetation in Texas Reservoirs. *N.Am.J.Fish.Manage.* 4: 84-88.
- Ebert,T.A. 1999. Plant and animal populations, methods in demography. Academic Press. San Diego.
- Elvira,B. 1998. Impact of introduced fish on the native freshwater fish fauna of Spain. A: *Stocking and introduction of fish. Editors: I.G.Cowx.* Fishing news books, pp. 186-190.
- Farman,R.S., Nielsen,L.A. i Norman,M.D. 1982. Estimating Largemouth Bass Abundance Using Creel Census and Tournament Data in the Fishing-Success Method. *N.Am.J.Fish.Manage.* 2: 249-256.
- Folch,R. (ed.) 1989. Història Natural dels Països Catalans. Enciclopedia catalana.
- Fortià,R. 1993. El medi natural a les comarques gironines. L'estat de la qüestió. Diputació de Girona, Girona.
- Fournier,D.A., Sibert,J.R., Majkowski,J. i Hampton,J. 1990. MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, 47 (2): 301-317.
- Francis,R.I.C.C. 1988. Maximum likelihood estimation of growth and growth variability from tagging data. *N.Z.J.Mar.Freshwat.Res.* 22: 42-51.
- Froese,R. i Pauly,D. (eds). 2003. FishBase. World Wide Web electronic publication. www.fishbase.org, version 16 April 2004.
- Fullerton,A.H., Garvey,J.E., Wright,R.A. i Stein,R.A. 2000. Overwinter Growth and Survival of Largemouth Bass: Interactions among Size, Food, Origin, and Winter Severity. *Trans.Am.Fish.Soc.* 129: 1-12
- García de Jalón,D., Mayo,M., Hervella,F., Barceló,E. i Fernandez,T. 1991. Principios y técnicas de gestión de la pesca en aguas continentales. Madrid.
- García-Berthou,E. 1994. Ecologia alimentària de la comunitat de peixos de l'Estany de Banyoles. Tesi doctoral. Universitat de Girona.
- Garcia-Berthou,E. 2001. On the misuse of residuals in ecology: testing regression residuals vs. the analysis of covariance. *Journal of Animal Ecology* 70: 708-711.
- Garcia-Berthou,E. i Moreno-Amich,R. 1993. Multivariate analysis of covariance in morphometric studies of the reproductive cycle. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 50: 1394-1399.

- Garcia-Berthou, E. i Moreno-Amich, R. 2000. Introduction of exotic fish into a Mediterranean lake over a 90-year period. *Arch. Hydrobiol.* 2000 vol. 149., no. 2, pp. 271-284.
- Garcia-Berthou, E. i Moreno-Amich, R. 2002. Fish ecology and conservation in Lake Banyoles (Spain): the neglected problem of exotic species. A: Management and Ecology of Lake and Reservoir Fisheries. *Editors: I.G. Cowx.* Blackwell Science, Fishing News Books, Oxford, pp. 235-251.
- Garvey, J.E., Stein, R.A., Wright, R.A. i Bremigan, M.T. 2002. Exploring ecological mechanisms underlying largemouth bass recruitment along environmental gradients. A: Black Bass: Ecology, conservation, and Management. American fisheries society symposium 31. *Editors: D.P. Philipp and M.S. Ridgway.* pp. 7-23.
- Gatz, A.J. i Loar, J.M. 1988. Petersen and removal population size estimates: combining methods to adjust and interpret results when assumptions are violated. *Environ. Biol. Fish.* 21: 293-307.
- Gayanilo, F.C. i Pauly, D. 2004. FAO-ICLARM stock assessment tools. FISAT. Reference manual. International Center for Living Aquatic Resources Management.
- Gerking, S.D. 1978. Ecology of freshwater fish production. Blackwell Scientific Publications, Oxford.
- Granado-Lorencio, C. 1996. Ecología de peces. Secretariado de Publicaciones de la Universidad de Sevilla. Sevilla.
- Gulland, J.A. 1969. Manual of methods for fish stock assessment. Part 1. Fish population analysis. FAO Manuals in fisheries Science, n 4.
- Guy, C.S., Blankenship, H.L. i Nielsen, L.A. 1996. Tagging and marking. A: Fisheries techniques. *Editors: B. Murphy and D.W. Willis.* American Fisheries Society., Bethesda, Maryland, pp. 353-383.
- Harmelin-Vivien, M.L. i Francour, P. 1992. Trawling or visual censures?. Methodological bias in the assessment of fish populations in seagrass beds. *Marine Ecology*, 13: 41-51.
- Hayes, D.B., Ferreri, C.P. i Taylor, W.W. 1996. Active fish capture methods. A Fisheries techniques. *Editors: B.R. Murphy and D.W. Willis.* American Fisheries Society., Bethesda, Maryland, pp. 193-220.
- Hickley, P. i Tompkins, H. 1998. Recreational fisheries. Social, economic and management aspects. The food and agriculture organization of the United Nations By Fishing news books, Oxford.
- Hilborn, R. i Walters, C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment. Choice, dynamics and uncertainty. Chapman & Hall.
- Hill, T.D. i Willis, D.W. 1994. Influence of water conductivity on pulsed AC and pulsed DC electrofishing catch rates for largemouth bass. *N. Am. J. Fish. Manage.* 14: 202-207.
- Hubert, W.A. 1996. Passive capture techniques. A: Fisheries techniques. *Editors: B.R. Murphy and D.W. Willis.* American Fisheries Society., Bethesda, Maryland, pp. 157-192.

- Huitema, B.E. 1980. *The Analysis of Covariance and Alternatives*. John Wiley & Sons, New York.
- Jackson, J.R. i Noble, R.L. 1995. Selectivity of sampling methods for juvenile largemouth bass in assessments of recruitment processes. *N.Am.J.Fish.Manage.* 15: 408-418.
- Jackson, J.R. i Noble, R.L. 2000. First-Year Cohort Dynamics and Overwinter Mortality of Juvenile Largemouth Bass. *Trans.Am.Fish.Soc.* 129: 716-724.
- Jackson, J.R. i Noble, R.L. 2000. Relationships between Annual Variations in Reservoir Conditions and Age-0 Largemouth Bass Year-Class Strength. *Trans.Am.Fish.Soc.* 129: 699-715.
- Jakob, E.M., Marshall, S.D. i Uetz, G.W. 1996. Estimating fitness: A comparison of body condition indices. *Oikos.* 77: 61-67.
- James, I.R. 1991. Estimation of von Bertalanffy Growth Curve Parameters from Recapture Data. *Biometrics* 47: 1519-1530.
- Keith, P. i Allardi, J. 1998. The introduced freshwater fish of France: status, impacts and management. A: Stocking and introduction of fish. *Editors: I.G.Cowx. Fishing news books., pp.* 153-166.
- Kershner, M.W. i Marschall, E.A. 1998. Allocating Sampling Effort to Equalize Precision of Electrofishing Catch per Unit Effort. *N.Am.J.Fish.Manage.* 18: 822-831.
- Klein Breteler, J.G.P., Raat, A.J.P. i Grimm, M.P. 1990. Efficiency and selectivity in fishing with electricity. A: Developments in electric fishing. *Editors: I.G.Cowx. Fishing news books, Oxford pp.* 219-228.
- Kolari, I., Friman, T. i Toivonen, J. 1998. A comparative analysis of two tagging methods for brown trout, *Salmo trutta m. lacustris*: results of the case study in Lake Puruvesi, eastern Finland. A: Stocking and introduction of fish. *Editors: I.G.Cowx. Fishing news books, pp.* 77-87.
- Kubecka, J. i Pivnicka, K. 1991. Numbers and production of juvenile cyprinids in the Klíčava reservoir (Czechoslovakia). *Acta Universitatis Carolinae Environmentalica* 5 (1-2): 61-73.
- Le Cren, E.D. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). *Journal of Animal Ecology* 20: 201-219.
- Lentsch, L.D. i Griffith, J.S. 1987. Lack of first-year annuli on scales: frequency of occurrence and predictability in trout of the western United States. A: Age and growth of fish. *Editors: R.C.Summerfelt and G.E.Hall. The Iowa State University Press. pp.* 177-188.
- Lever, C. 1998. Introduced fishes: an overview. A: Stocking and introduction of fish. *Editors: I.G.Cowx. Fishing news books., pp.* 143-152.
- Lloret, J. 2000. Efectes de l'ambient sobre la producció pesquera (Mediterrània nord-occidental i Atlàntic Nord). Universitat de Barcelona.

- Lobón-Cervià, J. 1991. Dinámica de poblaciones de peces de ríos. Pesca eléctrica y métodos de capturas sucesivas en la estima de abundancias. Museo nacional de Ciencias Naturales. Consejo Superior de Investigaciones Científicas. Madrid.
- Long, J.M. i Fisher, W.L. 2000. Precision and Bias of Largemouth, Smallmouth, and Spotted Bass Ages Estimated from Scales, Whole Otoliths, and Sectioned Otoliths. *N.Am.J.Fish.Manage* 21, 636-645.
- Macdonald, P.D.M. i Green, P.E.J. 1988. User's guide to program MIX. An interactive program for fitting mixtures of distributions. (2.3). 1988. Guenther Printing.
- Maceina, M.J. i Bettoli, P.W. 1998. Variation in Largemouth Bass Recruitment in Four Mainstream Impoundments of the Tennessee River. *North American Journal of Fisheries Management* 18: 998-1003.
- Malvestuto, S.P. 1996. Sampling the Recreational Creel. A: Fisheries techniques. *Editors: B.R.Murphy and D.W.Willis. American Fisheries Society, Virginia, Dakota* pp. 591-624.
- Maraldo, D.C. i MacCrimmon, H.R. 1981. Reproduction, Distribution and Population Size of Largemouth Bass, *Micropterus salmoides*, in a Oligotrophic Precambrian Shield Lake. *Can.Field-Nat.* 95: 298-306.
- Margalef, R. 1989. Ecología. Omega.
- Matlock, G.C., Colura, R.L., Maciorowski, A.F. i McEachron, L.W. 1987. Use of on-going tagging programs to validate scale readings. A: Age and growth of fish. *Editors: R.C.Summerfelt and G.E.Hall. The Iowa State University Press.* pp. 279-286.
- McCaughey, R.W. i Kilgour, D.M. 1990. Effect of Air Temperature on Growth of Largemouth Bass in North America. *Trans.Am.Fish.Soc.* 119: 276-281.
- McClendon, D.D. i Rabeni, C.F. 1986. Sampling Stream Centrarchids: Comparing Electrofishing and Underwater Observation. *Proc.Annu.Conf.Southeast Assoc.Fish and Wildl., Agencies* 40: 92-101.
- McCullagh, P. i Nelder, J.A. 1989. Generalized Linear Models. Chapman and Hall, London.
- McCulloch, C.E. i Shayle, R.S. 2001. Generalized, Linear, and Mixed Models. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- McFarlane, G.A. i Beamish, R.J. 1987. Selection of dosages of oxytetracycline for age validation studies. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 44: 905-909.
- McInerney, M.C. i Cross, T.K. 1999. Comparison of Three Mark-Recapture Sampling Designs for Estimating Population Size of Largemouth Bass in Minnesota Lakes. *N.Am.J.Fish.Manage.* 19: 758-764.
- Miranda, L.E. i Hubbard, W.D. 1994. Winter survival of age-0 largemouth bass relative to size, predators, and shelter. *N.Am.J.Fish.Manage.* 14: 790-796.
- Misra, R.K., Uthe, J.F. i Vyncke, W. 1990. A weighed procedure of analysing for time trends in contaminant levels in CMP data: application to cod and flounder data of the Belgian coast (1978-1985). *J.Cons.Int.Explor.Mer.* 47: 65-75.

- Mitchell,J.M. i Sellers,K.K. 1989. Effects of Two Alternative Minimum-length and Creel Limits on a Largemouth Bass Population. Proc.Annu.Conf.Southeast Assoc.Fish and Wildl., Agencies 43: 164-171.
- Morales-Nin,B. i Pertierra,J.P. 1990. Growth rates of the anchovy *Engraulis encrasicolus* and the *Sardina pilchardus* in the Northwestern Mediterranean Sea. Mar.Biol. 107: 349-356.
- Moreau,J. 1987. Mathematical and biological expression of growth in fishes: recent trends and further developments. A: Age and growth of fish. *Editors:* R.C.Summerfelt and G.E.Hall. The Iowa State University Press. pp. 81-113.
- Moreno-Amich,R. 1990. La ecosondación como método de estudio de la dinámica poblacional de peces. Scientia gerundensis 16: 19-28.
- Moreno-Amich,R. i García-Berthou,E. 1989. A new bathymetric map based on echo-sounding and morphometrical characterization of the Lake of Banyoles (NE-Spain). Hydrobiologia 185: 83-90.
- Moreno-Amich,R., García-Berthou,E., Vila,A. i Boix,D. 1992. Estudi de les poblacions piscícoles de l'estany de Banyoles. Avaluació i distribució espacial. Informe per a l'Ajuntament de Banyoles.
- Murphy,B. i Willis,D.W. 1996. Fisheries techniques. American fisheries Society Bethesda, Maryland, Virginia and Dakota.
- Murphy,B., Brown,M.L. I Springer,T.A. 1990. Evaluation on the relative weight (W_r) index, with new applications to walleye. North American Journal of Fisheries Management 10: 85-97.
- Murphy,B.R., Willis,D.W. i Childress,W.M. 1992. Proper distinction between relative weight and relative condition factor (+ reply). N.Am.J.Fish.Manage. 12: 665-666.
- Ombredane,D. i Bagliniere,J.L. 1991. Les ecailles et leurs utilisations en ecologie halieutique. A: Tissus durs et âge individuel des vertébrés. Colloques et séminaires. *Editors:* J.L.Baglinière, J.Castanet, F.Conand i F.J.Meunier. pp. 151-192.
- Panfili,J., Pontual,H., Troadec,H. i Wright,P. 2002. Manual of fish Sclerochronology. Ifremer and IRD.
- Pauly,D., Soriano-Bartz,M., Moreau,J. i Jarre-Teichmann,A. 1992. A new model accounting for seasonal cessation of growth in fishes. Aust.J.Mar.Freshwater Research 43: 1151-1156.
- Pereira,D.L., Halverson,M.G., Ramsell,R.E. i Drake,M.T. 2002. Changes in the largemouth bass fishery of lake Minnetonka, Minnesota: Evidence from tournament monitoring. A: Black bass: ecology, conservation, and management. American fisheries symposium 31. *Editors:* D.P.Philipp and M.S.Ridgway. pp. 513-524.
- Philipp,D.P. i Ridgway,M.S. 2002. Black bass: Ecology, conservation, and management. American Fisheries Society, Maryland.
- Pitcher,T.J. i Hollingworth,C. 2002. Recreational fisheries: Ecological, economic and social evaluation. Blackwell Scientific publications.

- Pollock,K.H. 1995. Capture-recapture models: an overview. Instituto Vasco de Estadística. Administración de la Comunidad de Euskadi..
- Pollock,K.H. i Jones,C.M.B.T.L. 1994. Angler survey methods and their applications in fisheries management. American Fisheries Society., Bethesda, Maryland.
- Pollock,K.H., Nichols,J.D., Brownie,C. i Hines,J.E. 1990. Statistical inference for capture-recapture experiments. Wildl.Monogr. 107, 1-97.
- Porak,W., Coleman,W.S. i Crawford,S.S. 1986. Age, Growth, and Mortality of Florida Largemouth Bass Utilizing Otoliths. Proc.Annu.Conf.Southeast Assoc.Fish and Wildl., Agencies 40: 206-215.
- Porch,C.E., Wilson,C.A. i Nieland,D.L. 2002. A new growth model for red drum (*Sciaenops ocellatus*) that accommodates seasonal and ontogenic changes in growth rates. Fish. Bull. 100: 149-152.
- Post,D.M., Kitchell,J.F. i Hodgson,J.R. 1998. Interactions among adult demography, spawning date, growth rate, predation, overwinter mortality, and the recruitment of largemouth bass in a northern lake. Can J Fish Aquat Sci; J Can Sci Halieut Aquat 55: 2588-2600.
- Pou-Rovira, Q. 1998. Avaluació de tècniques de mostreig i disseny mostral per a un estudi d'ecologia de poblacions dels peixos de l'estany de Banyoles. Treball de recerca. Universitat de Girona.
- Raibley,P.T., O' Hara,T.M., Irons,K.S., Blodgett,K.D. i Sparks,R.E. 1997. Largemouth bass size distributions under varying annual hydrological regimes in the Illinois River. Trans.Am.Fish.Soc. 126: 850-856.
- Reid,S.M., M.G. Fox, and T.H. Whillans. 1999. Influence of turbidity on piscivory in largemouth bass (*Micropterus salmoides*). Can. J. Fish. Aquatic Sci. 56: 1362-1369.
- Reynolds,J.B. 1996. Electrofishing. A: Techniques fisheries. *Editors:* B.R.Murphy and D.W.Willis. American Fisheries Society, Virginia, Dakota pp. 221-254.
- Ricker,W.E. 1975. Computation and interpretaion of biological statistics of fish populations. Bulletin Fisheries Research Board Canada. 191: 1-382.
- Rosenblum,P.M., Brandt,T.M., Mayes,K.B. i Hutson,P. 1994. Annual cycles of growth and reproduction in hatchery-reared Florida Largemouth Bass, *Micropterus salmoides floridanus*, raised on forage or pelleted diets. J.Fish Biol. 44: 1045-1059.
- Safran,P. 1992. Theoretical analysis of the weight-length relationship in fish juveniles. Mar.Biol. 112: 545-551.
- Saila,S.B., Recksiek,C.W. i Prager,M.H. 1998. Basic Fishery Science Programs. Elsevier.
- Sammons,S.M., Dorsey,L.G. i Bettoli,P.W. 1999. Effects of reservoir hydrology on reproduction by largemouth bass and spotted bass in Normandy Reservoir, Tennessee. N.Am.J.Fish.Manage 19: 78-88.

- Schnute, J.T. i Richards, L.J. 1990. A unified approach to the analysis of fish growth, maturity, and survivorship data. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 47: 24-40.
- Schnute, J.T., Richards, L.J. i Cass, A.J. 1989. Fish growth: investigations based on a size-structured model. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 46: 730-742.
- Schramm, H.L., Jr., Malvestuto, S.P. i Hubert, W.A. 1992. Evaluation of procedures for back-calculation of lengths of largemouth bass aged by otoliths. *N.Am.J.Fish.Manage.* 12: 604-608.
- Seber, G.A.F. 1982. The estimation of animal abundance and related parameters. Charles Griffin & Company Ltd..
- Secor, D.H., Dean, J.M. i Campana, S.E. 1995. Recent developments in fish otolith research. Belle W. Baruch Institute for marine biology and coastal research by the University of South Carolina Press.
- Sharp, D. i Bernard, D.R. 1988. Precision of estimated ages of lake trout from five calcified structures. *N.Am.J.Fish.Manage.* 8: 367-372.
- Smith, D.C. 1992. Age determination and growth in fish and other aquatic animals. CSIRO, Australia.
- Sokal, R.R. i Rohlf, F.J. 1995. Biometry: the principles and practice of statistics in biological research. Freeman, New York.
- Summerfelt, R.C. i Hall, G.E. 1987. Age and growth of fish. Iowa State University Press., Iowa.
- Swenson, W.A. 2002. Demographic changes in a largemouth bass population following closure of the fishery. A: Black bass: ecology, conservation, and management. American fisheries symposium 31. *Editors:* D.P. Philipp and M.S. Ridgway. pp. 627-637.
- Tabachnick, B.G. i Fidell, L.S. 2001. Computer-assisted research design and analysis. Allyn and Bacon, Boston.
- Van der Avyle, M.J. 1990. Dynamics of exploited fish populations. A: Inland fisheries management in north america. *Editors:* C.C. Kohler and W.A. Hubert. American Fisheries Society, Maryland, pp. 105-135.
- Vila, A. 1996. Estratègies reproductives de les espècies íctiques de les famílies Centrarchidae i Cyprinidae a l'estany de Banyoles. Tesi doctoral. Universitat de Girona.
- Vila-Gispert, A. i Moreno-Amich, R. 2001. Fish condition analysis by a weighted least squares procedure: testing geographical differences of an endangered Iberian cyprinodontid. *Journal of Fish Biology.* 58: 1658-1666.
- Vilar, L. i Polo, L. 1991. Mapa de la vegetació de la zona lacustre de Banyoles. Ajuntament de Banyoles.
- Weatherley, A.H. i Gill, H.S. 1987. The biology of fish growth. Academic Press, London.

- Weatherley,A.H. i Rogers,S.C. 1978. Some aspects of age and growth. A: Ecology of freshwater fish production. *Editors:* S.D.Gerking. Blackwell Scientific Publications, Oxford pp. 52-74.
- Week,L.E. 1984. Age and growth of Florida largemouth bass, *Micropterus salmoides floridanus*, in Hidden valley reservoir, lake County, California. California Fish and Game 70: 59-60.
- Weisberg,S. i Frie,R.V. 1987. Linear models for the growth of fish. A: Age and growth of fish. *Editors:* R.C.Summerfelt and G.E.Hall. The Iowa State University Press. pp. 127-143.
- White,G.C. i Burnham,K.P. 2004. Program Mark. World Wide Web electronic publication. www.cnr.colostate.edu/~gwhite/mark.
- Wiegmann,D.D., Baylis,J.R. i Hoff,M.H. 1997. Male fitness, body size and timing of reproduction in smallmouth bass, *Micropterus dolomieu*. Ecology 78: 111-128.
- Willis,D.W. i Murphy,B.R. 1996. Planning for sampling. A Fisheries techniques. *Editors:* D.W.Willis and B.R.Murphy. American Fisheries society, Virginia and Dakota pp. 1-16.

VII. Apèndixs

Apèndix 1 Dades bàsiques dels peixos capturats

Cas	Long	Pes	Esforc	Data	109	93	12	643	21/7/97	219	342	632	564	22/7/97	329	165	65	623	29/7/97	439	185	80	300	30/7/97
0	75	5	987	21/7/97	110	164	56	643	21/7/97	220	491	1936	564	22/7/97	330	166	60	623	29/7/97	440	186	-	300	30/7/97
1	77	6	987	21/7/97	111	170	61	643	21/7/97	221	500	2407	564	22/7/97	331	179	72	623	29/7/97	441	190	88	300	30/7/97
2	78	5	987	21/7/97	112	170	63	643	21/7/97	222	530	2617	564	22/7/97	332	181	73	623	29/7/97	442	255	220	300	30/7/97
3	80	8	987	21/7/97	113	170	62	643	21/7/97	223	73	5,16	632	22/7/97	333	182	83	623	29/7/97	443	380	910	300	30/7/97
4	83	10	987	21/7/97	114	170	59	643	21/7/97	224	89	8,01	632	22/7/97	334	184	77	623	29/7/97	444	170	-	812	30/7/97
5	85	9	987	21/7/97	115	172	65	643	21/7/97	225	94	10,8	632	22/7/97	335	226	159	623	29/7/97	445	80	-	812	30/7/97
6	87	10	987	21/7/97	116	173	69	643	21/7/97	226	94	11,7	632	22/7/97	336	241	185	623	29/7/97	446	85	-	812	30/7/97
7	89	15	987	21/7/97	117	174	62	643	21/7/97	227	107	19	632	22/7/97	337	247	191	623	29/7/97	447	95	-	812	30/7/97
8	92	16	987	21/7/97	118	175	75	643	21/7/97	228	163	59	632	22/7/97	338	248	217	623	29/7/97	448	80	-	812	30/7/97
9	95	13	987	21/7/97	119	175	70	643	21/7/97	229	177	67	632	22/7/97	339	263	261	623	29/7/97	449	80	-	812	30/7/97
10	173	66	987	21/7/97	120	177	74	643	21/7/97	230	178	68	632	22/7/97	340	295	371	623	29/7/97	450	82	-	812	30/7/97
11	175	62	987	21/7/97	121	180	76	643	21/7/97	231	179	80	632	22/7/97	341	335	549	623	29/7/97	451	82	-	812	30/7/97
12	175	70	987	21/7/97	122	181	81	643	21/7/97	232	181	78	632	22/7/97	342	70	4,28	727	29/7/97	452	90	-	812	30/7/97
13	176	70	987	21/7/97	123	183	81	643	21/7/97	233	185	74	632	22/7/97	343	88	8,16	727	29/7/97	453	97	-	812	30/7/97
14	178	66	987	21/7/97	124	183	78	643	21/7/97	234	190	93	632	22/7/97	344	88	8,33	727	29/7/97	454	162	-	812	30/7/97
15	179	75	987	21/7/97	125	187	84	643	21/7/97	235	190	92	632	22/7/97	345	90	8,56	727	29/7/97	455	172	-	812	30/7/97
16	180	68	987	21/7/97	126	188	81	643	21/7/97	236	194	89	632	22/7/97	346	91	8,67	727	29/7/97	456	172	-	812	30/7/97
17	180	78	987	21/7/97	127	189	88	643	21/7/97	237	197	97	632	22/7/97	347	99	11,5	727	29/7/97	457	175	-	812	30/7/97
18	183	77	987	21/7/97	128	190	88	643	21/7/97	238	197	101	632	22/7/97	348	81	6,52	727	29/7/97	458	175	-	812	30/7/97
19	184	76	987	21/7/97	129	190	93	643	21/7/97	239	198	95	632	22/7/97	349	82	8,41	727	29/7/97	459	176	-	812	30/7/97
20	185	77	987	21/7/97	130	199	105	643	21/7/97	240	202	106	632	22/7/97	350	85	8,85	727	29/7/97	460	187	-	812	30/7/97
21	190	90	987	21/7/97	131	248	210	643	21/7/97	241	238	175	632	22/7/97	351	86	8,98	727	29/7/97	461	191	-	812	30/7/97
22	65	4	820	21/7/97	132	255	245	643	21/7/97	242	331	495	632	22/7/97	352	87	8,6	727	29/7/97	462	192	-	812	30/7/97
23	68	4	820	21/7/97	133	65	5,83	972	22/7/97	243	340	575	632	22/7/97	353	90	9,81	727	29/7/97	463	194	-	812	30/7/97
24	72	6	820	21/7/97	134	73	5,38	972	22/7/97	244	90	10,2	414	29/7/97	354	91	10,4	727	29/7/97	464	201	-	812	30/7/97
25	73	6	820	21/7/97	135	75	6,78	972	22/7/97	245	90	10,6	414	29/7/97	355	91	9,16	727	29/7/97	465	213	-	812	30/7/97
26	75	6	820	21/7/97	136	78	6,21	972	22/7/97	246	91	9,18	414	29/7/97	356	92	10	727	29/7/97	466	228	-	812	30/7/97
27	80	10	820	21/7/97	137	78	6,55	972	22/7/97	247	93	10,3	414	29/7/97	357	94	10,3	727	29/7/97	467	232	-	812	30/7/97
28	83	-	820	21/7/97	138	80	7,6	972	22/7/97	248	186	71	414	29/7/97	358	95	12,2	727	29/7/97	468	237	-	812	30/7/97
29	85	8	820	21/7/97	139	90	9,45	972	22/7/97	249	66	4,07	414	29/7/97	359	95	10,8	727	29/7/97	469	237	-	812	30/7/97
30	90	10	820	21/7/97	140	152	47	972	22/7/97	250	86	8,42	414	29/7/97	360	95	11,4	727	29/7/97	470	243	-	812	30/7/97
31	165	55	820	21/7/97	141	160	52	972	22/7/97	251	87	8,95	414	29/7/97	361	98	12,5	727	29/7/97	471	252	-	812	30/7/97
32	165	57	820	21/7/97	142	160	49	972	22/7/97	252	92	11,2	414	29/7/97	362	98	12,2	727	29/7/97	472	267	-	812	30/7/97
33	165	50	820	21/7/97	143	165	59	972	22/7/97	253	95	13,4	414	29/7/97	363	98	12,5	727	29/7/97	473	359	-	812	30/7/97
34	171	69	820	21/7/97	144	165	58	972	22/7/97	254	97	12	414	29/7/97	364	99	12,6	727	29/7/97	474	359	-	812	30/7/97
35	175	65	820	21/7/97	145	177	70	972	22/7/97	255	97	13,7	414	29/7/97	365	103	13,7	727	29/7/97	475	76	-	420	30/7/97
36	182	88	820	21/7/97	146	178	73	972	22/7/97	256	98	12,4	414	29/7/97	366	104	13,5	727	29/7/97	476	76	-	420	30/7/97
37	190	88	820	21/7/97	147	178	66	972	22/7/97	257	98	13,1	414	29/7/97	367	106	14,4	727	29/7/97	477	88	-	420	30/7/97
38	190	-	820	21/7/97	148	179	79	972	22/7/97	258	103	15,5	414	29/7/97	368	111	18,2	727	29/7/97	478	93	-	420	30/7/97
39	190	93	820	21/7/97	149	180	72	972	22/7/97	259	105	12,5	414	29/7/97	369	160	53	727	29/7/97	479	313	-	420	30/7/97
40	195	95	820	21/7/97	150	180	77	972	22/7/97	260	252	239	414	29/7/97	370	166	57	727	29/7/97	480	73	-	420	30/7/97
41	200	95	820	21/7/97	151	180	73	972	22/7/97	261	254	227	414	29/7/97	371	167	59	727	29/7/97	481	89	-	420	30/7/97
42	205	118	820	21/7/97	152	180	75	972	22/7/97	262	68	4,41	987	29/7/97	372	173	75	727	29/7/97	482	94	-	420	30/7/97
43	210	121	820	21/7/97	153	180	73	972	22/7/97	263	84	7,7	987	29/7/97	373	174	72	727	29/7/97	483	103	-	420	30/7/97
44	250	230	820	21/7/97	154	180	75	972	22/7/97	264	86	8,38	987	29/7/97	374	176	71	727	29/7/97	484	111	-	420	30/7/97
45	255	214	820	21/7/97	155	180	78	972	22/7/97	265	88	9,21	987	29/7/97	375	178	77	727	29/7/97	485	162	-	420	30/7/97
46	260	208	820	21/7/97	156	182	70	972	22/7/97	266	91	10	987	29/7/97	376	180	75	727	29/7/97	486	182	-	420	30/7/97
47	285	305	820	21/7/97	157	182	71	972	22/7/97	267	162	57	987	29/7/97	377	181	78	727	29/7/97	487	183	-	420	30/7/97
48	315	412	820	21/7/97	158	185	83	972	22/7/97	268	165	63	987	29/7/97	378	182	79	727	29/7/97	488	187	-	420	30/7/97
49	58	3	1325	21/7/97	159	185	78	972	22/7/97	269	165	58	987	29/7/97	379	183	75	727	29/7/97	489	197	-	420	30/7/97
50	80	7	1325	21/7/97	160	185	77	972	22/7/97	270	166	57	987	29/7/97	380	188	81	727	29/7/97	490	209	-	420	30/7/97
51	89	10	1325	21/7/97	161	187	89	972	22/7/97	271	172	70	987	29/7/97	381	208	120	727	29/7/97	491	75	6,83	902	31/7/97
52	92	10	1325	21/7/97	162	189	87	972	22/7/97	272	172	68	987	29/7/97	382	75	6,34	414	30/7/97	492	81	7,71	902	31/7/97
53	165	56	1325	21/7/97	163	189	86	972	22/7/97	273	175	73	987	29/7/97	383	82	7,16	414	30/7/97	493	84	8,56	902	31/7/97
54	167	62	1325	21/7/97	164	190	91	972	22/7/97	274	176	77	987	29/7/97	384	97	11,8	616	30/7/97	494	85	8,36	902	31/7/97
55	168	63	1325	21/7/97	165	190	86	972	22/7/97	275	180	83	987	29/7/97	385	85	7	414	30/7/97	495	95	12,4	902	31/7/97

549	96	13.1	525	31/7/97	659	182	77	798	31/7/97	769	231	168	758	1/8/97	879	195	102	1108	1/8/97	989	250	217	622	4/8/97
550	161	65	525	31/7/97	660	182	76	798	31/7/97	770	74	5.7	758	1/8/97	880	197	101	1108	1/8/97	990	266	259	622	4/8/97
551	171	72	525	31/7/97	661	184	83	798	31/7/97	771	75	5.6	758	1/8/97	881	198	102	1108	1/8/97	991	79	6.6	812	4/8/97
552	171	72	525	31/7/97	662	184	79	798	31/7/97	772	86	9.7	758	1/8/97	882	220	142	1108	1/8/97	992	82	7.7	812	4/8/97
553	171	67	525	31/7/97	663	185	87	798	31/7/97	773	87	9.9	758	1/8/97	883	234	187	1108	1/8/97	993	82	7.1	812	4/8/97
554	175	79	525	31/7/97	664	185	82	798	31/7/97	774	101	14.8	758	1/8/97	884	253	216	1108	1/8/97	994	82	8.4	812	4/8/97
555	175	74	525	31/7/97	665	186	89	798	31/7/97	775	106	16.9	758	1/8/97	885	254	232	1108	1/8/97	995	83	7.7	812	4/8/97
556	179	79	525	31/7/97	666	187	89	798	31/7/97	776	85	9.1	758	1/8/97	886	265	297	1108	1/8/97	996	85	8.2	812	4/8/97
557	180	76	525	31/7/97	667	187	95	798	31/7/97	777	94	11.4	758	1/8/97	887	69	4.5	893	1/8/97	997	85	8.4	812	4/8/97
558	183	82	525	31/7/97	668	187	86	798	31/7/97	778	95	12.8	758	1/8/97	888	74	6.6	893	1/8/97	998	93	12.4	812	4/8/97
559	185	89	525	31/7/97	669	189	90	798	31/7/97	779	104	16.1	758	1/8/97	889	79	6.6	893	1/8/97	999	95	12.4	812	4/8/97
560	185	81	525	31/7/97	670	189	93	798	31/7/97	780	106	16.9	758	1/8/97	890	80	6.7	893	1/8/97	1000	96	10.6	812	4/8/97
561	186	82	525	31/7/97	671	191	92	798	31/7/97	781	175	75	758	1/8/97	891	81	7.5	893	1/8/97	1001	97	11.6	812	4/8/97
562	190	92	525	31/7/97	672	192	89	798	31/7/97	782	175	77	758	1/8/97	892	84	8.1	893	1/8/97	1002	98	12.7	812	4/8/97
563	199	109	525	31/7/97	673	192	92	798	31/7/97	783	185	75	758	1/8/97	893	87	8.8	893	1/8/97	1003	101	14.3	812	4/8/97
564	200	111	525	31/7/97	674	192	95	798	31/7/97	784	192	86	758	1/8/97	894	88	8.9	893	1/8/97	1004	104	16	812	4/8/97
565	215	138	525	31/7/97	675	193	103	798	31/7/97	785	192	90	758	1/8/97	895	88	9.3	893	1/8/97	1005	105	15.7	812	4/8/97
566	225	153	525	31/7/97	676	193	94	798	31/7/97	786	193	93	758	1/8/97	896	91	11.2	893	1/8/97	1006	106	16.2	812	4/8/97
567	247	176	525	31/7/97	677	197	101	798	31/7/97	787	193	94	758	1/8/97	897	91	10.5	893	1/8/97	1007	106	16.7	812	4/8/97
568	249	194	525	31/7/97	678	198	102	798	31/7/97	788	195	101	758	1/8/97	898	96	10.9	893	1/8/97	1008	107	17.2	812	4/8/97
569	305	410	525	31/7/97	679	199	105	798	31/7/97	789	215	141	758	1/8/97	899	100	14.2	893	1/8/97	1009	110	18.5	812	4/8/97
570	192	92	530	31/7/97	680	199	103	798	31/7/97	790	218	133	758	1/8/97	900	102	15.5	893	1/8/97	1010	111	19.8	812	4/8/97
571	81	7.07	530	31/7/97	681	199	110	798	31/7/97	791	225	152	758	1/8/97	901	107	16.1	893	1/8/97	1011	116	20.6	812	4/8/97
572	82	6.47	530	31/7/97	682	200	104	798	31/7/97	792	244	193	703	1/8/97	902	178	70	893	1/8/97	1012	171	63	812	4/8/97
573	86	8.96	530	31/7/97	683	200	104	798	31/7/97	793	180	77	703	1/8/97	903	182	76	893	1/8/97	1013	185	73	812	4/8/97
574	86	9.06	530	31/7/97	684	201	110	798	31/7/97	794	62	3.55	703	1/8/97	904	188	86	893	1/8/97	1014	186	82	812	4/8/97
575	97	12.3	530	31/7/97	685	202	111	798	31/7/97	795	69	4.7	703	1/8/97	905	203	111	893	1/8/97	1015	193	95	812	4/8/97
576	176	72	530	31/7/97	686	203	115	798	31/7/97	796	74	5.58	703	1/8/97	906	354	660	893	1/8/97	1016	203	-	812	4/8/97
577	176	65	530	31/7/97	687	206	116	798	31/7/97	797	81	6.97	703	1/8/97	907	175	-	881	1/8/97	1017	222	149	812	4/8/97
578	178	77	530	31/7/97	688	226	157	798	31/7/97	798	85	8.01	703	1/8/97	908	70	-	881	1/8/97	1018	253	220	812	4/8/97
579	180	76	530	31/7/97	689	242	204	798	31/7/97	799	87	8.72	703	1/8/97	909	85	-	881	1/8/97	1019	281	336	812	4/8/97
580	180	76	530	31/7/97	690	250	232	798	31/7/97	800	88	8.87	703	1/8/97	910	85	-	881	1/8/97	1020	79	6.7	874	4/8/97
581	180	76	530	31/7/97	691	261	245	798	31/7/97	801	88	9.15	703	1/8/97	911	85	-	881	1/8/97	1021	80	6.2	874	4/8/97
582	183	77	530	31/7/97	692	313	446	798	31/7/97	802	94	11.2	703	1/8/97	912	88	-	881	1/8/97	1022	80	7.5	874	4/8/97
583	189	86	530	31/7/97	693	344	660	798	31/7/97	803	65	3.75	703	1/8/97	913	88	-	881	1/8/97	1023	83	7.8	874	4/8/97
584	189	88	530	31/7/97	694	428	1475	798	31/7/97	804	79	6.87	703	1/8/97	914	90	-	881	1/8/97	1024	86	-	874	4/8/97
585	192	91	530	31/7/97	695	200	-	1035	31/7/97	805	80	7.24	703	1/8/97	915	94	-	881	1/8/97	1025	88	9.7	874	4/8/97
586	195	93	530	31/7/97	696	77	-	1035	31/7/97	806	82	8.61	703	1/8/97	916	102	-	881	1/8/97	1026	92	9.9	874	4/8/97
587	239	173	530	31/7/97	697	80	-	1035	31/7/97	807	82	6.31	703	1/8/97	917	67	4.09	881	1/8/97	1027	95	11.8	874	4/8/97
588	185	81.7	630	31/7/97	698	81	7.08	1035	31/7/97	808	84	7.72	703	1/8/97	918	68	4.5	881	1/8/97	1028	95	10.1	874	4/8/97
589	194	83.3	630	31/7/97	699	82	-	1035	31/7/97	809	85	8.32	703	1/8/97	919	69	4.89	881	1/8/97	1029	95	11.5	874	4/8/97
590	200	103	630	31/7/97	700	82	-	1035	31/7/97	810	85	8.63	703	1/8/97	920	75	5.1	881	1/8/97	1030	96	11.1	874	4/8/97
591	95	10.1	630	31/7/97	701	83	8.73	1035	31/7/97	811	85	8.29	703	1/8/97	921	78	6.2	881	1/8/97	1031	100	13.4	874	4/8/97
592	90	10.7	630	31/7/97	702	83	-	1035	31/7/97	812	87	8.77	703	1/8/97	922	81	7.2	881	1/8/97	1032	101	-	874	4/8/97
593	94	11.9	630	31/7/97	703	86	-	1035	31/7/97	813	87	9.87	703	1/8/97	923	82	9	881	1/8/97	1033	102	-	874	4/8/97
594	95	11.3	630	31/7/97	704	87	-	1035	31/7/97	814	87	9.02	703	1/8/97	924	88	8.7	881	1/8/97	1034	114	-	874	4/8/97
595	111	20.6	630	31/7/97	705	90	-	1035	31/7/97	815	88	9.18	703	1/8/97	925	89	9.1	881	1/8/97	1035	184	-	874	4/8/97
596	112	22.4	630	31/7/97	706	91	-	1035	31/7/97	816	90	10.1	703	1/8/97	926	90	9.1	881	1/8/97	1036	190	-	874	4/8/97
597	175	66	630	31/7/97	707	94	11.1	1035	31/7/97	817	91	11.1	703	1/8/97	927	92	10.6	881	1/8/97	1037	197	83	874	4/8/97
598	178	81	630	31/7/97	708	94	-	1035	31/7/97	818	93	11.7	703	1/8/97	928	95	14	881	1/8/97	1038	200	108	874	4/8/97
599	180	76	630	31/7/97	709	94	-	1035	31/7/97	819	93	11.1	703	1/8/97	929	98	14	881	1/8/97	1039	203	110	874	4/8/97
600	185	87	630	31/7/97	710	94	-	1035	31/7/97	820	95	12.1	703	1/8/97	930	100	12.9	881	1/8/97	1040	203	113	874	4/8/97
601	185	87	630	31/7/97	711	95	-	1035	31/7/97	821	98	12.9	703	1/8/97	931	100	12.7	881	1/8/97	1041	244	185	874	4/8/97
602	186	94	630	31/7/97	712	95	-	1035	31/7/97	822	100	13.5	703	1/8/97	932	102	15.2	881	1/8/97	1042	245	210	874	4/8/97
603	187	85	630	31/7/97	713	97	13.7	1035	31/7/97	823	102	15.2	703	1/8/97	933	105	15	881	1/8/97	1043	249	210	874	4/8/97
604	187	84	630	31/7/97	714	97	-	1035	31/7/97	824	172	68	703	1/8/97	934	175	76	881	1/8/97	1044	261	261	874	4/8/97
605	192	92	630	31/7/97	715	100	14	1035	31/7/97	825	173	67												

1099	106	17.5	487	4/8/97	1209	320	459	809	6/8/97	1319	79	-	772	6/8/97	1429	108	15.8	659	15/9/97	1539	117	20.9	543	15/9/97
1100	163	60	487	4/8/97	1210	328	518	809	6/8/97	1320	82	-	772	6/8/97	1430	108	13.9	659	15/9/97	1540	117	22.6	543	15/9/97
1101	172	67	487	4/8/97	1211	80	6.7	900	6/8/97	1321	91	-	772	6/8/97	1431	109	16.8	659	15/9/97	1541	122	23.5	543	15/9/97
1102	180	78.2	487	4/8/97	1212	82	7.8	900	6/8/97	1322	78	6.3	772	6/8/97	1432	110	16.8	659	15/9/97	1542	134	40.2	543	15/9/97
1103	180	69	487	4/8/97	1213	85	8.05	900	6/8/97	1323	85	8.6	772	6/8/97	1433	111	17.2	659	15/9/97	1543	184	79	543	15/9/97
1104	183	81	487	4/8/97	1214	101	14.2	900	6/8/97	1324	96	13	772	6/8/97	1434	122	23.8	659	15/9/97	1544	185	80	543	15/9/97
1105	185	81	487	4/8/97	1215	102	14.5	900	6/8/97	1325	98	12.4	772	6/8/97	1435	123	26.3	659	15/9/97	1545	193	84	543	15/9/97
1106	188	88	487	4/8/97	1216	71	5.5	900	6/8/97	1326	100	14.4	772	6/8/97	1436	184	80.8	659	15/9/97	1546	199	91.6	543	15/9/97
1107	189	84	487	4/8/97	1217	72	4.75	900	6/8/97	1327	112	17.6	772	6/8/97	1437	187	78.3	659	15/9/97	1547	212	126	543	15/9/97
1108	195	101	487	4/8/97	1218	74	6.02	900	6/8/97	1328	178	73	772	6/8/97	1438	228	185	659	15/9/97	1548	249	218	543	15/9/97
1109	202	102	487	4/8/97	1219	82	7.19	900	6/8/97	1329	179	73	772	6/8/97	1439	278	315	659	15/9/97	1549	388	851	543	15/9/97
1110	203	106	487	4/8/97	1220	82	8.13	900	6/8/97	1330	186	80	772	6/8/97	1440	302	388	659	15/9/97	1550	89	9.2	1500	15/9/97
1111	245	186	487	4/8/97	1221	82	7.64	900	6/8/97	1331	188	83	772	6/8/97	1441	89	8.9	963	15/9/97	1551	91	9.7	1500	15/9/97
1112	493	2249	487	4/8/97	1222	84	7.91	900	6/8/97	1332	189	90	772	6/8/97	1442	90	8.3	963	15/9/97	1552	92	10.2	1500	15/9/97
1113	185	83	481	4/8/97	1223	85	8.46	900	6/8/97	1333	191	86	772	6/8/97	1443	90	9.9	963	15/9/97	1553	97	11.5	1500	15/9/97
1114	186	85	481	4/8/97	1224	85	9.12	900	6/8/97	1334	195	101	772	6/8/97	1444	90	9.5	963	15/9/97	1554	97	11.7	1500	15/9/97
1115	187	89	481	4/8/97	1225	86	8.87	900	6/8/97	1335	198	98	772	6/8/97	1445	92	9.8	963	15/9/97	1555	99	12.2	1500	15/9/97
1116	188	89	481	4/8/97	1226	87	9.43	900	6/8/97	1336	228	170	772	6/8/97	1446	92	9.8	963	15/9/97	1556	100	13.2	1500	15/9/97
1117	188	88	481	4/8/97	1227	89	9.99	900	6/8/97	1337	252	220	772	6/8/97	1447	94	9.6	963	15/9/97	1557	102	13	1500	15/9/97
1118	193	96	481	4/8/97	1228	90	10.3	900	6/8/97	1338	266	257	772	6/8/97	1448	94	10.4	963	15/9/97	1558	103	12.8	1500	15/9/97
1119	200	109	481	4/8/97	1229	91	10.6	900	6/8/97	1339	327	502	772	6/8/97	1449	95	10.5	963	15/9/97	1559	103	16.8	1500	15/9/97
1120	211	121	481	4/8/97	1230	94	12.6	900	6/8/97	1340	451	1612	772	6/8/97	1450	95	10.6	963	15/9/97	1560	103	14.4	1500	15/9/97
1121	215	133	481	4/8/97	1231	97	11.8	900	6/8/97	1341	487	1989	772	6/8/97	1451	95	10.6	963	15/9/97	1561	104	14.2	1500	15/9/97
1122	220	139	481	4/8/97	1232	98	13.1	900	6/8/97	1342	182	-	796	6/8/97	1452	96	9.2	963	15/9/97	1562	104	14.5	1500	15/9/97
1123	239	171	481	4/8/97	1233	102	14.2	900	6/8/97	1343	186	-	796	6/8/97	1453	96	9.9	963	15/9/97	1563	104	14.3	1500	15/9/97
1124	84	8.58	711	6/8/97	1234	102	14.4	900	6/8/97	1344	75	-	796	6/8/97	1454	96	11.3	963	15/9/97	1564	105	15.3	1500	15/9/97
1125	86	8.67	711	6/8/97	1235	103	15.2	900	6/8/97	1345	83	-	796	6/8/97	1455	97	11.2	963	15/9/97	1565	106	20.6	1500	15/9/97
1126	89	9.36	711	6/8/97	1236	107	16.2	900	6/8/97	1346	84	-	796	6/8/97	1456	97	11.4	963	15/9/97	1566	113	18.5	1500	15/9/97
1127	90	9.22	711	6/8/97	1237	108	17.9	900	6/8/97	1347	89	-	796	6/8/97	1457	98	12	963	15/9/97	1567	118	21.1	1500	15/9/97
1128	90	10.2	711	6/8/97	1238	111	17.9	900	6/8/97	1348	92	-	796	6/8/97	1458	99	11.7	963	15/9/97	1568	119	22.3	1500	15/9/97
1129	90	9.31	711	6/8/97	1239	112	18.4	900	6/8/97	1349	96	-	796	6/8/97	1459	99	12.2	963	15/9/97	1569	176	65.4	1500	15/9/97
1130	90	9.29	711	6/8/97	1240	167	60	900	6/8/97	1350	80	6.75	796	6/8/97	1460	100	12.8	963	15/9/97	1570	178	73.4	1500	15/9/97
1131	92	11.5	711	6/8/97	1241	176	75	900	6/8/97	1351	82	6.99	796	6/8/97	1461	100	12.9	963	15/9/97	1571	179	68	1500	15/9/97
1132	95	11.6	711	6/8/97	1242	176	74	900	6/8/97	1352	83	8.25	796	6/8/97	1462	103	12.9	963	15/9/97	1572	193	89	1500	15/9/97
1133	99	13.5	711	6/8/97	1243	179	76	900	6/8/97	1353	84	8.79	796	6/8/97	1463	105	14.4	963	15/9/97	1573	198	100	1500	15/9/97
1134	102	13.9	711	6/8/97	1244	179	77	900	6/8/97	1354	85	8.7	796	6/8/97	1464	107	15.5	963	15/9/97	1574	203	108	1500	15/9/97
1135	102	14.7	711	6/8/97	1245	180	77	900	6/8/97	1355	86	8.34	796	6/8/97	1465	108	15.5	963	15/9/97	1575	82	7.5	862	16/9/97
1136	103	15.4	711	6/8/97	1246	181	72	900	6/8/97	1356	86	8.59	796	6/8/97	1466	108	16.3	963	15/9/97	1576	89	9.2	862	16/9/97
1137	165	55	711	6/8/97	1247	182	84	900	6/8/97	1357	89	9.41	796	6/8/97	1467	113	18.1	963	15/9/97	1577	92	9.7	862	16/9/97
1138	183	78	711	6/8/97	1248	184	78	900	6/8/97	1358	90	10.1	796	6/8/97	1468	121	23.7	963	15/9/97	1578	93	9.9	862	16/9/97
1139	186	84	711	6/8/97	1249	185	84	900	6/8/97	1359	95	-	796	6/8/97	1469	122	22.1	963	15/9/97	1579	95	10.9	862	16/9/97
1140	190	85	711	6/8/97	1250	188	85	900	6/8/97	1360	95	18.7	796	6/8/97	1470	171	64.7	963	15/9/97	1580	96	9.6	862	16/9/97
1141	193	98	711	6/8/97	1251	188	86	900	6/8/97	1361	105	15.7	796	6/8/97	1471	185	84.3	963	15/9/97	1581	98	13.2	862	16/9/97
1142	195	90	711	6/8/97	1252	194	95	900	6/8/97	1362	105	15.8	796	6/8/97	1472	190	80.3	963	15/9/97	1582	98	13.3	862	16/9/97
1143	200	102	711	6/8/97	1253	195	97	900	6/8/97	1363	107	16.7	796	6/8/97	1473	191	80.4	963	15/9/97	1583	99	13.3	862	16/9/97
1144	382	894	711	6/8/97	1254	195	98	900	6/8/97	1364	107	15.4	796	6/8/97	1474	191	85.1	963	15/9/97	1584	99	14.2	862	16/9/97
1145	79	7.54	809	6/8/97	1255	196	106	900	6/8/97	1365	180	80	796	6/8/97	1475	191	89.6	963	15/9/97	1585	100	11.9	862	16/9/97
1146	79	6.79	809	6/8/97	1256	196	95	900	6/8/97	1366	180	82	796	6/8/97	1476	195	91	963	15/9/97	1586	100	13	862	16/9/97
1147	80	7.01	809	6/8/97	1257	199	108	900	6/8/97	1367	181	83	796	6/8/97	1477	198	90	963	15/9/97	1587	102	12.5	862	16/9/97
1148	85	7.61	809	6/8/97	1258	199	107	900	6/8/97	1368	182	75	796	6/8/97	1478	209	118	963	15/9/97	1588	103	14.9	862	16/9/97
1149	85	9.1	809	6/8/97	1259	204	111	900	6/8/97	1369	185	80	796	6/8/97	1479	303	412	963	15/9/97	1589	104	13.3	862	16/9/97
1150	89	9.26	809	6/8/97	1260	212	118	900	6/8/97	1370	186	72	796	6/8/97	1480	388	827	963	15/9/97	1590	109	17.7	862	16/9/97
1151	89	9.6	809	6/8/97	1261	242	176	900	6/8/97	1371	188	90	796	6/8/97	1481	92	10.1	644	15/9/97	1591	112	19.4	862	16/9/97
1152	90	9.89	809	6/8/97	1262	243	202	900	6/8/97	1372	190	89	796	6/8/97	1482	94	9.5	644	15/9/97	1592	115	20	862	16/9/97
1153	90	9.97	809	6/8/97	1263	248	224	900	6/8/97	1373	199	103	796	6/8/97	1483	95	11.2	644	15/9/97	1593				

1649	118	21.2	818	16/9/97	1759	83	9.2	1579	16/9/97	1869	106	15.6	990	16/9/97	1979	93	11.9	1141	17/9/97	2089	94	10.7	1353	17/9/97
1650	120	21.8	818	16/9/97	1760	83	7.9	1579	16/9/97	1870	107	17.7	990	16/9/97	1980	95	12.5	1141	17/9/97	2090	94	10.8	1353	17/9/97
1651	125	24.1	818	16/9/97	1761	83	7.4	1579	16/9/97	1871	107	15.6	990	16/9/97	1981	98	11.7	1141	17/9/97	2091	95	10.5	1353	17/9/97
1652	129	28.6	818	16/9/97	1762	84	7.4	1579	16/9/97	1872	107	15.4	990	16/9/97	1982	98	11.4	1141	17/9/97	2092	95	11	1353	17/9/97
1653	130	26.3	818	16/9/97	1763	84	7.8	1579	16/9/97	1873	108	16.7	990	16/9/97	1983	99	12.2	1141	17/9/97	2093	97	12.4	1353	17/9/97
1654	130	22.6	818	16/9/97	1764	84	8.5	1579	16/9/97	1874	108	15.4	990	16/9/97	1984	100	13	1141	17/9/97	2094	98	12.5	1353	17/9/97
1655	186	83.5	818	16/9/97	1765	85	8.4	1579	16/9/97	1875	110	15.2	990	16/9/97	1985	102	12.3	1141	17/9/97	2095	100	12.4	1353	17/9/97
1656	188	82.3	818	16/9/97	1766	85	7.6	1579	16/9/97	1876	110	16.9	990	16/9/97	1986	103	13.6	1141	17/9/97	2096	100	12.6	1353	17/9/97
1657	189	86.1	818	16/9/97	1767	85	7	1579	16/9/97	1877	112	20.1	990	16/9/97	1987	104	15.2	1141	17/9/97	2097	101	12.5	1353	17/9/97
1658	190	84.2	818	16/9/97	1768	85	7.9	1579	16/9/97	1878	112	17	990	16/9/97	1988	104	14.3	1141	17/9/97	2098	101	12.9	1353	17/9/97
1659	192	91.7	818	16/9/97	1769	85	7.9	1579	16/9/97	1879	119	23.3	990	16/9/97	1989	105	15.4	1141	17/9/97	2099	101	12.8	1353	17/9/97
1660	196	94.1	818	16/9/97	1770	86	9.3	1579	16/9/97	1880	120	20.8	990	16/9/97	1990	111	15.2	1141	17/9/97	2100	102	12.9	1353	17/9/97
1661	197	103	818	16/9/97	1771	86	9.9	1579	16/9/97	1881	122	24.3	990	16/9/97	1991	111	15.8	1141	17/9/97	2101	102	13.6	1353	17/9/97
1662	198	96.7	818	16/9/97	1772	86	7.8	1579	16/9/97	1882	124	25.1	990	16/9/97	1992	112	18.7	1141	17/9/97	2102	102	14.5	1353	17/9/97
1663	198	100	818	16/9/97	1773	86	8.1	1579	16/9/97	1883	175	65.3	990	16/9/97	1993	112	17.1	1141	17/9/97	2103	103	13.7	1353	17/9/97
1664	203	100	818	16/9/97	1774	86	7.3	1579	16/9/97	1884	175	67.4	990	16/9/97	1994	112	18.4	1141	17/9/97	2104	103	13.3	1353	17/9/97
1665	203	106	818	16/9/97	1775	87	9.5	1579	16/9/97	1885	183	75.2	990	16/9/97	1995	113	17.1	1141	17/9/97	2105	104	14.2	1353	17/9/97
1666	204	109	818	16/9/97	1776	88	9.7	1579	16/9/97	1886	186	78.3	990	16/9/97	1996	116	18.9	1141	17/9/97	2106	104	14.5	1353	17/9/97
1667	205	100	818	16/9/97	1777	88	7.4	1579	16/9/97	1887	197	117	990	16/9/97	1997	116	20.4	1141	17/9/97	2107	106	15	1353	17/9/97
1668	205	106	818	16/9/97	1778	88	9.9	1579	16/9/97	1888	198	102	990	16/9/97	1998	118	21.3	1141	17/9/97	2108	106	16	1353	17/9/97
1669	205	103	818	16/9/97	1779	88	11.1	1579	16/9/97	1889	204	112	990	16/9/97	1999	122	22.9	1141	17/9/97	2109	108	15.2	1353	17/9/97
1670	207	111	818	16/9/97	1780	88	9.5	1579	16/9/97	1890	205	106	990	16/9/97	2000	124	23.6	1141	17/9/97	2110	111	17.2	1353	17/9/97
1671	207	107	818	16/9/97	1781	89	8.9	1579	16/9/97	1891	207	115	990	16/9/97	2001	169	57.6	1141	17/9/97	2111	111	17.7	1353	17/9/97
1672	210	114	818	16/9/97	1782	89	10.1	1579	16/9/97	1892	209	114	990	16/9/97	2002	183	73.8	1141	17/9/97	2112	113	18.8	1353	17/9/97
1673	212	122	818	16/9/97	1783	89	10.9	1579	16/9/97	1893	212	119	990	16/9/97	2003	194	89.1	1141	17/9/97	2113	114	18.1	1353	17/9/97
1674	213	118	818	16/9/97	1784	89	9.2	1579	16/9/97	1894	251	222	990	16/9/97	2004	199	93.6	1141	17/9/97	2114	114	24.3	1353	17/9/97
1675	246	186	818	16/9/97	1785	89	8.9	1579	16/9/97	1895	259	235	990	16/9/97	2005	214	127	1141	17/9/97	2115	114	18.8	1353	17/9/97
1676	250	199	818	16/9/97	1786	91	11.5	1579	16/9/97	1896	440	1440	990	16/9/97	2006	215	123	1141	17/9/97	2116	115	19.1	1353	17/9/97
1677	254	227	818	16/9/97	1787	91	11.4	1579	16/9/97	1897	92	10	984	17/9/97	2007	236	175	1141	17/9/97	2117	116	19.7	1353	17/9/97
1678	75	6.5	1073	16/9/97	1788	91	9.4	1579	16/9/97	1898	107	14.8	984	17/9/97	2008	266	231	1141	17/9/97	2118	118	20.9	1353	17/9/97
1679	78	5.7	1073	16/9/97	1789	91	10.8	1579	16/9/97	1899	72	3.8	984	17/9/97	2009	303	359	1141	17/9/97	2119	112	23.3	1353	17/9/97
1680	82	6	1073	16/9/97	1790	92	9.6	1579	16/9/97	1900	73	4.8	984	17/9/97	2010	428	1266	1141	17/9/97	2120	122	24.1	1353	17/9/97
1681	83	7.6	1073	16/9/97	1791	92	10.6	1579	16/9/97	1901	73	5.5	984	17/9/97	2011	114	18.9	1441	17/9/97	2121	128	26.8	1353	17/9/97
1682	84	7.5	1073	16/9/97	1792	92	10.3	1579	16/9/97	1902	74	5.3	984	17/9/97	2012	79	6.95	1441	17/9/97	2122	133	31.1	1353	17/9/97
1683	84	8	1073	16/9/97	1793	92	13	1579	16/9/97	1903	75	4.8	984	17/9/97	2013	84	9	1441	17/9/97	2123	174	62.4	1353	17/9/97
1684	84	7.5	1073	16/9/97	1794	93	10.9	1579	16/9/97	1904	76	5.5	984	17/9/97	2014	85	8	1441	17/9/97	2124	182	77.2	1353	17/9/97
1685	85	7.6	1073	16/9/97	1795	93	12.5	1579	16/9/97	1905	76	5.5	984	17/9/97	2015	87	8.9	1441	17/9/97	2125	183	74.9	1353	17/9/97
1686	85	8.5	1073	16/9/97	1796	94	10	1579	16/9/97	1906	78	5.4	984	17/9/97	2016	88	9	1441	17/9/97	2126	185	77	1353	17/9/97
1687	85	8	1073	16/9/97	1797	94	9.9	1579	16/9/97	1907	84	7.8	984	17/9/97	2017	89	9.9	1441	17/9/97	2127	189	85.5	1353	17/9/97
1688	89	8.7	1073	16/9/97	1798	94	11.4	1579	16/9/97	1908	85	7.9	984	17/9/97	2018	90	10	1441	17/9/97	2128	210	111	1353	17/9/97
1689	89	8.4	1073	16/9/97	1799	95	13.1	1579	16/9/97	1909	88	8.8	984	17/9/97	2019	91	9.5	1441	17/9/97	2129	226	156	1353	17/9/97
1690	90	8.1	1073	16/9/97	1800	95	10.9	1579	16/9/97	1910	89	9.1	984	17/9/97	2020	91	-	1441	17/9/97	2130	249	202	1353	17/9/97
1691	90	10	1073	16/9/97	1801	96	11.6	1579	16/9/97	1911	90	9.7	984	17/9/97	2021	91	10.5	1441	17/9/97	2131	261	251	1353	17/9/97
1692	90	9.2	1073	16/9/97	1802	96	13.3	1579	16/9/97	1912	92	10.6	984	17/9/97	2022	93	10.7	1441	17/9/97	2132	266	273	1353	17/9/97
1693	92	10.7	1073	16/9/97	1803	96	12.7	1579	16/9/97	1913	93	9.7	984	17/9/97	2023	93	10.8	1441	17/9/97	2133	94	11.1	934	17/9/97
1694	92	10.4	1073	16/9/97	1804	97	11.4	1579	16/9/97	1914	95	10.7	984	17/9/97	2024	93	10.9	1441	17/9/97	2134	82	7.9	934	17/9/97
1695	93	8.2	1073	16/9/97	1805	97	11.7	1579	16/9/97	1915	96	10.8	984	17/9/97	2025	94	11.1	1441	17/9/97	2135	85	8.5	934	17/9/97
1696	93	10.2	1073	16/9/97	1806	97	14.5	1579	16/9/97	1916	96	10.8	984	17/9/97	2026	95	15.4	1441	17/9/97	2136	88	9.6	934	17/9/97
1697	93	9.6	1073	16/9/97	1807	97	12.8	1579	16/9/97	1917	96	11.7	984	17/9/97	2027	95	10.3	1441	17/9/97	2137	90	10.2	934	17/9/97
1698	94	10.1	1073	16/9/97	1808	97	13.2	1579	16/9/97	1918	97	10.9	984	17/9/97	2028	96	11.4	1441	17/9/97	2138	90	9.5	934	17/9/97
1699	94	9.7	1073	16/9/97	1809	98	11.7	1579	16/9/97	1919	97	11.5	984	17/9/97	2029	96	12.1	1441	17/9/97	2139	91	10.3	934	17/9/97
1700	96	11.1	1073	16/9/97	1810	98	11.5	1579	16/9/97	1920	97	11.8	984	17/9/97	2030	97	12.4	1441	17/9/97	2140	92	10.5	934	17/9/97
1701	99	12.1	1073	16/9/97	1811	98	9.3	1579	16/9/97	1921	97	12.9	984	17/9/97	2031	98	12	1441	17/9/97	2141	93	10.7	934	17/9/97

2199	106	14.6	978	18/9/97	2309	104	15.4	1126	18/9/97	2419	96	11.4	1650	18/9/97	2529	91	9.8	1625	22/9/97	2639	96	11.5	1113	22/9/97
2200	110	16.5	978	18/9/97	2310	104	15.1	1126	18/9/97	2420	97	11.7	1650	18/9/97	2530	91	9.5	1625	22/9/97	2640	96	12.1	1113	22/9/97
2201	115	18.5	978	18/9/97	2311	104	15.2	1126	18/9/97	2421	97	12	1650	18/9/97	2531	94	10.9	1625	22/9/97	2641	96	11.3	1113	22/9/97
2202	94	10.3	978	18/9/97	2312	105	14.9	1126	18/9/97	2422	97	11.9	1650	18/9/97	2532	94	10	1625	22/9/97	2642	96	11.6	1113	22/9/97
2203	94	10.7	978	18/9/97	2313	106	19.7	1126	18/9/97	2423	97	11.7	1650	18/9/97	2533	95	11.4	1625	22/9/97	2643	98	12.2	1113	22/9/97
2204	96	11.5	978	18/9/97	2314	107	16	1126	18/9/97	2424	98	12.2	1650	18/9/97	2534	95	11.3	1625	22/9/97	2644	98	11.7	1113	22/9/97
2205	96	10.4	978	18/9/97	2315	107	15.5	1126	18/9/97	2425	98	12	1650	18/9/97	2535	95	11.3	1625	22/9/97	2645	99	13	1113	22/9/97
2206	96	10.9	978	18/9/97	2316	109	16.6	1126	18/9/97	2426	98	11.7	1650	18/9/97	2536	98	11.8	1625	22/9/97	2646	99	12.4	1113	22/9/97
2207	98	11.5	978	18/9/97	2317	109	15.5	1126	18/9/97	2427	98	11.4	1650	18/9/97	2537	99	12.8	1625	22/9/97	2647	101	12.3	1113	22/9/97
2208	102	13.1	978	18/9/97	2318	109	17.2	1126	18/9/97	2428	98	12.5	1650	18/9/97	2538	99	12.2	1625	22/9/97	2648	101	12.8	1113	22/9/97
2209	102	13.6	978	18/9/97	2319	113	19.1	1126	18/9/97	2429	99	12.9	1650	18/9/97	2539	99	11.7	1625	22/9/97	2649	102	13.4	1113	22/9/97
2210	102	12.8	978	18/9/97	2320	120	21.2	1126	18/9/97	2430	99	12.6	1650	18/9/97	2540	100	12.8	1625	22/9/97	2650	107	16	1113	22/9/97
2211	102	13.3	978	18/9/97	2321	122	22.3	1126	18/9/97	2431	99	11.8	1650	18/9/97	2541	100	12	1625	22/9/97	2651	113	18.6	1113	22/9/97
2212	104	14.3	978	18/9/97	2322	123	22.8	1126	18/9/97	2432	99	12.4	1650	18/9/97	2542	100	11.8	1625	22/9/97	2652	114	17.9	1113	22/9/97
2213	104	15	978	18/9/97	2323	127	26.8	1126	18/9/97	2433	100	14	1650	18/9/97	2543	100	12.7	1625	22/9/97	2653	118	16.5	1113	22/9/97
2214	104	14.5	978	18/9/97	2324	128	29.4	1126	18/9/97	2434	100	12.3	1650	18/9/97	2544	100	13.1	1625	22/9/97	2654	189	89.1	1113	22/9/97
2215	105	15.8	978	18/9/97	2325	128	27.4	1126	18/9/97	2435	100	12.7	1650	18/9/97	2545	101	13.4	1625	22/9/97	2655	189	88	1113	22/9/97
2216	106	15.5	978	18/9/97	2326	130	27.4	1126	18/9/97	2436	101	13.2	1650	18/9/97	2546	101	13.2	1625	22/9/97	2656	191	90	1113	22/9/97
2217	106	16.4	978	18/9/97	2327	131	28.3	1126	18/9/97	2437	102	13.7	1650	18/9/97	2547	101	13	1625	22/9/97	2657	194	92.4	1113	22/9/97
2218	106	15.1	978	18/9/97	2328	132	28.3	1126	18/9/97	2438	102	13.6	1650	18/9/97	2548	103	14.6	1625	22/9/97	2658	94	10.6	1006	22/9/97
2219	107	16.7	978	18/9/97	2329	137	36.3	1126	18/9/97	2439	102	13.8	1650	18/9/97	2549	104	13.8	1625	22/9/97	2659	98	12.9	1006	22/9/97
2220	108	15.4	978	18/9/97	2330	139	38.6	1126	18/9/97	2440	102	12.9	1650	18/9/97	2550	104	13.9	1625	22/9/97	2660	99	12.9	1006	22/9/97
2221	108	15.5	978	18/9/97	2331	175	61.7	1126	18/9/97	2441	103	12.8	1650	18/9/97	2551	105	14.3	1625	22/9/97	2661	102	14	1006	22/9/97
2222	110	17.7	978	18/9/97	2332	175	67.1	1126	18/9/97	2442	103	13.5	1650	18/9/97	2552	107	15.7	1625	22/9/97	2662	103	14	1006	22/9/97
2223	110	17.6	978	18/9/97	2333	180	72.6	1126	18/9/97	2443	104	14.4	1650	18/9/97	2553	108	16.1	1625	22/9/97	2663	104	14.9	1006	22/9/97
2224	113	18.2	978	18/9/97	2334	180	74.9	1126	18/9/97	2444	104	15.3	1650	18/9/97	2554	108	15.2	1625	22/9/97	2664	106	15.2	1006	22/9/97
2225	113	18.5	978	18/9/97	2335	180	51.9	1126	18/9/97	2445	104	14.1	1650	18/9/97	2555	110	16.2	1625	22/9/97	2665	107	20.6	1006	22/9/97
2226	114	18.9	978	18/9/97	2336	185	77.7	1126	18/9/97	2446	104	13.6	1650	18/9/97	2556	110	15.7	1625	22/9/97	2666	109	17.4	1006	22/9/97
2227	114	20.1	978	18/9/97	2337	193	88.9	1126	18/9/97	2447	104	14.9	1650	18/9/97	2557	110	15.9	1625	22/9/97	2667	110	17.5	1006	22/9/97
2228	116	19.9	978	18/9/97	2338	195	93.8	1126	18/9/97	2448	105	14.1	1650	18/9/97	2558	111	16.7	1625	22/9/97	2668	115	19	1006	22/9/97
2229	117	19.8	978	18/9/97	2339	197	91.2	1126	18/9/97	2449	106	14.3	1650	18/9/97	2559	111	16.4	1625	22/9/97	2669	118	20.8	1006	22/9/97
2230	118	20.9	978	18/9/97	2340	202	107	1126	18/9/97	2450	108	16.5	1650	18/9/97	2560	112	18.5	1625	22/9/97	2670	118	19.4	1006	22/9/97
2231	118	20	978	18/9/97	2341	202	96	1126	18/9/97	2451	111	16.8	1650	18/9/97	2561	114	18.9	1625	22/9/97	2671	120	21.7	1006	22/9/97
2232	179	69.1	978	18/9/97	2342	204	107	1126	18/9/97	2452	111	18	1650	18/9/97	2562	115	19.9	1625	22/9/97	2672	182	70.8	1006	22/9/97
2233	179	76.3	978	18/9/97	2343	208	118	1126	18/9/97	2453	111	15.6	1650	18/9/97	2563	116	18.7	1625	22/9/97	2673	182	70.4	1006	22/9/97
2234	181	73.1	978	18/9/97	2344	209	103	1126	18/9/97	2454	115	19	1650	18/9/97	2564	118	20.5	1625	22/9/97	2674	184	77	1006	22/9/97
2235	183	87	978	18/9/97	2345	214	122	1126	18/9/97	2455	115	18.8	1650	18/9/97	2565	118	19.2	1625	22/9/97	2675	207	110	1006	22/9/97
2236	183	74.8	978	18/9/97	2346	217	130	1126	18/9/97	2456	116	19.1	1650	18/9/97	2566	174	62.1	1625	22/9/97	2676	212	116	1006	22/9/97
2237	187	90.8	978	18/9/97	2347	297	337	1126	18/9/97	2457	117	19.8	1650	18/9/97	2567	204	101	1625	22/9/97	2677	213	115	1006	22/9/97
2238	190	87.7	978	18/9/97	2348	350	604	1126	18/9/97	2458	117	20.6	1650	18/9/97	2568	312	440	1625	22/9/97	2678	90	8.7	1253	23/9/97
2239	192	88.3	978	18/9/97	2349	84	7.6	904	18/9/97	2459	119	20.3	1650	18/9/97	2569	100	12.6	849	22/9/97	2679	93	10.2	1253	23/9/97
2240	193	91.2	978	18/9/97	2350	94	10.5	904	18/9/97	2460	171	66.7	1650	18/9/97	2570	90	10.2	849	22/9/97	2680	95	10.3	1253	23/9/97
2241	193	94	978	18/9/97	2351	99	12	904	18/9/97	2461	174	82	1650	18/9/97	2571	98	12	849	22/9/97	2681	97	11.2	1253	23/9/97
2242	196	94.1	978	18/9/97	2352	101	12.8	904	18/9/97	2462	178	75.5	1650	18/9/97	2572	99	12.9	849	22/9/97	2682	98	11.7	1253	23/9/97
2243	196	101	978	18/9/97	2353	108	16.2	904	18/9/97	2463	180	73.4	1650	18/9/97	2573	99	13	849	22/9/97	2683	98	12	1253	23/9/97
2244	197	98.3	978	18/9/97	2354	70	7.2	904	18/9/97	2464	180	72.2	1650	18/9/97	2574	100	12.7	849	22/9/97	2684	101	13.2	1253	23/9/97
2245	201	104	978	18/9/97	2355	78	6.5	904	18/9/97	2465	184	71	1650	18/9/97	2575	100	12.2	849	22/9/97	2685	101	12.4	1253	23/9/97
2246	202	107	978	18/9/97	2356	78	5.3	904	18/9/97	2466	184	73	1650	18/9/97	2576	100	12.5	849	22/9/97	2686	102	13	1253	23/9/97
2247	208	115	978	18/9/97	2357	81	7.1	904	18/9/97	2467	186	78.5	1650	18/9/97	2577	101	14.6	849	22/9/97	2687	102	13.2	1253	23/9/97
2248	235	162	978	18/9/97	2358	83	7.1	904	18/9/97	2468	187	81	1650	18/9/97	2578	101	13.3	849	22/9/97	2688	102	14.8	1253	23/9/97
2249	239	177	978	18/9/97	2359	84	8.3	904	18/9/97	2469	189	78.8	1650	18/9/97	2579	102	14.2	849	22/9/97	2689	103	14.6	1253	23/9/97
2250	242	202	978	18/9/97	2360	84	7.3	904	18/9/97	2470	189	81.6	1650	18/9/97	2580	102	13.4	849	22/9/97	2690	103	18	1253	23/9/97
2251	109	16	823	18/9/97	2361	84	8	904	18/9/97	2471														

2749	103	13.4	1093	23/9/97	2859	91	8.3	676	23/9/97	2969	88	9.3	1564	25/9/97	3079	225	137	1512	25/9/97	3189	127	29.7	926	26/9/97
2750	104	14.6	1093	23/9/97	2860	96	9.8	676	23/9/97	2970	89	10.2	1564	25/9/97	3080	236	189	1512	25/9/97	3190	190	81.9	926	26/9/97
2751	104	13.8	1093	23/9/97	2861	98	11	676	23/9/97	2971	89	10.2	1564	25/9/97	3081	237	185	1512	25/9/97	3191	203	110	926	26/9/97
2752	105	15.2	1093	23/9/97	2862	107	14.3	676	23/9/97	2972	89	9.4	1564	25/9/97	3082	249	213	1512	25/9/97	3192	214	123	926	26/9/97
2753	105	14.3	1093	23/9/97	2863	107	13.6	676	23/9/97	2973	89	8.9	1564	25/9/97	3083	260	224	1512	25/9/97	3193	267	259	926	26/9/97
2754	106	15.4	1093	23/9/97	2864	107	13.8	676	23/9/97	2974	89	8.6	1564	25/9/97	3084	101	13	1063	25/9/97	3194	277	271	926	26/9/97
2755	107	15.8	1093	23/9/97	2865	109	16	676	23/9/97	2975	90	9.9	1564	25/9/97	3085	92	10.4	1063	25/9/97	3195	100	9.5	1224	26/9/97
2756	107	14.8	1093	23/9/97	2866	109	15.3	676	23/9/97	2976	91	9.8	1564	25/9/97	3086	93	10.8	1063	25/9/97	3196	98	12.2	1224	26/9/97
2757	108	16	1093	23/9/97	2867	110	14.8	676	23/9/97	2977	91	10	1564	25/9/97	3087	95	11.6	1063	25/9/97	3197	100	12.1	1224	26/9/97
2758	108	15.6	1093	23/9/97	2868	110	15.1	676	23/9/97	2978	92	10.1	1564	25/9/97	3088	96	10.9	1063	25/9/97	3198	103	13.2	1224	26/9/97
2759	108	15.8	1093	23/9/97	2869	114	17.8	676	23/9/97	2979	92	10.8	1564	25/9/97	3089	96	11.8	1063	25/9/97	3199	104	13.7	1224	26/9/97
2760	108	16.4	1093	23/9/97	2870	114	17.7	676	23/9/97	2980	92	9.4	1564	25/9/97	3090	96	11.5	1063	25/9/97	3200	104	13.8	1224	26/9/97
2761	109	12.8	1093	23/9/97	2871	115	20.4	676	23/9/97	2981	93	10.3	1564	25/9/97	3091	96	11.1	1063	25/9/97	3201	109	16.4	1224	26/9/97
2762	110	16	1093	23/9/97	2872	116	19.3	676	23/9/97	2982	93	9.9	1564	25/9/97	3092	97	12.1	1063	25/9/97	3202	112	17.4	1224	26/9/97
2763	111	16.9	1093	23/9/97	2873	188	93	676	23/9/97	2983	93	10.2	1564	25/9/97	3093	98	11.8	1063	25/9/97	3203	112	17	1224	26/9/97
2764	112	19.3	1093	23/9/97	2874	191	96	676	23/9/97	2984	93	10.3	1564	25/9/97	3094	99	12.5	1063	25/9/97	3204	119	21	1224	26/9/97
2765	113	19.2	1093	23/9/97	2875	201	97	676	23/9/97	2985	94	10.8	1564	25/9/97	3095	100	13.9	1063	25/9/97	3205	121	17.5	1224	26/9/97
2766	114	18.3	1093	23/9/97	2876	229	153	676	23/9/97	2986	94	10.7	1564	25/9/97	3096	100	12.9	1063	25/9/97	3206	123	24.8	1224	26/9/97
2767	114	18.6	1093	23/9/97	2877	485	2000	676	23/9/97	2987	95	11.3	1564	25/9/97	3097	102	13.1	1063	25/9/97	3207	124	24.7	1224	26/9/97
2768	114	18.5	1093	23/9/97	2878	505	2376	676	23/9/97	2988	95	11.4	1564	25/9/97	3098	103	13.7	1063	25/9/97	3208	125	25.8	1224	26/9/97
2769	115	18.9	1093	23/9/97	2879	201	-	1139	23/9/97	2989	96	12.5	1564	25/9/97	3099	105	15.2	1063	25/9/97	3209	1273	63.3	1224	26/9/97
2770	119	21.2	1093	23/9/97	2880	94	11	1139	23/9/97	2990	96	11.7	1564	25/9/97	3100	107	14	1063	25/9/97	3210	174	64.1	1224	26/9/97
2771	123	23.5	1093	23/9/97	2881	110	17.8	1139	23/9/97	2991	97	12.3	1564	25/9/97	3101	108	16.9	1063	25/9/97	3211	184	75	1224	26/9/97
2772	123	23.9	1093	23/9/97	2882	112	18.4	1139	23/9/97	2992	98	12.3	1564	25/9/97	3102	111	16.1	1063	25/9/97	3212	186	81	1224	26/9/97
2773	125	25.2	1093	23/9/97	2883	113	18.8	1139	23/9/97	2993	100	13.2	1564	25/9/97	3103	115	18.5	1063	25/9/97	3213	189	82	1224	26/9/97
2774	125	25.8	1093	23/9/97	2884	118	20.6	1139	23/9/97	2994	101	13.3	1564	25/9/97	3104	117	23.3	1063	25/9/97	3214	193	91	1224	26/9/97
2775	127	26.7	1093	23/9/97	2885	118	21.2	1139	23/9/97	2995	101	13.6	1564	25/9/97	3105	125	23	1063	25/9/97	3215	195	112	1224	26/9/97
2776	129	26.1	1093	23/9/97	2886	118	22.5	1139	23/9/97	2996	104	15.1	1564	25/9/97	3106	170	75.5	1063	25/9/97	3216	197	95	1224	26/9/97
2777	130	28.4	1093	23/9/97	2887	87	8.4	1139	23/9/97	2997	107	16.4	1564	25/9/97	3107	191	78.7	1063	25/9/97	3217	197	109	1224	26/9/97
2778	136	34.1	1093	23/9/97	2888	90	9.1	1139	23/9/97	2998	107	15.5	1564	25/9/97	3108	194	90	1063	25/9/97	3218	208	136	1224	26/9/97
2779	137	33.6	1093	23/9/97	2889	92	10.3	1139	23/9/97	2999	109	15.9	1564	25/9/97	3109	195	93	1063	25/9/97	3219	208	111	1224	26/9/97
2780	142	38.3	1093	23/9/97	2890	95	11.4	1139	23/9/97	3000	110	16.9	1564	25/9/97	3110	201	97	1063	25/9/97	3220	213	117	1224	26/9/97
2781	165	52.2	1093	23/9/97	2891	95	11	1139	23/9/97	3001	110	16.9	1564	25/9/97	3111	202	101	1063	25/9/97	3221	242	181	1224	26/9/97
2782	180	66.5	1093	23/9/97	2892	95	10.4	1139	23/9/97	3002	112	16.5	1564	25/9/97	3112	203	98	1063	25/9/97	3222	266	253	1224	26/9/97
2783	193	87	1093	23/9/97	2893	95	10.8	1139	23/9/97	3003	113	18.4	1564	25/9/97	3113	205	106	1063	25/9/97	3223	292	350	1224	26/9/97
2784	193	100	1093	23/9/97	2894	96	11.1	1139	23/9/97	3004	114	18.7	1564	25/9/97	3114	208	118	1063	25/9/97	3224	322	499	1224	26/9/97
2785	194	88	1093	23/9/97	2895	96	11	1139	23/9/97	3005	122	23.6	1564	25/9/97	3115	257	250	1063	25/9/97	3225	82	7.1	1353	26/9/97
2786	205	111	1093	23/9/97	2896	96	11.5	1139	23/9/97	3006	124	23.4	1564	25/9/97	3116	340	570	1063	25/9/97	3226	88	8.8	1353	26/9/97
2787	210	110	1093	23/9/97	2897	97	10.7	1139	23/9/97	3007	174	65	1564	25/9/97	3117	85	8.5	488	26/9/97	3227	88	8.8	1353	26/9/97
2788	259	222	1093	23/9/97	2898	97	12.9	1139	23/9/97	3008	184	84	1564	25/9/97	3118	87	8.7	488	26/9/97	3228	89	9.3	1353	26/9/97
2789	100	12.5	983	23/9/97	2899	98	12.2	1139	23/9/97	3009	185	75.3	1564	25/9/97	3119	87	9.1	488	26/9/97	3229	89	9.5	1353	26/9/97
2790	84	7.5	983	23/9/97	2900	101	14.1	1139	23/9/97	3010	194	92	1564	25/9/97	3120	90	9.7	488	26/9/97	3230	89	8.6	1353	26/9/97
2791	94	9.2	983	23/9/97	2901	103	14.1	1139	23/9/97	3011	199	94	1564	25/9/97	3121	92	10.3	488	26/9/97	3231	92	10.4	1353	26/9/97
2792	95	10.1	983	23/9/97	2902	104	13.6	1139	23/9/97	3012	200	105	1564	25/9/97	3122	93	10.1	488	26/9/97	3232	92	9.7	1353	26/9/97
2793	96	10.2	983	23/9/97	2903	104	14	1139	23/9/97	3013	225	143	1564	25/9/97	3123	93	10.3	488	26/9/97	3233	92	9.7	1353	26/9/97
2794	97	11.9	983	23/9/97	2904	110	17.2	1139	23/9/97	3014	245	213	1564	25/9/97	3124	95	11.2	488	26/9/97	3234	92	10.2	1353	26/9/97
2795	97	11.1	983	23/9/97	2905	113	18.3	1139	23/9/97	3015	247	190	1564	25/9/97	3125	97	11.4	488	26/9/97	3235	93	10.8	1353	26/9/97
2796	100	11.9	983	23/9/97	2906	113	18.7	1139	23/9/97	3016	101	12.5	1512	25/9/97	3126	98	12.2	488	26/9/97	3236	93	10.7	1353	26/9/97
2797	100	12.2	983	23/9/97	2907	114	19.8	1139	23/9/97	3017	74	7.5	1512	25/9/97	3127	103	14.5	488	26/9/97	3237	93	10.7	1353	26/9/97
2798	103	13.3	983	23/9/97	2908	117	20.5	1139	23/9/97	3018	76	9.4	1512	25/9/97	3128	104	14.2	488	26/9/97	3238	94	10.7	1353	26/9/97
2799	103	12.8	983	23/9/97	2909	117	21.1	1139	23/9/97	3019	82	8.3	1512	25/9/97	3129	107	14.7	488	26/9/97	3239	94	10.3	1353	26/9/97
2800	103	14.4	983	23/9/97	2910	117	20.5	1139	23/9/97	3020	87	8.3	1512	25/9/97	3130	173	63	488	26/9/97	3240	95	11.3	1353	26/9/97
2801	104	14.5	983	23/9/97	2911	118	21.4	1139	23/9/97	3021	88	7.9	1512	25/9/97</										

3299	105	14.2	1247	29/9/97	3409	99	12.5	1025	29/9/97	3519	87	8.2	1126	3/10/97	3629	196	90.2	1195	3/10/97	3739	208	-	-	7/10/97
3300	105	15.1	1247	29/9/97	3410	100	13.1	1025	29/9/97	3520	87	8	1126	3/10/97	3630	198	95	1195	3/10/97	3740	213	120	-	7/10/97
3301	107	15.6	1247	29/9/97	3411	100	13.5	1025	29/9/97	3521	94	9.6	1126	3/10/97	3631	200	95	1195	3/10/97	3741	215	122	-	7/10/97
3302	107	15	1247	29/9/97	3412	102	13.8	1025	29/9/97	3522	95	10.7	1126	3/10/97	3632	200	98	1195	3/10/97	3742	217	122	-	7/10/97
3303	108	16.4	1247	29/9/97	3413	103	14.1	1025	29/9/97	3523	96	10.7	1126	3/10/97	3633	205	106	1195	3/10/97	3743	227	138	-	7/10/97
3304	114	17.8	1247	29/9/97	3414	104	15.1	1025	29/9/97	3524	96	10.6	1126	3/10/97	3634	207	108	1195	3/10/97	3744	245	193	-	7/10/97
3305	115	18.5	1247	29/9/97	3415	110	16.4	1025	29/9/97	3525	98	11.4	1126	3/10/97	3635	208	112	1195	3/10/97	3745	248	182	-	7/10/97
3306	115	20	1247	29/9/97	3416	110	18.1	1025	29/9/97	3526	98	11.4	1126	3/10/97	3636	209	116	1195	3/10/97	3746	259	237	-	7/10/97
3307	116	20.9	1247	29/9/97	3417	111	17.7	1025	29/9/97	3527	98	11.9	1126	3/10/97	3637	251	206	1195	3/10/97	3747	270	269	-	7/10/97
3308	116	20.4	1247	29/9/97	3418	111	17.9	1025	29/9/97	3528	98	11	1126	3/10/97	3638	260	236	1195	3/10/97	3748	285	296	-	7/10/97
3309	117	21.2	1247	29/9/97	3419	111	17.5	1025	29/9/97	3529	99	11.6	1126	3/10/97	3639	350	597	1195	3/10/97	3749	289	301	-	7/10/97
3310	118	21.4	1247	29/9/97	3420	112	21	1025	29/9/97	3530	100	13.2	1126	3/10/97	3640	423	1350	1195	3/10/97	3750	342	595	-	7/10/97
3311	123	27.5	1247	29/9/97	3421	112	18.1	1025	29/9/97	3531	100	11.8	1126	3/10/97	3641	490	2094	1195	3/10/97	3751	517	2381	-	7/10/97
3312	137	35.2	1247	29/9/97	3422	112	29.3	1025	29/9/97	3532	101	12.3	1126	3/10/97	3642	86	7.8	1219	3/10/97	3752	100	12.2	-	7/10/97
3313	169	57.9	1247	29/9/97	3423	113	19.5	1025	29/9/97	3533	101	12.3	1126	3/10/97	3643	87	7.8	1219	3/10/97	3753	105	15.2	-	7/10/97
3314	185	79	1247	29/9/97	3424	118	20.1	1025	29/9/97	3534	101	13	1126	3/10/97	3644	91	9.4	1219	3/10/97	3754	105	14.8	-	7/10/97
3315	189	86	1247	29/9/97	3425	121	22.9	1025	29/9/97	3535	102	12.5	1126	3/10/97	3645	92	9.8	1219	3/10/97	3755	106	14.9	-	7/10/97
3316	189	76	1247	29/9/97	3426	124	26.2	1025	29/9/97	3536	103	13.2	1126	3/10/97	3646	92	9	1219	3/10/97	3756	107	15.5	-	7/10/97
3317	194	89	1247	29/9/97	3427	125	24	1025	29/9/97	3537	103	14	1126	3/10/97	3647	93	9.6	1219	3/10/97	3757	107	13.5	-	7/10/97
3318	212	124	1247	29/9/97	3428	154	53	1025	29/9/97	3538	103	13.4	1126	3/10/97	3648	94	10.2	1219	3/10/97	3758	108	16.3	-	7/10/97
3319	322	469	1247	29/9/97	3429	175	67	1025	29/9/97	3539	104	14	1126	3/10/97	3649	94	10.2	1219	3/10/97	3759	108	15.3	-	7/10/97
3320	84	7.3	1029	29/9/97	3430	180	71	1025	29/9/97	3540	105	14	1126	3/10/97	3650	94	10.4	1219	3/10/97	3760	109	14.5	-	7/10/97
3321	90	8.8	1029	29/9/97	3431	184	80	1025	29/9/97	3541	106	16.5	1126	3/10/97	3651	94	9.8	1219	3/10/97	3761	109	16.2	-	7/10/97
3322	93	9.9	1029	29/9/97	3432	200	102	1025	29/9/97	3542	106	14.6	1126	3/10/97	3652	95	9.8	1219	3/10/97	3762	111	16.5	-	7/10/97
3323	94	10.7	1029	29/9/97	3433	203	107	1025	29/9/97	3543	107	15.4	1126	3/10/97	3653	95	10.4	1219	3/10/97	3763	113	17.5	-	7/10/97
3324	95	11.1	1029	29/9/97	3434	205	106	1025	29/9/97	3544	109	15.8	1126	3/10/97	3654	98	11.3	1219	3/10/97	3764	114	17.6	-	7/10/97
3325	97	11.5	1029	29/9/97	3435	208	106	1025	29/9/97	3545	110	17.5	1126	3/10/97	3655	100	11.9	1219	3/10/97	3765	114	24.5	-	7/10/97
3326	98	11.8	1029	29/9/97	3436	220	138	1025	29/9/97	3546	110	16.8	1126	3/10/97	3656	100	12	1219	3/10/97	3766	114	19.8	-	7/10/97
3327	100	12.6	1029	29/9/97	3437	259	241	1025	29/9/97	3547	111	16.9	1126	3/10/97	3657	101	12.6	1219	3/10/97	3767	115	17.1	-	7/10/97
3328	101	13.3	1029	29/9/97	3438	281	329	1025	29/9/97	3548	114	19.1	1126	3/10/97	3658	101	11.4	1219	3/10/97	3768	115	21.5	-	7/10/97
3329	102	13.5	1029	29/9/97	3439	288	329	1025	29/9/97	3549	118	20.1	1126	3/10/97	3659	102	13.4	1219	3/10/97	3769	115	17.9	-	7/10/97
3330	102	13.8	1029	29/9/97	3440	367	705	1025	29/9/97	3550	120	21.5	1126	3/10/97	3660	102	13.3	1219	3/10/97	3770	116	17.4	-	7/10/97
3331	103	13.9	1029	29/9/97	3441	96	11.2	1385	29/9/97	3551	120	21.3	1126	3/10/97	3661	104	14	1219	3/10/97	3771	118	20.3	-	7/10/97
3332	104	14.5	1029	29/9/97	3442	98	11.4	1385	29/9/97	3552	125	24.1	1126	3/10/97	3662	104	13.8	1219	3/10/97	3772	118	19.2	-	7/10/97
3333	104	14.9	1029	29/9/97	3443	100	12.9	1385	29/9/97	3553	127	25.2	1126	3/10/97	3663	105	14	1219	3/10/97	3773	118	20.9	-	7/10/97
3334	105	15.8	1029	29/9/97	3444	102	13.7	1385	29/9/97	3554	129	26.2	1126	3/10/97	3664	105	14.4	1219	3/10/97	3774	120	22.3	-	7/10/97
3335	106	15	1029	29/9/97	3445	88	9.4	1385	29/9/97	3555	132	27.8	1126	3/10/97	3665	107	15	1219	3/10/97	3775	121	22.1	-	7/10/97
3336	110	16.1	1029	29/9/97	3446	89	8.6	1385	29/9/97	3556	133	30.4	1126	3/10/97	3666	108	15.9	1219	3/10/97	3776	122	22	-	7/10/97
3337	112	17.7	1029	29/9/97	3447	92	9.5	1385	29/9/97	3557	135	31.6	1126	3/10/97	3667	108	15	1219	3/10/97	3777	122	23.8	-	7/10/97
3338	113	16.9	1029	29/9/97	3448	92	-	1385	29/9/97	3558	136	30.1	1126	3/10/97	3668	109	16.2	1219	3/10/97	3778	123	22.2	-	7/10/97
3339	113	18.5	1029	29/9/97	3449	95	11.1	1385	29/9/97	3559	136	33.9	1126	3/10/97	3669	109	15.3	1219	3/10/97	3779	123	24.1	-	7/10/97
3340	115	20.5	1029	29/9/97	3450	95	10.7	1385	29/9/97	3560	138	33.6	1126	3/10/97	3670	109	16.1	1219	3/10/97	3780	125	23.2	-	7/10/97
3341	115	19.4	1029	29/9/97	3451	96	11.3	1385	29/9/97	3561	181	74.2	1126	3/10/97	3671	113	18.2	1219	3/10/97	3781	133	28.5	-	7/10/97
3342	115	18.7	1029	29/9/97	3452	97	11.8	1385	29/9/97	3562	190	83.5	1126	3/10/97	3672	114	18.9	1219	3/10/97	3782	140	38	-	7/10/97
3343	120	23.2	1029	29/9/97	3453	97	11.5	1385	29/9/97	3563	195	87.2	1126	3/10/97	3673	114	18	1219	3/10/97	3783	151	43.1	-	7/10/97
3344	121	20.9	1029	29/9/97	3454	97	12.8	1385	29/9/97	3564	198	91	1126	3/10/97	3674	115	18.7	1219	3/10/97	3784	180	71	-	7/10/97
3345	124	23.9	1029	29/9/97	3455	97	11.4	1385	29/9/97	3565	199	97	1126	3/10/97	3675	117	19.2	1219	3/10/97	3785	183	77	-	7/10/97
3346	125	26.9	1029	29/9/97	3456	98	11.6	1385	29/9/97	3566	206	103	1126	3/10/97	3676	117	19.7	1219	3/10/97	3786	186	76	-	7/10/97
3347	126	27.9	1029	29/9/97	3457	98	11.1	1385	29/9/97	3567	209	103	1126	3/10/97	3677	118	20.3	1219	3/10/97	3787	189	87	-	7/10/97
3348	129	27	1029	29/9/97	3458	98	11.9	1385	29/9/97	3568	210	107	1126	3/10/97	3678	119	20.3	1219	3/10/97	3788	190	84	-	7/10/97
3349	177	65	1029	29/9/97	3459	99	12.6	1385	29/9/97	3569	211	116	1126	3/10/97	3679	121	22.1	1219	3/10/97	3789	192	89	-	7/10/97
3350	186	75	1029	29/9/97	3460	100	12.2	1385	29/9/97	3570	212	110	1126	3/10/97	3680	123	22.3	1219	3/10/97	3790	193	81	-	7/10/97
3351	189	82	1029	29/9/97	3461	100	12.3	1385	29/9/97	3571	213	113	1126	3/10/97	3681	123	22.8	1219	3/10/97	3791	194	86	-	7/10/97
3352	198	95	1029																					

3849	96	10.5	-14/10/97	3959	94	10.3	919 17/11/97	4069	98	11.8	985 17/11/97	4179	108	15.7	1024 17/11/97	4289	122	23.6	833 18/11/97
3850	98	11.6	-14/10/97	3960	94	10.2	919 17/11/97	4070	98	12.1	985 17/11/97	4180	108	17.2	1024 17/11/97	4290	123	23.4	833 18/11/97
3851	104	15.6	-14/10/97	3961	94	10.2	919 17/11/97	4071	98	11.3	985 17/11/97	4181	109	14.4	1024 17/11/97	4291	126	27.4	833 18/11/97
3852	107	15.1	-14/10/97	3962	94	10.1	919 17/11/97	4072	99	12.3	1080 17/11/97	4182	110	17	1024 17/11/97	4292	129	27.4	833 18/11/97
3853	108	14.5	-14/10/97	3963	94	9.9	957 17/11/97	4073	99	11.6	1080 17/11/97	4183	110	16.3	1024 17/11/97	4293	131	31.2	833 18/11/97
3854	108	19.8	-14/10/97	3964	94	10.2	957 17/11/97	4074	99	11.4	1080 17/11/97	4184	112	17.3	1024 17/11/97	4294	141	37.5	833 18/11/97
3855	110	15	-14/10/97	3965	94	10.2	957 17/11/97	4075	99	11.6	985 17/11/97	4185	112	17	1024 17/11/97	4295	142	38.5	833 18/11/97
3856	110	22.2	-14/10/97	3966	94	10.8	957 17/11/97	4076	100	12.3	1080 17/11/97	4186	112	18.2	1024 17/11/97	4296	184	77	833 18/11/97
3857	113	17	-14/10/97	3967	95	11	919 17/11/97	4077	100	11.9	1080 17/11/97	4187	113	17.8	1024 17/11/97	4297	186	79	833 18/11/97
3858	113	17	-14/10/97	3968	95	10.2	919 17/11/97	4078	100	11.1	1080 17/11/97	4188	113	17.8	1024 17/11/97	4298	202	102	833 18/11/97
3859	115	18	-14/10/97	3969	95	11	919 17/11/97	4079	100	11.9	1080 17/11/97	4189	117	20.5	1024 17/11/97	4299	205	106	833 18/11/97
3860	115	18.1	-14/10/97	3970	95	10.8	919 17/11/97	4080	100	12.2	985 17/11/97	4190	118	20.6	1024 17/11/97	4300	206	105	833 18/11/97
3861	115	18.4	-14/10/97	3971	95	10.9	919 17/11/97	4081	100	12.1	985 17/11/97	4191	123	23.9	1024 17/11/97	4301	207	116	833 18/11/97
3862	116	18.3	-14/10/97	3972	95	9.5	957 17/11/97	4082	100	11.9	985 17/11/97	4192	127	26.6	1024 17/11/97	4302	221	136	833 18/11/97
3863	116	17.3	-14/10/97	3973	95	10.9	957 17/11/97	4083	100	11.7	985 17/11/97	4193	135	31.7	1024 17/11/97	4303	239	153	833 18/11/97
3864	118	21.1	-14/10/97	3974	95	9.3	957 17/11/97	4084	100	12.4	985 17/11/97	4194	196	85	1024 17/11/97	4304	251	199	833 18/11/97
3865	120	21.2	-14/10/97	3975	95	11	957 17/11/97	4085	100	12.7	985 17/11/97	4195	198	81.4	1024 17/11/97	4305	534	2531	833 18/11/97
3866	121	22	-14/10/97	3976	95	10.1	957 17/11/97	4086	101	12.3	1080 17/11/97	4196	198	84	1024 17/11/97	4306	76	5.7	737 18/11/97
3867	121	19.8	-14/10/97	3977	96	10.3	919 17/11/97	4087	101	12.7	1080 17/11/97	4197	200	80.3	1024 17/11/97	4307	94	10	737 18/11/97
3868	121	21.3	-14/10/97	3978	96	9.4	957 17/11/97	4088	101	12.9	985 17/11/97	4198	201	78.7	1024 17/11/97	4308	95	11.2	737 18/11/97
3869	122	21.9	-14/10/97	3979	96	10.7	957 17/11/97	4089	101	13.1	985 17/11/97	4199	205	94	1024 17/11/97	4309	95	10.3	737 18/11/97
3870	122	22.3	-14/10/97	3980	97	10.7	919 17/11/97	4090	101	13	985 17/11/97	4200	248	205	1024 17/11/97	4310	100	12.4	737 18/11/97
3871	122	22.5	-14/10/97	3981	97	10.4	919 17/11/97	4091	102	12.8	1080 17/11/97	4201	264	250	1024 17/11/97	4311	101	13.1	737 18/11/97
3872	123	22.5	-14/10/97	3982	97	11.2	919 17/11/97	4092	102	12.5	985 17/11/97	4202	299	370	1024 17/11/97	4312	101	13.2	737 18/11/97
3873	124	23.7	-14/10/97	3983	97	11.6	957 17/11/97	4093	102	13.2	985 17/11/97	4203	309	406	1024 17/11/97	4313	101	12.2	737 18/11/97
3874	128	25	-14/10/97	3984	97	10.9	957 17/11/97	4094	103	13	1080 17/11/97	4204	93	10.2	707 18/11/97	4314	103	13.5	737 18/11/97
3875	128	23.7	-14/10/97	3985	97	9.7	957 17/11/97	4095	103	12.8	1080 17/11/97	4205	99	12.3	707 18/11/97	4315	103	13.2	737 18/11/97
3876	128	25.7	-14/10/97	3986	97	11.3	957 17/11/97	4096	103	13.6	1080 17/11/97	4206	99	12.2	707 18/11/97	4316	103	15.4	737 18/11/97
3877	129	24.5	-14/10/97	3987	98	11	919 17/11/97	4097	103	13	985 17/11/97	4207	100	11.4	707 18/11/97	4317	103	13.4	737 18/11/97
3878	129	26.1	-14/10/97	3988	98	11.6	919 17/11/97	4098	103	13.4	985 17/11/97	4208	103	13.8	707 18/11/97	4318	109	16.5	737 18/11/97
3879	129	25	-14/10/97	3989	98	11.9	919 17/11/97	4099	104	14.1	1080 17/11/97	4209	103	13.3	707 18/11/97	4319	109	16.1	737 18/11/97
3880	130	27.2	-14/10/97	3990	98	11.1	957 17/11/97	4100	104	13.9	1080 17/11/97	4210	104	14.2	707 18/11/97	4320	110	17.1	737 18/11/97
3881	136	22.1	-14/10/97	3991	98	11.1	957 17/11/97	4101	104	13.1	985 17/11/97	4211	106	14.8	707 18/11/97	4321	110	16.7	737 18/11/97
3882	141	36.1	-14/10/97	3992	98	11.9	957 17/11/97	4102	104	13.6	985 17/11/97	4212	107	15.8	707 18/11/97	4322	111	18.2	737 18/11/97
3883	141	32.9	-14/10/97	3993	98	11.3	957 17/11/97	4103	104	13.9	985 17/11/97	4213	108	15.4	707 18/11/97	4323	111	16.5	737 18/11/97
3884	142	36.5	-14/10/97	3994	98	11.5	957 17/11/97	4104	105	14.6	1080 17/11/97	4214	109	15.8	707 18/11/97	4324	113	17.4	737 18/11/97
3885	142	34.7	-14/10/97	3995	98	11.7	957 17/11/97	4105	105	14.3	985 17/11/97	4215	117	19.1	707 18/11/97	4325	113	17.7	737 18/11/97
3886	143	32.6	-14/10/97	3996	99	11.9	919 17/11/97	4106	106	14.3	1080 17/11/97	4216	118	19.5	707 18/11/97	4326	114	18.4	737 18/11/97
3887	177	65	-14/10/97	3997	99	12.9	919 17/11/97	4107	106	15.1	985 17/11/97	4217	119	22.5	707 18/11/97	4327	115	18.7	737 18/11/97
3888	185	76	-14/10/97	3998	99	11	919 17/11/97	4108	107	15.4	1080 17/11/97	4218	122	23.1	707 18/11/97	4328	118	19.6	737 18/11/97
3889	187	78	-14/10/97	3999	99	11.4	919 17/11/97	4109	107	15.6	985 17/11/97	4219	135	30.7	707 18/11/97	4329	118	20.5	737 18/11/97
3890	191	100	-14/10/97	4000	99	11.5	957 17/11/97	4110	108	16.4	1080 17/11/97	4220	138	33.4	707 18/11/97	4330	124	24	737 18/11/97
3891	195	83	-14/10/97	4001	99	12.4	957 17/11/97	4111	109	14.6	1080 17/11/97	4221	177	71	707 18/11/97	4331	124	23.3	737 18/11/97
3892	195	91	-14/10/97	4002	99	12	957 17/11/97	4112	109	16.1	985 17/11/97	4222	179	70.2	707 18/11/97	4332	125	24.2	737 18/11/97
3893	199	91	-14/10/97	4003	100	11.8	919 17/11/97	4113	109	14.8	985 17/11/97	4223	187	81	707 18/11/97	4333	127	27	737 18/11/97
3894	200	95	-14/10/97	4004	100	12.7	919 17/11/97	4114	109	16	985 17/11/97	4224	194	89	707 18/11/97	4334	128	26.5	737 18/11/97
3895	200	85	-14/10/97	4005	100	12.2	919 17/11/97	4115	110	16	1080 17/11/97	4225	194	99	707 18/11/97	4335	130	29.2	737 18/11/97
3896	201	101	-14/10/97	4006	100	13	957 17/11/97	4116	110	15.5	985 17/11/97	4226	202	102	707 18/11/97	4336	185	76	737 18/11/97
3897	207	121	-14/10/97	4007	100	11.8	957 17/11/97	4117	110	16.1	985 17/11/97	4227	203	107	707 18/11/97	4337	194	92	737 18/11/97
3898	208	102	-14/10/97	4008	100	11.9	957 17/11/97	4118	110	16.1	985 17/11/97	4228	208	110	707 18/11/97	4338	90	8.8	1107 18/11/97
3899	210	117	-14/10/97	4009	101	12.8	919 17/11/97	4119	110	16.2	985 17/11/97	4229	215	114	707 18/11/97	4339	91	8.9	1107 18/11/97
3900	210	88	-14/10/97	4010	101	13.4	957 17/11/97	4120	110	15.1	985 17/11/97	4230	234	153	707 18/11/97	4340	95	10.8	1107 18/11/97
3901	240	189	-14/10/97	4011	101	12	957 17/11/97	4121	111	16.8	1080 17/11/97	4231	431	1305	707 18/11/97	4341	95	10.4	1107 18/11/97
3902	288	322	-14/10/97	4012	102	13.2	919 17/11/97	4122	111	16.2	985 17/11/97	4232	469	1955	707 18/11/97	4342	96	11.2	1107 18/11/97
3903	103	13.3	-22/10/97	4013	102	13.6	919 17/11/97	4123	111	16.8	985 17/11/97	4233	77	5.7	638 18/11/97	4343	96	10.8	1107 18/11/97
3904	104	13.5	-22/10/97	4014	102	12.9	919 17/11/97	4124	112	16.2	1080 17/11/97	4234	95	10	638 18/11/97	4344	97	11.4	1107 18/11/97
3905	106	14.4	-22/10/97	4015	102	12.8	957 17/11/97	4125	112	18.2	985 17/11/97	4235	97	11	638 18/11/97	4345	98	12.4	1107 18/11/97
3906	107	15.9	-22/10/97	4016	102	13.6	957 17/11/97	4126	117	21	985 17/11/97	4236	98	11.6	638 18/11/97	4346	99	11.8	1107 18/11/97
3907	108	19.8																	

4399	233	160	1107	18/11/97	4509	208	107	1352	20/11/97	4619	212	123	1432	21/11/97	4729	179	66.1	-	21/11/97	4839	208	114	794	24/11/97
4400	283	344	1107	18/11/97	4510	209	111	1352	20/11/97	4620	213	113	1432	21/11/97	4730	194	86	-	21/11/97	4840	248	191	794	24/11/97
4401	83	6.9	1309	20/11/97	4511	212	131	1352	20/11/97	4621	239	178	1432	21/11/97	4731	198	99	-	21/11/97	4841	269	235	794	24/11/97
4402	85	7.3	1309	20/11/97	4512	249	200	1352	20/11/97	4622	273	270	1432	21/11/97	4732	199	99	-	21/11/97	4842	295	340	794	24/11/97
4403	85	6.5	1309	20/11/97	4513	254	207	1352	20/11/97	4623	300	378	1432	21/11/97	4733	200	102	-	21/11/97	4843	500	2213	794	24/11/97
4404	87	8.8	1309	20/11/97	4514	256	222	1352	20/11/97	4624	320	469	1432	21/11/97	4734	202	108	-	21/11/97	4844	514	2501	794	24/11/97
4405	88	9	1309	20/11/97	4515	267	274	1352	20/11/97	4625	321	512	1432	21/11/97	4735	257	221	-	21/11/97	4845	525	2695	794	24/11/97
4406	91	9.2	1309	20/11/97	4516	270	295	1352	20/11/97	4626	367	799	1432	21/11/97	4736	311	389	-	21/11/97	4846	195	84	819	24/11/97
4407	91	9.8	1309	20/11/97	4517	297	360	1352	20/11/97	4627	514	2367	1432	21/11/97	4737	322	443	-	21/11/97	4847	91	10.2	819	24/11/97
4408	92	9.1	1309	20/11/97	4518	493	1922	1352	20/11/97	4628	538	2867	1432	21/11/97	4738	90	9.2	1340	24/11/97	4848	96	11.4	819	24/11/97
4409	92	10.4	1309	20/11/97	4519	530	2596	1352	20/11/97	4629	83	7.3	1196	21/11/97	4739	99	12.1	1340	24/11/97	4849	107	17.3	819	24/11/97
4410	93	8.5	1309	20/11/97	4520	548	2665	1352	20/11/97	4630	93	10.2	1196	21/11/97	4740	99	12.3	1340	24/11/97	4850	110	16.9	819	24/11/97
4411	94	10	1309	20/11/97	4521	90	9.5	671	21/11/97	4631	96	11.9	1196	21/11/97	4741	100	13	1340	24/11/97	4851	112	16.5	819	24/11/97
4412	94	10.5	1309	20/11/97	4522	91	10.3	671	21/11/97	4632	98	11.9	1196	21/11/97	4742	101	13.3	1340	24/11/97	4852	115	19.3	819	24/11/97
4413	95	10.3	1309	20/11/97	4523	98	12.2	671	21/11/97	4633	98	12.2	1196	21/11/97	4743	101	13.4	1340	24/11/97	4853	116	19.3	819	24/11/97
4414	96	11.1	1309	20/11/97	4524	98	11.8	671	21/11/97	4634	99	12.4	1196	21/11/97	4744	103	13.2	1340	24/11/97	4854	117	20.4	819	24/11/97
4415	98	11.9	1309	20/11/97	4525	100	12.1	671	21/11/97	4635	100	12.7	1196	21/11/97	4745	105	14.7	1340	24/11/97	4855	117	21	819	24/11/97
4416	98	13	1309	20/11/97	4526	100	12.5	671	21/11/97	4636	103	16.2	1196	21/11/97	4746	106	14.7	1340	24/11/97	4856	118	20.3	819	24/11/97
4417	98	11.4	1309	20/11/97	4527	105	14.6	671	21/11/97	4637	103	15.6	1196	21/11/97	4747	106	15.5	1340	24/11/97	4857	123	23.3	819	24/11/97
4418	99	12.3	1309	20/11/97	4528	106	14.9	671	21/11/97	4638	105	14.3	1196	21/11/97	4748	107	14.6	1340	24/11/97	4858	125	25.1	819	24/11/97
4419	99	11.9	1309	20/11/97	4529	107	15	671	21/11/97	4639	105	14.7	1196	21/11/97	4749	110	16.6	1340	24/11/97	4859	128	25.6	819	24/11/97
4420	99	11.8	1309	20/11/97	4530	112	16.7	671	21/11/97	4640	105	15.1	1196	21/11/97	4750	110	17.7	1340	24/11/97	4860	136	32.4	819	24/11/97
4421	100	13	1309	20/11/97	4531	114	19.4	671	21/11/97	4641	106	15.5	1196	21/11/97	4751	110	17.5	1340	24/11/97	4861	185	78	819	24/11/97
4422	100	13.3	1309	20/11/97	4532	114	18.1	671	21/11/97	4642	107	15.1	1196	21/11/97	4752	113	17.5	1340	24/11/97	4862	187	81	819	24/11/97
4423	100	12.2	1309	20/11/97	4533	283	319	671	21/11/97	4643	107	15.1	1196	21/11/97	4753	114	18	1340	24/11/97	4863	191	91	819	24/11/97
4424	101	13.2	1309	20/11/97	4534	349	651	671	21/11/97	4644	108	16.9	1196	21/11/97	4754	115	18	1340	24/11/97	4864	192	89	819	24/11/97
4425	102	13	1309	20/11/97	4535	75	5.2	813	21/11/97	4645	108	15.4	1196	21/11/97	4755	115	19.8	1340	24/11/97	4865	196	86	819	24/11/97
4426	102	13.8	1309	20/11/97	4536	84	7.2	813	21/11/97	4646	108	16.2	1196	21/11/97	4756	119	21.1	1340	24/11/97	4866	196	94	819	24/11/97
4427	104	14.4	1309	20/11/97	4537	101	12.6	813	21/11/97	4647	109	15.3	1196	21/11/97	4757	122	23.3	1340	24/11/97	4867	197	95	819	24/11/97
4428	104	14.4	1309	20/11/97	4538	101	12.5	813	21/11/97	4648	112	17.2	1196	21/11/97	4758	128	25.2	1340	24/11/97	4868	210	118	819	24/11/97
4429	105	13.1	1309	20/11/97	4539	101	12.1	813	21/11/97	4649	113	17.4	1196	21/11/97	4759	128	26.5	1340	24/11/97	4869	210	116	819	24/11/97
4430	105	14	1309	20/11/97	4540	102	13.3	813	21/11/97	4650	114	18.2	1196	21/11/97	4760	131	30.2	1340	24/11/97	4870	211	117	819	24/11/97
4431	105	14.4	1309	20/11/97	4541	102	12.5	813	21/11/97	4651	118	21.6	1196	21/11/97	4761	178	68.7	1340	24/11/97	4871	240	192	819	24/11/97
4432	107	16.1	1309	20/11/97	4542	102	13.2	813	21/11/97	4652	119	20.4	1196	21/11/97	4762	178	69	1340	24/11/97	4872	94	10.7	770	25/11/97
4433	108	16.3	1309	20/11/97	4543	102	13.4	813	21/11/97	4653	119	23.2	1196	21/11/97	4763	182	77.2	1340	24/11/97	4873	99	12.4	770	25/11/97
4434	108	15.3	1309	20/11/97	4544	103	13.9	813	21/11/97	4654	120	22.8	1196	21/11/97	4764	184	75	1340	24/11/97	4874	100	12.6	770	25/11/97
4435	110	17.6	1309	20/11/97	4545	105	15.6	813	21/11/97	4655	122	23.7	1196	21/11/97	4765	184	78	1340	24/11/97	4875	104	13	770	25/11/97
4436	112	18	1309	20/11/97	4546	106	15.1	813	21/11/97	4656	122	22.2	1196	21/11/97	4766	188	81	1340	24/11/97	4876	107	15.3	770	25/11/97
4437	112	16.5	1309	20/11/97	4547	107	14.9	813	21/11/97	4657	124	24.4	1196	21/11/97	4767	193	87.2	1340	24/11/97	4877	108	16.4	770	25/11/97
4438	113	18.2	1309	20/11/97	4548	108	16	813	21/11/97	4658	141	29.3	1196	21/11/97	4768	197	106	1340	24/11/97	4878	112	17.7	770	25/11/97
4439	114	18.9	1309	20/11/97	4549	109	15.9	813	21/11/97	4659	149	73	1196	21/11/97	4769	205	109	1340	24/11/97	4879	113	18	770	25/11/97
4440	115	20.3	1309	20/11/97	4550	110	16	813	21/11/97	4660	184	74	1196	21/11/97	4770	211	112	1340	24/11/97	4880	114	17.7	770	25/11/97
4441	115	18.5	1309	20/11/97	4551	113	18.4	813	21/11/97	4661	185	78	1196	21/11/97	4771	213	119	1340	24/11/97	4881	114	18.3	770	25/11/97
4442	116	20	1309	20/11/97	4552	114	17.7	813	21/11/97	4662	188	87	1196	21/11/97	4772	248	202	1340	24/11/97	4882	114	18.9	770	25/11/97
4443	117	20	1309	20/11/97	4553	121	23.3	813	21/11/97	4663	190	88	1196	21/11/97	4773	260	264	1340	24/11/97	4883	115	18.6	770	25/11/97
4444	118	22.2	1309	20/11/97	4554	172	69	813	21/11/97	4664	190	95	1196	21/11/97	4774	274	267	1340	24/11/97	4884	118	19.4	770	25/11/97
4445	119	19.7	1309	20/11/97	4555	177	64.9	813	21/11/97	4665	192	92	1196	21/11/97	4775	287	316	1340	24/11/97	4885	121	21.3	770	25/11/97
4446	120	22.2	1309	20/11/97	4556	182	71.8	813	21/11/97	4666	195	86	1196	21/11/97	4776	292	340	1340	24/11/97	4886	122	20.7	770	25/11/97
4447	122	23.4	1309	20/11/97	4557	192	85	813	21/11/97	4667	195	100	1196	21/11/97	4777	297	377	1340	24/11/97	4887	122	22.4	770	25/11/97
4448	123	25.2	1309	20/11/97	4558	260	219	813	21/11/97	4668	200	103	1196	21/11/97	4778	299	378	1340	24/11/97	4888	124	23.2	770	25/11/97
4449	125	24.2	1309	20/11/97	4559	306	464	813	21/11/97	4669	204	110	1196	21/11/97	4779	307	446	1340	24/11/97	4889	142	34.2	770	25/11/97
4450	125	24.2	1309	20/11/97	4560	103	13.3	502	21/11/97	4670	204	119	1196	21/11/97	4780	344	601</							

4949	123	23.1	1069	25/11/97	5059	115	19.3	1318	25/11/97	5169	106	14.9	1174	27/11/97	5279	128	26.8	1180	28/11/97	5389	130	26.8	1144	28/11/97
4950	124	23.2	1069	25/11/97	5060	117	19.5	1318	25/11/97	5170	106	15.5	1174	27/11/97	5280	129	28.6	1180	28/11/97	5390	130	30	1144	28/11/97
4951	127	26.7	1069	25/11/97	5061	118	21.7	1318	25/11/97	5171	108	16.2	1174	27/11/97	5281	139	32.4	1180	28/11/97	5391	135	30.7	1144	28/11/97
4952	127	25.1	1069	25/11/97	5062	122	22.8	1318	25/11/97	5172	108	16.2	1174	27/11/97	5282	184	75.2	1180	28/11/97	5392	169	73	1144	28/11/97
4953	128	26.9	1069	25/11/97	5063	125	24	1318	25/11/97	5173	110	18	1174	27/11/97	5283	184	75	1180	28/11/97	5393	188	81	1144	28/11/97
4954	130	27.9	1069	25/11/97	5064	173	61	1318	25/11/97	5174	110	16.2	1174	27/11/97	5284	187	83	1180	28/11/97	5394	189	87	1144	28/11/97
4955	130	29.7	1069	25/11/97	5065	173	64	1318	25/11/97	5175	110	17.6	1174	27/11/97	5285	189	81	1180	28/11/97	5395	192	95	1144	28/11/97
4956	132	29.9	1069	25/11/97	5066	180	68	1318	25/11/97	5176	111	18.9	1174	27/11/97	5286	190	89	1180	28/11/97	5396	193	95	1144	28/11/97
4957	135	29.1	1069	25/11/97	5067	182	84	1318	25/11/97	5177	112	17.5	1174	27/11/97	5287	202	98	1180	28/11/97	5397	195	98	1144	28/11/97
4958	139	35	1069	25/11/97	5068	183	78	1318	25/11/97	5178	114	18.2	1174	27/11/97	5288	203	111	1180	28/11/97	5398	200	106	1144	28/11/97
4959	174	62.1	1069	25/11/97	5069	188	80	1318	25/11/97	5179	177	70.2	1174	27/11/97	5289	204	106	1180	28/11/97	5399	202	105	1144	28/11/97
4960	179	70	1069	25/11/97	5070	194	92	1318	25/11/97	5180	196	91	1174	27/11/97	5290	212	122	1180	28/11/97	5400	203	106	1144	28/11/97
4961	190	83	1069	25/11/97	5071	195	91.5	1318	25/11/97	5181	216	139	1174	27/11/97	5291	214	128	1180	28/11/97	5401	206	117	1144	28/11/97
4962	190	87	1069	25/11/97	5072	197	90	1318	25/11/97	5182	257	257	1174	27/11/97	5292	232	166	1180	28/11/97	5402	214	136	1144	28/11/97
4963	192	96	1069	25/11/97	5073	197	102	1318	25/11/97	5183	280	287	1174	27/11/97	5293	251	217	1180	28/11/97	5403	219	120	1144	28/11/97
4964	192	80	1069	25/11/97	5074	198	98	1318	25/11/97	5184	338	561	1174	27/11/97	5294	252	221	1180	28/11/97	5404	340	608	1144	28/11/97
4965	198	100	1069	25/11/97	5075	204	110	1318	25/11/97	5185	86	8.1	983	27/11/97	5295	495	2142	1180	28/11/97	5405	96	-	647	28/11/97
4966	200	98	1069	25/11/97	5076	207	111	1318	25/11/97	5186	93	9.8	983	27/11/97	5296	528	2352	1180	28/11/97	5406	98	-	647	28/11/97
4967	200	99	1069	25/11/97	5077	216	136	1318	25/11/97	5187	104	14.4	983	27/11/97	5297	86	7.8	991	28/11/97	5407	107	-	647	28/11/97
4968	201	104	1069	25/11/97	5078	227	154	1318	25/11/97	5188	106	14.4	983	27/11/97	5298	93	11.1	991	28/11/97	5408	112	-	647	28/11/97
4969	203	109	1069	25/11/97	5079	229	154	1318	25/11/97	5189	110	15.9	983	27/11/97	5299	95	10.5	991	28/11/97	5409	112	-	647	28/11/97
4970	203	108	1069	25/11/97	5080	234	147	1318	25/11/97	5190	110	17.4	983	27/11/97	5300	96	10.9	991	28/11/97	5410	113	-	647	28/11/97
4971	205	103	1069	25/11/97	5081	248	203	1318	25/11/97	5191	111	18.2	983	27/11/97	5301	100	12.8	991	28/11/97	5411	117	-	647	28/11/97
4972	205	111	1069	25/11/97	5082	265	253	1318	25/11/97	5192	114	18.7	983	27/11/97	5302	101	12.8	991	28/11/97	5412	120	-	647	28/11/97
4973	206	117	1069	25/11/97	5083	276	263	1318	25/11/97	5193	115	17.6	983	27/11/97	5303	101	13.2	991	28/11/97	5413	187	80	647	28/11/97
4974	215	128	1069	25/11/97	5084	277	290	1318	25/11/97	5194	119	21	983	27/11/97	5304	104	15.2	991	28/11/97	5414	191	88	647	28/11/97
4975	219	119	1069	25/11/97	5085	280	319	1318	25/11/97	5195	122	23.1	983	27/11/97	5305	104	14.6	991	28/11/97	5415	246	186	647	28/11/97
4976	260	241	1069	25/11/97	5086	289	331	1318	25/11/97	5196	130	27.4	983	27/11/97	5306	105	14.4	991	28/11/97	5416	260	262	647	28/11/97
4977	81	6.7	739	25/11/97	5087	294	351	1318	25/11/97	5197	185	77	983	27/11/97	5307	105	16	991	28/11/97	5417	290	356	647	28/11/97
4978	85	7	739	25/11/97	5088	301	421	1318	25/11/97	5198	190	90	983	27/11/97	5308	106	14.3	991	28/11/97	5418	299	378	647	28/11/97
4979	85	7.2	739	25/11/97	5089	340	522	1318	25/11/97	5199	192	87	983	27/11/97	5309	108	16.2	991	28/11/97	5419	325	558	647	28/11/97
4980	85	7.8	739	25/11/97	5090	94	11	1386	25/11/97	5200	195	90	983	27/11/97	5310	110	17.7	991	28/11/97	5420	82	7.7	1449	1/2/97
4981	87	5.6	739	25/11/97	5091	97	11.5	1386	25/11/97	5201	200	110	983	27/11/97	5311	111	17.6	991	28/11/97	5421	85	8.1	1449	1/2/97
4982	88	8.2	739	25/11/97	5092	99	11.8	1386	25/11/97	5202	214	129	983	27/11/97	5312	111	16.4	991	28/11/97	5422	86	8.1	1449	1/2/97
4983	89	8.1	739	25/11/97	5093	101	13.1	1386	25/11/97	5203	215	125	983	27/11/97	5313	113	17.3	991	28/11/97	5423	89	9.3	1449	1/2/97
4984	89	8.5	739	25/11/97	5094	103	14	1386	25/11/97	5204	215	123	983	27/11/97	5314	113	18.2	991	28/11/97	5424	90	9.5	1449	1/2/97
4985	90	8.7	739	25/11/97	5095	103	14.4	1386	25/11/97	5205	240	159	983	27/11/97	5315	113	18.5	991	28/11/97	5425	91	9.8	1449	1/2/97
4986	90	8.9	739	25/11/97	5096	104	13.7	1386	25/11/97	5206	251	214	983	27/11/97	5316	114	18.5	991	28/11/97	5426	92	10.2	1449	1/2/97
4987	91	9.3	739	25/11/97	5097	104	13.8	1386	25/11/97	5207	85	7.6	1182	27/11/97	5317	115	19.9	991	28/11/97	5427	92	10.1	1449	1/2/97
4988	94	9.4	739	25/11/97	5098	105	14.9	1386	25/11/97	5208	95	10.6	1182	27/11/97	5318	116	19.5	991	28/11/97	5428	94	11.6	1449	1/2/97
4989	95	9.8	739	25/11/97	5099	106	15.8	1386	25/11/97	5209	96	11.9	1182	27/11/97	5319	116	20.4	991	28/11/97	5429	95	11.5	1449	1/2/97
4990	95	8.2	739	25/11/97	5100	106	15.2	1386	25/11/97	5210	99	12.7	1182	27/11/97	5320	116	18.9	991	28/11/97	5430	95	11.1	1449	1/2/97
4991	97	11.1	739	25/11/97	5101	107	14.9	1386	25/11/97	5211	99	12	1182	27/11/97	5321	119	21.9	991	28/11/97	5431	95	10.4	1449	1/2/97
4992	97	10	739	25/11/97	5102	107	15.3	1386	25/11/97	5212	100	13	1182	27/11/97	5322	121	21.6	991	28/11/97	5432	96	11	1449	1/2/97
4993	97	11.1	739	25/11/97	5103	108	16.4	1386	25/11/97	5213	103	14.2	1182	27/11/97	5323	123	24.1	991	28/11/97	5433	96	11.5	1449	1/2/97
4994	97	10.3	739	25/11/97	5104	109	16.8	1386	25/11/97	5214	103	18.2	1182	27/11/97	5324	124	24.9	991	28/11/97	5434	97	11.9	1449	1/2/97
4995	97	10.4	739	25/11/97	5105	109	15.8	1386	25/11/97	5215	105	15.2	1182	27/11/97	5325	141	36.2	991	28/11/97	5435	97	13.7	1449	1/2/97
4996	97	8	739	25/11/97	5106	109	15.5	1386	25/11/97	5216	106	16	1182	27/11/97	5326	166	66.4	991	28/11/97	5436	98	12.6	1449	1/2/97
4997	98	11.1	739	25/11/97	5107	111	17.8	1386	25/11/97	5217	106	15.7	1182	27/11/97	5327	179	69	991	28/11/97	5437	99	11.8	1449	1/2/97
4998	99	11.2	739	25/11/97	5108	111	16.7	1386	25/11/97	5218	107	15.4	1182	27/11/97	5328	195	96	991	28/11/97	5438	99	12.8	1449	1/2/97
4999	99	11.5	739	25/11/97	5109	111	17.3	1386	25/11/97	5219	108	15.6	1182	27/11/97	5329	196	93	991	28/11/97	5439	100	13	1449	1/2/97
5000	99	11.4	739	25/11/97	5110	112	17.1	1386	25/11/97	5220	108	16.2	1182	27/11/97	5330	201	103	991	28/11/97	5440	100	13	1449	1/2/97
5001	99	11.																						

5499	178	70	1449	1/12/97	5609	188	78	1534	1/12/97	5719	280	332	1249	1/12/97	5829	139	31.3	959	2/12/97	5939	180	74	1497	2/12/97
5500	186	78	1449	1/12/97	5610	189	82	1534	1/12/97	5720	290	341	1249	1/12/97	5830	139	33.2	959	2/12/97	5940	187	91	1497	2/12/97
5501	192	88	1449	1/12/97	5611	190	87	1534	1/12/97	5721	299	372	1249	1/12/97	5831	141	34.8	959	2/12/97	5941	190	80	1497	2/12/97
5502	195	91	1449	1/12/97	5612	193	87	1534	1/12/97	5722	348	616	1249	1/12/97	5832	195	93	959	2/12/97	5942	205	120	1497	2/12/97
5503	198	92	1449	1/12/97	5613	193	86	1534	1/12/97	5723	88	8.7	913	1/12/97	5833	199	102	959	2/12/97	5943	209	124	1497	2/12/97
5504	204	104	1449	1/12/97	5614	194	89	1534	1/12/97	5724	92	9.8	913	1/12/97	5834	209	116	959	2/12/97	5944	284	293	1497	2/12/97
5505	208	104	1449	1/12/97	5615	204	111	1534	1/12/97	5725	96	12.3	913	1/12/97	5835	209	107	959	2/12/97	5945	320	476	1497	2/12/97
5506	210	117	1449	1/12/97	5616	220	132	1534	1/12/97	5726	97	11.6	913	1/12/97	5836	211	108	959	2/12/97	5946	570	3362	1497	2/12/97
5507	211	119	1449	1/12/97	5617	252	208	1534	1/12/97	5727	98	11.2	913	1/12/97	5837	211	114	959	2/12/97	5947	83	8	882	4/12/97
5508	214	122	1449	1/12/97	5618	267	269	1534	1/12/97	5728	100	12.6	913	1/12/97	5838	216	123	959	2/12/97	5948	85	8	882	4/12/97
5509	219	129	1449	1/12/97	5619	270	267	1534	1/12/97	5729	100	11.1	913	1/12/97	5839	224	156	959	2/12/97	5949	85	7.3	882	4/12/97
5510	220	140	1449	1/12/97	5620	274	282	1534	1/12/97	5730	100	12.7	913	1/12/97	5840	249	180	959	2/12/97	5950	87	8.2	882	4/12/97
5511	222	137	1449	1/12/97	5621	284	327	1534	1/12/97	5731	102	12.8	913	1/12/97	5841	251	212	959	2/12/97	5951	92	9.5	882	4/12/97
5512	226	146	1449	1/12/97	5622	391	914	1534	1/12/97	5732	102	12.8	913	1/12/97	5842	256	229	959	2/12/97	5952	93	9.6	882	4/12/97
5513	251	216	1449	1/12/97	5623	392	984	1534	1/12/97	5733	103	13.9	913	1/12/97	5843	296	390	959	2/12/97	5953	93	9.7	882	4/12/97
5514	255	221	1449	1/12/97	5624	78	6.7	1249	1/12/97	5734	103	14.2	913	1/12/97	5844	299	346	959	2/12/97	5954	95	10.5	882	4/12/97
5515	261	231	1449	1/12/97	5625	84	7.8	1249	1/12/97	5735	103	13.3	913	1/12/97	5845	435	1341	959	2/12/97	5955	100	11.9	882	4/12/97
5516	262	235	1449	1/12/97	5626	88	8.3	1249	1/12/97	5736	105	14.8	913	1/12/97	5846	90	8.5	1248	2/12/97	5956	100	12.7	882	4/12/97
5517	78	5.7	1534	1/12/97	5627	89	9.5	1249	1/12/97	5737	105	15.7	913	1/12/97	5847	90	8.9	1248	2/12/97	5957	102	13.5	882	4/12/97
5518	81	6.6	1534	1/12/97	5628	90	9.3	1249	1/12/97	5738	106	14.6	913	1/12/97	5848	93	10	1248	2/12/97	5958	102	12.5	882	4/12/97
5519	82	6.6	1534	1/12/97	5629	90	9.8	1249	1/12/97	5739	106	14.9	913	1/12/97	5849	95	10.1	1248	2/12/97	5959	102	12.9	882	4/12/97
5520	83	7.5	1534	1/12/97	5630	94	10.9	1249	1/12/97	5740	107	15.5	913	1/12/97	5850	97	10.8	1248	2/12/97	5960	103	13.2	882	4/12/97
5521	84	7.3	1534	1/12/97	5631	94	11	1249	1/12/97	5741	107	15.1	913	1/12/97	5851	97	11.1	1248	2/12/97	5961	104	13.8	882	4/12/97
5522	85	7.6	1534	1/12/97	5632	94	9.2	1249	1/12/97	5742	108	-	913	1/12/97	5852	98	11.3	1248	2/12/97	5962	106	14.3	882	4/12/97
5523	86	7.8	1534	1/12/97	5633	95	11.3	1249	1/12/97	5743	108	15.8	913	1/12/97	5853	99	12.2	1248	2/12/97	5963	108	15.3	882	4/12/97
5524	86	7.7	1534	1/12/97	5634	95	11.3	1249	1/12/97	5744	109	16.3	913	1/12/97	5854	101	12.2	1248	2/12/97	5964	108	17.1	882	4/12/97
5525	86	7.5	1534	1/12/97	5635	96	11.7	1249	1/12/97	5745	109	16.6	913	1/12/97	5855	101	12.7	1248	2/12/97	5965	108	15.7	882	4/12/97
5526	88	7.9	1534	1/12/97	5636	97	12.5	1249	1/12/97	5746	109	16.8	913	1/12/97	5856	103	12.9	1248	2/12/97	5966	109	15.9	882	4/12/97
5527	88	8.3	1534	1/12/97	5637	97	12.2	1249	1/12/97	5747	110	15.5	913	1/12/97	5857	104	13.6	1248	2/12/97	5967	109	15.6	882	4/12/97
5528	88	8	1534	1/12/97	5638	97	11.8	1249	1/12/97	5748	110	17.4	913	1/12/97	5858	105	14.1	1248	2/12/97	5968	109	16.1	882	4/12/97
5529	89	8.5	1534	1/12/97	5639	97	11.5	1249	1/12/97	5749	111	17.4	913	1/12/97	5859	105	16	1248	2/12/97	5969	110	16.5	882	4/12/97
5530	89	8.9	1534	1/12/97	5640	97	10.9	1249	1/12/97	5750	112	17.8	913	1/12/97	5860	105	13.5	1248	2/12/97	5970	111	17.1	882	4/12/97
5531	89	7.3	1534	1/12/97	5641	97	13.8	1249	1/12/97	5751	112	16.6	913	1/12/97	5861	108	14.3	1248	2/12/97	5971	112	16.6	882	4/12/97
5532	89	9	1534	1/12/97	5642	97	12	1249	1/12/97	5752	112	19.8	913	1/12/97	5862	108	15.3	1248	2/12/97	5972	114	19	882	4/12/97
5533	90	9.3	1534	1/12/97	5643	98	12.4	1249	1/12/97	5753	113	18.3	913	1/12/97	5863	110	16.7	1248	2/12/97	5973	116	20.9	882	4/12/97
5534	90	8.7	1534	1/12/97	5644	98	12.3	1249	1/12/97	5754	115	18.9	913	1/12/97	5864	110	15.9	1248	2/12/97	5974	116	19.8	882	4/12/97
5535	91	9.8	1534	1/12/97	5645	98	11.7	1249	1/12/97	5755	115	19	913	1/12/97	5865	111	15.7	1248	2/12/97	5975	133	30.2	882	4/12/97
5536	91	9.4	1534	1/12/97	5646	98	11.9	1249	1/12/97	5756	115	18.2	913	1/12/97	5866	111	16.6	1248	2/12/97	5976	167	54.7	882	4/12/97
5537	92	9.3	1534	1/12/97	5647	98	11.9	1249	1/12/97	5757	115	17.5	913	1/12/97	5867	111	16.6	1248	2/12/97	5977	168	58	882	4/12/97
5538	92	10.4	1534	1/12/97	5648	100	13.1	1249	1/12/97	5758	117	20.8	913	1/12/97	5868	111	16.6	1248	2/12/97	5978	175	67	882	4/12/97
5539	92	9.5	1534	1/12/97	5649	100	13.4	1249	1/12/97	5759	117	20.2	913	1/12/97	5869	112	17.3	1248	2/12/97	5979	182	77	882	4/12/97
5540	93	9.7	1534	1/12/97	5650	100	13.6	1249	1/12/97	5760	118	21.9	913	1/12/97	5870	112	17.8	1248	2/12/97	5980	188	79	882	4/12/97
5541	93	9.6	1534	1/12/97	5651	100	13.4	1249	1/12/97	5761	120	21.9	913	1/12/97	5871	113	18.2	1248	2/12/97	5981	189	85	882	4/12/97
5542	93	10.5	1534	1/12/97	5652	100	12.8	1249	1/12/97	5762	122	20.5	913	1/12/97	5872	113	19.2	1248	2/12/97	5982	191	87	882	4/12/97
5543	94	10.2	1534	1/12/97	5653	100	12.6	1249	1/12/97	5763	122	24.7	913	1/12/97	5873	113	18.7	1248	2/12/97	5983	202	104	882	4/12/97
5544	94	10.3	1534	1/12/97	5654	102	12.9	1249	1/12/97	5764	126	25.8	913	1/12/97	5874	114	17.9	1248	2/12/97	5984	208	139	882	4/12/97
5545	95	10.5	1534	1/12/97	5655	102	14.3	1249	1/12/97	5765	128	25.5	913	1/12/97	5875	117	20.1	1248	2/12/97	5985	269	262	882	4/12/97
5546	95	9.9	1534	1/12/97	5656	103	14.3	1249	1/12/97	5766	174	64	913	1/12/97	5876	122	22.7	1248	2/12/97	5986	91	9.8	1005	4/12/97
5547	95	10.7	1534	1/12/97	5657	103	13.4	1249	1/12/97	5767	175	66	913	1/12/97	5877	123	22.5	1248	2/12/97	5987	91	9.3	1005	4/12/97
5548	95	10.5	1534	1/12/97	5658	104	13.9	1249	1/12/97	5768	176	69	913	1/12/97	5878	124	22.4	1248	2/12/97	5988	95	11.1	1005	4/12/97
5549	95	10.7	1534	1/12/97	5659	104	13.7	1249	1/12/97	5769	182	80	913	1/12/97	5879	125	24	1248	2/12/97	5989	98	12.4	1005	4/12/97
5550	96	10.1	1534	1/12/97	5660	104	14.7	1249	1/12/97	5770	183	77	913	1/12/97	5880	125	29.8	1248	2/12/97	5990	99	12	1005	4/12/97
5551	96	10.6	1534	1/12/97	5661	105	14.8	1249	1/12/97	5771	192	77	913	1/12/97	5881	126	23.8	1248	2/12/97	5991	99	12.7	1005	4/12/97
5552	97	11.7	1534	1/12/97																				

6049	111	16.8	1106	4/12/97	6159	137	33.5	1143	9/12/97	6269	106	14.6	1716	2/2/98	6379	100	12.9	890	2/2/98	6489	125	23.6	832	4/2/98
6050	111	18.2	1106	4/12/97	6160	138	34.9	1143	9/12/97	6270	106	15	1716	2/2/98	6380	100	12.1	890	2/2/98	6490	130	26.3	832	4/2/98
6051	115	19	1106	4/12/97	6161	140	35.8	1143	9/12/97	6271	107	15.2	1716	2/2/98	6381	100	12.8	890	2/2/98	6491	143	35	832	4/2/98
6052	116	20.1	1106	4/12/97	6162	141	37.4	1143	9/12/97	6272	107	14.6	1716	2/2/98	6382	101	13.2	890	2/2/98	6492	182	78	832	4/2/98
6053	117	20.3	1106	4/12/97	6163	143	37.8	1143	9/12/97	6273	108	16.5	1716	2/2/98	6383	102	14	890	2/2/98	6493	190	81	832	4/2/98
6054	119	20.8	1106	4/12/97	6164	146	45	1143	9/12/97	6274	111	16.9	1716	2/2/98	6384	103	13.9	890	2/2/98	6494	248	210	832	4/2/98
6055	126	24.7	1106	4/12/97	6165	147	33.6	1143	9/12/97	6275	112	16.6	1716	2/2/98	6385	104	14.6	890	2/2/98	6495	270	278	832	4/2/98
6056	192	89	1106	4/12/97	6166	148	41.4	1143	9/12/97	6276	112	17.6	1716	2/2/98	6386	106	15.9	890	2/2/98	6496	97	11.7	949	4/2/98
6057	196	94	1106	4/12/97	6167	157	52	1143	9/12/97	6277	115	20.1	1716	2/2/98	6387	108	17.3	890	2/2/98	6497	100	12.4	949	4/2/98
6058	198	101	1106	4/12/97	6168	165	59	1143	9/12/97	6278	116	19.1	1716	2/2/98	6388	109	15.3	890	2/2/98	6498	101	13.2	949	4/2/98
6059	302	398	1106	4/12/97	6169	171	62	1143	9/12/97	6279	117	19.4	1716	2/2/98	6389	110	17.2	890	2/2/98	6499	101	13.6	949	4/2/98
6060	358	678	1106	4/12/97	6170	174	63	1143	9/12/97	6280	119	19.3	1716	2/2/98	6390	110	16.2	890	2/2/98	6500	102	12.7	949	4/2/98
6061	100	12	1406	9/12/97	6171	174	64	1143	9/12/97	6281	143	38.4	1716	2/2/98	6391	113	17.7	890	2/2/98	6501	102	13.8	949	4/2/98
6062	102	17.5	1406	9/12/97	6172	180	73	1143	9/12/97	6282	178	63	1716	2/2/98	6392	114	16.9	890	2/2/98	6502	102	13.8	949	4/2/98
6063	104	14.7	1406	9/12/97	6173	183	75	1143	9/12/97	6283	178	63.7	1716	2/2/98	6393	115	18.8	890	2/2/98	6503	104	13.9	949	4/2/98
6064	109	16.2	1406	9/12/97	6174	185	79	1143	9/12/97	6284	185	78	1716	2/2/98	6394	118	20.4	890	2/2/98	6504	105	14.9	949	4/2/98
6065	112	17.8	1406	9/12/97	6175	185	76	1143	9/12/97	6285	188	76	1716	2/2/98	6395	118	21.3	890	2/2/98	6505	106	14	949	4/2/98
6066	113	17.4	1406	9/12/97	6176	186	76	1143	9/12/97	6286	190	87	1716	2/2/98	6396	118	21	890	2/2/98	6506	108	15.9	949	4/2/98
6067	114	17.9	1406	9/12/97	6177	186	78	1143	9/12/97	6287	193	97	1716	2/2/98	6397	121	22.5	890	2/2/98	6507	109	17.5	949	4/2/98
6068	114	19.5	1406	9/12/97	6178	186	80	1143	9/12/97	6288	195	98	1716	2/2/98	6398	122	23	890	2/2/98	6508	109	16.6	949	4/2/98
6069	116	18.9	1406	9/12/97	6179	187	83	1143	9/12/97	6289	205	107	1716	2/2/98	6399	135	35.4	890	2/2/98	6509	110	18.5	949	4/2/98
6070	118	20.2	1406	9/12/97	6180	188	75	1143	9/12/97	6290	215	118	1716	2/2/98	6400	188	83	890	2/2/98	6510	110	16.7	949	4/2/98
6071	120	21.1	1406	9/12/97	6181	190	85	1143	9/12/97	6291	215	128	1716	2/2/98	6401	193	87	890	2/2/98	6511	110	16.2	949	4/2/98
6072	120	22	1406	9/12/97	6182	190	82	1143	9/12/97	6292	238	162	1716	2/2/98	6402	196	93	890	2/2/98	6512	110	17.8	949	4/2/98
6073	122	21.5	1406	9/12/97	6183	190	82	1143	9/12/97	6293	261	219	1716	2/2/98	6403	197	91	890	2/2/98	6513	111	16.6	949	4/2/98
6074	123	-	1406	9/12/97	6184	191	84	1143	9/12/97	6294	276	274	1716	2/2/98	6404	200	100	890	2/2/98	6514	112	18.5	949	4/2/98
6075	123	23.7	1406	9/12/97	6185	191	84	1143	9/12/97	6295	282	324	1716	2/2/98	6405	214	139	890	2/2/98	6515	112	18.5	949	4/2/98
6076	124	24	1406	9/12/97	6186	192	85	1143	9/12/97	6296	287	294	1716	2/2/98	6406	225	140	890	2/2/98	6516	112	17	949	4/2/98
6077	125	24.3	1406	9/12/97	6187	192	94	1143	9/12/97	6297	92	9.7	1144	2/2/98	6407	228	145	890	2/2/98	6517	113	17.4	949	4/2/98
6078	126	25.3	1406	9/12/97	6188	193	87	1143	9/12/97	6298	95	10.4	797	2/2/98	6408	310	423	890	2/2/98	6518	114	19.7	949	4/2/98
6079	129	28	1406	9/12/97	6189	195	89	1143	9/12/97	6299	95	10.9	1144	2/2/98	6409	99	12.3	435	2/2/98	6519	115	20.3	949	4/2/98
6080	129	22.9	1406	9/12/97	6190	195	93	1143	9/12/97	6300	96	10	1144	2/2/98	6410	100	12.2	435	2/2/98	6520	115	19.4	949	4/2/98
6081	129	26.5	1406	9/12/97	6191	196	87	1143	9/12/97	6301	96	11.3	797	2/2/98	6411	105	14.9	435	2/2/98	6521	115	19	949	4/2/98
6082	130	29	1406	9/12/97	6192	197	95	1143	9/12/97	6302	97	10.9	1144	2/2/98	6412	106	15.3	435	2/2/98	6522	115	18.8	949	4/2/98
6083	130	27.3	1406	9/12/97	6193	197	99	1143	9/12/97	6303	97	11.3	1144	2/2/98	6413	106	15.1	435	2/2/98	6523	116	17.9	949	4/2/98
6084	132	29	1406	9/12/97	6194	198	102	1143	9/12/97	6304	97	11.8	1144	2/2/98	6414	108	16.3	435	2/2/98	6524	116	20.8	949	4/2/98
6085	135	30.6	1406	9/12/97	6195	201	123	1143	9/12/97	6305	97	11.1	797	2/2/98	6415	109	15.2	435	2/2/98	6525	117	20.1	949	4/2/98
6086	136	32	1406	9/12/97	6196	203	101	1143	9/12/97	6306	98	11.4	797	2/2/98	6416	111	18.1	435	2/2/98	6526	119	19.7	949	4/2/98
6087	136	30.7	1406	9/12/97	6197	203	106	1143	9/12/97	6307	99	11	1144	2/2/98	6417	112	18.1	435	2/2/98	6527	120	21.4	949	4/2/98
6088	137	31.2	1406	9/12/97	6198	203	121	1143	9/12/97	6308	99	11.5	1144	2/2/98	6418	113	18.7	435	2/2/98	6528	120	21.7	949	4/2/98
6089	138	34	1406	9/12/97	6199	207	108	1143	9/12/97	6309	99	12.2	797	2/2/98	6419	113	18.1	435	2/2/98	6529	120	23.2	949	4/2/98
6090	138	34.2	1406	9/12/97	6200	220	119	1143	9/12/97	6310	100	11.8	1144	2/2/98	6420	113	18.2	435	2/2/98	6530	121	22.6	949	4/2/98
6091	139	32.4	1406	9/12/97	6201	224	146	1143	9/12/97	6311	100	11.6	797	2/2/98	6421	116	14.3	435	2/2/98	6531	124	21	949	4/2/98
6092	141	36.2	1406	9/12/97	6202	231	158	1143	9/12/97	6312	100	13.1	797	2/2/98	6422	118	21.3	435	2/2/98	6532	124	24.1	949	4/2/98
6093	144	38.9	1406	9/12/97	6203	241	174	1143	9/12/97	6313	101	12.7	1144	2/2/98	6423	125	26.1	435	2/2/98	6533	124	21.9	949	4/2/98
6094	144	37.5	1406	9/12/97	6204	87	8.7	1716	2/2/98	6314	101	12.7	1144	2/2/98	6424	132	30.1	435	2/2/98	6534	125	25.3	949	4/2/98
6095	145	38	1406	9/12/97	6205	90	8.8	1716	2/2/98	6315	101	13.3	1144	2/2/98	6425	180	77.4	435	2/2/98	6535	128	26.5	949	4/2/98
6096	148	40	1406	9/12/97	6206	90	8.8	1716	2/2/98	6316	101	13.2	1144	2/2/98	6426	202	101	435	2/2/98	6536	129	27.2	949	4/2/98
6097	150	43	1406	9/12/97	6207	90	8.6	1716	2/2/98	6317	101	12.5	1144	2/2/98	6427	206	109	435	2/2/98	6537	176	64.9	949	4/2/98
6098	158	51	1406	9/12/97	6208	91	9.2	1716	2/2/98	6318	101	12.6	797	2/2/98	6428	231	161	435	2/2/98	6538	179	69	949	4/2/98
6099	170	70	1406	9/12/97	6209	91	9.4	1716	2/2/98	6319	101	12.4	797	2/2/98	6429	488	1962	435	2/2/98	6539	181	72	949	4/2/98
6100	176	63	1406	9/12/97	6210	91	9.2	1716	2/2/98	6320	102	12.6	1144	2/2/98	6430	83	7.2	738	4/2/98	6540	187	79.8	949	4/2/98
6101	180	74	1406	9/12/97	6211	91	9.6	1716	2/2/98	6321	102	12.3	1144	2/2/98	6431	88	8.7	738	4/2/98	6541	188	86	949	4/2/98
6102	181	72	1406	9/12/97	6212	91	9.4	1716	2/2/98	6322	102	12.6	1144											

6599	114	18.3	1336	4/2/98	6709	100	11.8	801	6/2/98	6819	112	16.5	1389	6/2/98	6929	272	257	1494	9/2/98	7039	100	14.2	2530	9/2/98
6600	115	19.6	1336	4/2/98	6710	100	12.3	801	6/2/98	6820	112	17.5	1389	6/2/98	6930	278	311	1494	9/2/98	7040	100	12.7	2530	9/2/98
6601	115	19.1	1336	4/2/98	6711	101	11.6	801	6/2/98	6821	113	18.4	1389	6/2/98	6931	309	418	1494	9/2/98	7041	101	12.9	2530	9/2/98
6602	116	19.2	1336	4/2/98	6712	101	11.8	801	6/2/98	6822	116	19.7	1389	6/2/98	6932	428	1383	1494	9/2/98	7042	102	17.1	2530	9/2/98
6603	121	23.7	1336	4/2/98	6713	103	12.8	801	6/2/98	6823	116	18	1389	6/2/98	6933	84	7.6	1627	9/2/98	7043	102	13.4	2530	9/2/98
6604	121	22.9	1336	4/2/98	6714	103	13.3	801	6/2/98	6824	118	20.3	1389	6/2/98	6934	84	6.8	1627	9/2/98	7044	103	14	2530	9/2/98
6605	122	22.9	1336	4/2/98	6715	104	13.5	801	6/2/98	6825	120	22.9	1389	6/2/98	6935	95	10.6	1627	9/2/98	7045	103	14	2530	9/2/98
6606	124	24.4	1336	4/2/98	6716	104	13.4	801	6/2/98	6826	121	22.2	1389	6/2/98	6936	97	11	1627	9/2/98	7046	103	14.1	2530	9/2/98
6607	125	25.1	1336	4/2/98	6717	107	14.5	801	6/2/98	6827	123	24	1389	6/2/98	6937	97	11.4	1627	9/2/98	7047	103	14	2530	9/2/98
6608	127	25.1	1336	4/2/98	6718	111	17.2	801	6/2/98	6828	124	24.8	1389	6/2/98	6938	97	11.1	1627	9/2/98	7048	104	13.9	2530	9/2/98
6609	128	27.5	1336	4/2/98	6719	117	14.4	801	6/2/98	6829	124	25.4	1389	6/2/98	6939	99	12.9	1627	9/2/98	7049	105	14.2	2530	9/2/98
6610	131	24.4	1336	4/2/98	6720	219	147	801	6/2/98	6830	133	32.8	1389	6/2/98	6940	101	12	1627	9/2/98	7050	105	14.8	2530	9/2/98
6611	132	26.4	1336	4/2/98	6721	230	160	801	6/2/98	6831	170	63	1389	6/2/98	6941	103	19.9	1627	9/2/98	7051	105	15.5	2530	9/2/98
6612	132	28.9	1336	4/2/98	6722	283	309	801	6/2/98	6832	180	72	1389	6/2/98	6942	106	14.7	1627	9/2/98	7052	105	15.5	2530	9/2/98
6613	134	30	1336	4/2/98	6723	348	633	801	6/2/98	6833	192	94	1389	6/2/98	6943	107	14.1	1627	9/2/98	7053	106	15.4	2530	9/2/98
6614	137	32.7	1336	4/2/98	6724	83	6.9	1027	6/2/98	6834	202	105	1389	6/2/98	6944	107	15.8	1627	9/2/98	7054	107	15	2530	9/2/98
6615	137	30	1336	4/2/98	6725	85	7.3	1027	6/2/98	6835	205	103	1389	6/2/98	6945	107	15.5	1627	9/2/98	7055	107	14.9	2530	9/2/98
6616	139	31.4	1336	4/2/98	6726	85	7.7	1027	6/2/98	6836	207	124	1389	6/2/98	6946	107	14.9	1627	9/2/98	7056	107	15.4	2530	9/2/98
6617	182	75	1336	4/2/98	6727	85	7.2	1027	6/2/98	6837	232	170	1389	6/2/98	6947	108	14.9	1627	9/2/98	7057	108	15.7	2530	9/2/98
6618	190	70	1336	4/2/98	6728	87	7.7	1027	6/2/98	6838	268	276	1389	6/2/98	6948	110	16.6	1627	9/2/98	7058	108	15.7	2530	9/2/98
6619	193	78	1336	4/2/98	6729	88	8.3	1027	6/2/98	6839	107	16	1035	6/2/98	6949	110	17.2	1627	9/2/98	7059	108	15.1	2530	9/2/98
6620	202	94	1336	4/2/98	6730	89	7.2	1027	6/2/98	6840	111	18.6	1035	6/2/98	6950	111	16.6	1627	9/2/98	7060	109	16.8	2530	9/2/98
6621	209	120	1336	4/2/98	6731	89	8.2	1027	6/2/98	6841	112	18.2	1035	6/2/98	6951	114	18.6	1627	9/2/98	7061	110	16	2530	9/2/98
6622	226	139	1336	4/2/98	6732	91	9.8	1027	6/2/98	6842	118	22.8	1035	6/2/98	6952	114	18.1	1627	9/2/98	7062	112	17.4	2530	9/2/98
6623	253	220	1336	4/2/98	6733	92	9.5	1027	6/2/98	6843	120	23.2	1035	6/2/98	6953	114	17.9	1627	9/2/98	7063	112	18.2	2530	9/2/98
6624	260	205	1336	4/2/98	6734	98	11.3	1027	6/2/98	6844	124	22.6	1035	6/2/98	6954	115	19.9	1627	9/2/98	7064	112	18.4	2530	9/2/98
6625	81	-	1336	4/2/98	6735	99	11.6	1027	6/2/98	6845	126	26.4	1035	6/2/98	6955	115	19.4	1627	9/2/98	7065	113	17.8	2530	9/2/98
6626	82	-	1336	4/2/98	6736	99	11.5	1027	6/2/98	6846	130	26.7	1035	6/2/98	6956	116	19.9	1627	9/2/98	7066	114	20.5	2530	9/2/98
6627	83	-	1336	4/2/98	6737	100	11.9	1027	6/2/98	6847	135	32.9	1035	6/2/98	6957	118	20.4	1627	9/2/98	7067	117	20.6	2530	9/2/98
6628	83	-	1336	4/2/98	6738	100	12.8	1027	6/2/98	6848	190	89	1035	6/2/98	6958	122	22.2	1627	9/2/98	7068	119	21.6	2530	9/2/98
6629	86	-	1336	4/2/98	6739	101	12.2	1027	6/2/98	6849	197	110	1035	6/2/98	6959	125	24.7	1627	9/2/98	7069	120	21	2530	9/2/98
6630	87	-	1336	4/2/98	6740	102	13.3	1027	6/2/98	6850	219	137	1035	6/2/98	6960	125	24.7	1627	9/2/98	7070	134	32.3	2530	9/2/98
6631	88	-	1336	4/2/98	6741	104	13.3	1027	6/2/98	6851	273	297	1035	6/2/98	6961	128	26.4	1627	9/2/98	7071	142	34.2	2530	9/2/98
6632	90	-	1336	4/2/98	6742	104	12.8	1027	6/2/98	6852	92	8.4	1414	6/2/98	6962	130	30.4	1627	9/2/98	7072	145	40.5	2530	9/2/98
6633	90	-	1336	4/2/98	6743	104	13.6	1027	6/2/98	6853	95	9.5	1414	6/2/98	6963	133	31.8	1627	9/2/98	7073	174	63.8	2530	9/2/98
6634	91	-	1336	4/2/98	6744	105	14.4	1027	6/2/98	6854	95	10.1	1414	6/2/98	6964	133	28.9	1627	9/2/98	7074	174	65.1	2530	9/2/98
6635	91	-	1336	4/2/98	6745	105	14	1027	6/2/98	6855	95	10.9	1414	6/2/98	6965	135	31.5	1627	9/2/98	7075	179	73	2530	9/2/98
6636	92	-	1336	4/2/98	6746	106	19.3	1027	6/2/98	6856	96	10.7	1414	6/2/98	6966	138	32.8	1627	9/2/98	7076	181	76.7	2530	9/2/98
6637	92	-	1336	4/2/98	6747	107	16.7	1027	6/2/98	6857	98	11.2	1414	6/2/98	6967	199	104	1627	9/2/98	7077	185	72	2530	9/2/98
6638	92	-	1336	4/2/98	6748	109	15.9	1027	6/2/98	6858	99	11.6	1414	6/2/98	6968	206	112	1627	9/2/98	7078	185	81	2530	9/2/98
6639	92	-	1336	4/2/98	6749	109	15.6	1027	6/2/98	6859	99	11.3	1414	6/2/98	6969	223	140	1627	9/2/98	7079	187	82	2530	9/2/98
6640	92	-	1336	4/2/98	6750	110	16.1	1027	6/2/98	6860	99	12	1414	6/2/98	6970	319	464	1627	9/2/98	7080	187	72	2530	9/2/98
6641	92	-	1336	4/2/98	6751	112	17.4	1027	6/2/98	6861	99	12	1414	6/2/98	6971	362	742	1627	9/2/98	7081	187	79	2530	9/2/98
6642	93	-	1336	4/2/98	6752	113	17.9	1027	6/2/98	6862	100	10.7	1414	6/2/98	6972	508	2370	1627	9/2/98	7082	188	78.6	2530	9/2/98
6643	94	-	1336	4/2/98	6753	113	18.4	1027	6/2/98	6863	100	11.5	1414	6/2/98	6973	98	-	1505	9/2/98	7083	189	85	2530	9/2/98
6644	94	-	1336	4/2/98	6754	113	17.7	1027	6/2/98	6864	100	12	1414	6/2/98	6974	102	-	1505	9/2/98	7084	189	84	2530	9/2/98
6645	94	-	1336	4/2/98	6755	115	17.5	1027	6/2/98	6865	100	12.1	1414	6/2/98	6975	104	-	1505	9/2/98	7085	190	85	2530	9/2/98
6646	94	-	1336	4/2/98	6756	117	18.4	1027	6/2/98	6866	100	12.3	1414	6/2/98	6976	106	-	1505	9/2/98	7086	190	85	2530	9/2/98
6647	96	-	1336	4/2/98	6757	118	21.5	1027	6/2/98	6867	102	12.5	1414	6/2/98	6977	107	-	1505	9/2/98	7087	191	82	2530	9/2/98
6648	96	-	1336	4/2/98	6758	129	25	1027	6/2/98	6868	102	12	1414	6/2/98	6978	108	-	1505	9/2/98	7088	191	77.5	2530	9/2/98
6649	97	-	1336	4/2/98	6759	140	32.9	1027	6/2/98	6869	102	13.2	1414	6/2/98	6979	109	-	1505	9/2/98	7089	195	93	2530	9/2/98
6650	99	-	1336	4/2/98	6760	192	89	1027	6/2/98	6870	102	12.3	1414	6/2/98	6980	109	-	1505	9/2/98	7090	195	88	2530	9/2/98
6651	99	-	1336	4/2/98	6761	205	121	1027	6/2/98	6871	103	12.2	1414	6/2/98	6981	115	-	1505	9/2/98	7091	197	96	2530	9/2/98
6652	99	-	1336	4/2/98	6762	256	225	1027	6/2/98	6872	103	12.8	1414	6/2/98	6982	115	-	1505	9/2/98	7092	197	92	2530	9/2/98
6653	100	-	1336	4/2/98	6763	82	7.2																	

7149	112	18.2	1075	10/2/98	7259	109	16.4	1391	10/2/98	7369	98	11.8	1783	13/2/98	7479	125	24.3	1760	13/2/98	7589	109	16.8	1606	16/2/98
7150	112	17.7	1075	10/2/98	7260	110	17.7	1391	10/2/98	7370	98	11.5	1783	13/2/98	7480	129	28.1	1760	13/2/98	7590	109	15.7	1606	16/2/98
7151	114	19.3	1075	10/2/98	7261	112	18.8	1391	10/2/98	7371	99	12.2	1783	13/2/98	7481	186	84	1760	13/2/98	7591	109	17.3	1606	16/2/98
7152	114	18.5	1075	10/2/98	7262	112	18.1	1391	10/2/98	7372	100	12.4	1783	13/2/98	7482	187	79	1760	13/2/98	7592	110	16.7	1606	16/2/98
7153	116	20.4	1075	10/2/98	7263	113	19.2	1391	10/2/98	7373	100	11.4	1783	13/2/98	7483	200	113	1760	13/2/98	7593	110	16.3	1606	16/2/98
7154	117	21	1075	10/2/98	7264	115	18.8	1391	10/2/98	7374	101	13	1783	13/2/98	7484	207	110	1760	13/2/98	7594	111	16.1	1606	16/2/98
7155	123	24.8	1075	10/2/98	7265	115	19.6	1391	10/2/98	7375	104	13.3	1783	13/2/98	7485	262	239	1760	13/2/98	7595	112	17.6	1606	16/2/98
7156	123	25.2	1075	10/2/98	7266	115	20.9	1391	10/2/98	7376	105	14.5	1783	13/2/98	7486	277	339	1760	13/2/98	7596	112	16.9	1606	16/2/98
7157	130	27.3	1075	10/2/98	7267	116	20.7	1391	10/2/98	7377	105	14.5	1783	13/2/98	7487	371	715	1760	13/2/98	7597	112	18.5	1606	16/2/98
7158	137	35.2	1075	10/2/98	7268	117	20.3	1391	10/2/98	7378	105	15.9	1783	13/2/98	7488	430	1367	1760	13/2/98	7598	112	16.3	1606	16/2/98
7159	91	10.1	974	10/2/98	7269	118	22	1391	10/2/98	7379	105	14.2	1783	13/2/98	7489	97	-	1297	13/2/98	7599	114	17.6	1606	16/2/98
7160	96	11.5	974	10/2/98	7270	118	20.7	1391	10/2/98	7380	105	13.3	1783	13/2/98	7490	100	-	1297	13/2/98	7600	115	18.1	1606	16/2/98
7161	96	11.8	974	10/2/98	7271	119	22.5	1391	10/2/98	7381	106	14.9	1783	13/2/98	7491	100	-	1297	13/2/98	7601	115	18.3	1606	16/2/98
7162	98	11.6	974	10/2/98	7272	121	22.9	1391	10/2/98	7382	108	15.3	1783	13/2/98	7492	103	-	1297	13/2/98	7602	115	20.3	1606	16/2/98
7163	98	11.7	974	10/2/98	7273	121	23.8	1391	10/2/98	7383	109	15.3	1783	13/2/98	7493	105	-	1297	13/2/98	7603	115	18.2	1606	16/2/98
7164	99	12.1	974	10/2/98	7274	121	22.4	1391	10/2/98	7384	110	15.5	1783	13/2/98	7494	105	-	1297	13/2/98	7604	116	19.6	1606	16/2/98
7165	99	13.3	974	10/2/98	7275	125	26.2	1391	10/2/98	7385	111	17.5	1783	13/2/98	7495	106	-	1297	13/2/98	7605	116	18.4	1606	16/2/98
7166	100	13.8	974	10/2/98	7276	126	28.3	1391	10/2/98	7386	112	17.2	1783	13/2/98	7496	106	-	1297	13/2/98	7606	116	19.4	1606	16/2/98
7167	105	13.8	974	10/2/98	7277	128	26.8	1391	10/2/98	7387	112	18.7	1783	13/2/98	7497	107	-	1297	13/2/98	7607	116	18.7	1606	16/2/98
7168	106	15.5	974	10/2/98	7278	134	33.4	1391	10/2/98	7388	117	19.2	1783	13/2/98	7498	109	-	1297	13/2/98	7608	117	20	1606	16/2/98
7169	107	15	974	10/2/98	7279	135	31	1391	10/2/98	7389	117	18.6	1783	13/2/98	7499	110	-	1297	13/2/98	7609	118	21.1	1606	16/2/98
7170	109	16.7	974	10/2/98	7280	140	34.8	1391	10/2/98	7390	118	19.2	1783	13/2/98	7500	111	-	1297	13/2/98	7610	118	21.3	1606	16/2/98
7171	109	17.3	974	10/2/98	7281	152	46	1391	10/2/98	7391	118	18.5	1783	13/2/98	7501	112	-	1297	13/2/98	7611	122	21.9	1606	16/2/98
7172	111	16.9	974	10/2/98	7282	182	78	1391	10/2/98	7392	118	22.3	1783	13/2/98	7502	113	-	1297	13/2/98	7612	122	23	1606	16/2/98
7173	114	17.9	974	10/2/98	7283	185	77	1391	10/2/98	7393	119	20.1	1783	13/2/98	7503	123	-	1297	13/2/98	7613	122	21.6	1606	16/2/98
7174	117	19.6	974	10/2/98	7284	185	66	1391	10/2/98	7394	125	23.1	1783	13/2/98	7504	123	-	1297	13/2/98	7614	123	25.3	1606	16/2/98
7175	120	23	974	10/2/98	7285	187	86	1391	10/2/98	7395	184	67	1783	13/2/98	7505	124	-	1297	13/2/98	7615	124	23.4	1606	16/2/98
7176	123	25.5	974	10/2/98	7286	192	89	1391	10/2/98	7396	212	124	1783	13/2/98	7506	125	-	1297	13/2/98	7616	126	26.3	1606	16/2/98
7177	135	31	974	10/2/98	7287	195	93	1391	10/2/98	7397	213	116	1783	13/2/98	7507	194	-	1297	13/2/98	7617	131	30.7	1606	16/2/98
7178	201	102	974	10/2/98	7288	200	113	1391	10/2/98	7398	231	155	1783	13/2/98	7508	210	-	1297	13/2/98	7618	172	63	1606	16/2/98
7179	211	123	974	10/2/98	7289	202	102	1391	10/2/98	7399	240	184	1783	13/2/98	7509	278	271	1297	13/2/98	7619	184	76	1606	16/2/98
7180	225	142	974	10/2/98	7290	393	936	1391	10/2/98	7400	332	552	1783	13/2/98	7510	285	350	1297	13/2/98	7620	185	71	1606	16/2/98
7181	251	207	974	10/2/98	7291	82	6.6	974	10/2/98	7401	339	585	1783	13/2/98	7511	517	2471	1297	13/2/98	7621	189	81	1606	16/2/98
7182	401	1070	974	10/2/98	7292	82	6.7	974	10/2/98	7402	393	873	1783	13/2/98	7512	78	-	1301	16/2/98	7622	190	74	1606	16/2/98
7183	81	7.2	1391	10/2/98	7293	82	7.3	974	10/2/98	7403	87	-	1646	13/2/98	7513	90	-	1301	16/2/98	7623	195	91	1606	16/2/98
7184	85	7.4	1391	10/2/98	7294	82	6.6	974	10/2/98	7404	90	-	1646	13/2/98	7514	93	-	1301	16/2/98	7624	199	96	1606	16/2/98
7185	85	7.5	1391	10/2/98	7295	83	7.2	974	10/2/98	7405	90	-	1646	13/2/98	7515	95	-	1301	16/2/98	7625	201	106	1606	16/2/98
7186	86	8.7	1391	10/2/98	7296	84	7.4	974	10/2/98	7406	92	-	1646	13/2/98	7516	102	-	1301	16/2/98	7626	202	98	1606	16/2/98
7187	86	8.5	1391	10/2/98	7297	84	7.7	974	10/2/98	7407	95	-	1646	13/2/98	7517	103	-	1301	16/2/98	7627	210	111	1606	16/2/98
7188	88	8.4	1391	10/2/98	7298	87	8.4	974	10/2/98	7408	96	-	1646	13/2/98	7518	106	-	1301	16/2/98	7628	213	121	1606	16/2/98
7189	88	8.7	1391	10/2/98	7299	88	8.8	974	10/2/98	7409	97	-	1646	13/2/98	7519	107	-	1301	16/2/98	7629	217	126	1606	16/2/98
7190	89	9.6	1391	10/2/98	7300	89	9.5	974	10/2/98	7410	97	-	1646	13/2/98	7520	109	-	1301	16/2/98	7630	230	164	1606	16/2/98
7191	89	8.8	1391	10/2/98	7301	90	9.7	974	10/2/98	7411	97	-	1646	13/2/98	7521	111	-	1301	16/2/98	7631	253	226	1606	16/2/98
7192	89	8.9	1391	10/2/98	7302	90	9.2	974	10/2/98	7412	97	-	1646	13/2/98	7522	129	-	1301	16/2/98	7632	268	280	1606	16/2/98
7193	90	8.7	1391	10/2/98	7303	90	9.5	974	10/2/98	7413	99	-	1646	13/2/98	7523	130	-	1301	16/2/98	7633	321	485	1606	16/2/98
7194	90	9.2	1391	10/2/98	7304	94	10.2	974	10/2/98	7414	100	-	1646	13/2/98	7524	140	-	1301	16/2/98	7634	376	837	1606	16/2/98
7195	90	9.7	1391	10/2/98	7305	94	9.9	974	10/2/98	7415	100	-	1646	13/2/98	7525	143	-	1301	16/2/98	7635	516	1810	1606	16/2/98
7196	91	9.3	1391	10/2/98	7306	95	12	974	10/2/98	7416	100	-	1646	13/2/98	7526	174	-	1301	16/2/98	7636	526	2353	1606	16/2/98
7197	92	10.7	1391	10/2/98	7307	96	11.2	974	10/2/98	7417	101	-	1646	13/2/98	7527	186	-	1301	16/2/98	7637	88	8.7	860	16/2/98
7198	92	10.7	1391	10/2/98	7308	100	12.8	974	10/2/98	7418	102	-	1646	13/2/98	7528	204	-	1301	16/2/98	7638	90	9.6	860	16/2/98
7199	92	10.3	1391	10/2/98	7309	100	12.4	974	10/2/98	7419	102	-	1646	13/2/98	7529	213	-	1301	16/2/98	7639	91	10	860	16/2/98
7200	92	10.7	1391	10/2/98	7310	100	13.3	974	10/2/98	7420	104	-	1646	13/2/98	7530	214	-	1301	16/2/98	7640	94	10.7	860	16/2/98
7201	92	10.7	1391	10/2/98	7311	102	13.3	974	10/2/98	7421	106	-	1646	13/2/98	7531	249	-	1301	16/2/98	7641	95	11.4	860	16/2/98
7202	93	10.3	1391	10/2/98	7312	103	14.6	974	10/2/98	7422	107	-	1646	13/2/98	7532	88	-							

7699	118	21.3	947	16/2/98	7809	108	15.5	1751	17/2/98	7919	176	-	1114	17/2/98	8029	97	-	1113	19/2/98	8139	147	40	1775	25/2/98
7700	119	21.1	947	16/2/98	7810	109	17.9	1751	17/2/98	7920	182	-	1114	17/2/98	8030	102	-	1113	19/2/98	8140	151	44	1775	25/2/98
7701	120	20.8	947	16/2/98	7811	109	17.1	1751	17/2/98	7921	195	-	1114	17/2/98	8031	102	-	1113	19/2/98	8141	162	49	1775	25/2/98
7702	124	24.3	947	16/2/98	7812	110	16.8	1751	17/2/98	7922	213	105	670	17/2/98	8032	103	-	1113	19/2/98	8142	172	67	1775	25/2/98
7703	126	24.6	947	16/2/98	7813	110	18.6	1751	17/2/98	7923	319	450	1114	17/2/98	8033	103	-	1113	19/2/98	8143	179	69	1775	25/2/98
7704	130	27.2	947	16/2/98	7814	110	17.2	1751	17/2/98	7924	335	526	1114	17/2/98	8034	103	14.4	1113	19/2/98	8144	180	70	1775	25/2/98
7705	133	31.6	947	16/2/98	7815	111	17.2	1751	17/2/98	7925	337	463	670	17/2/98	8035	105	-	1113	19/2/98	8145	180	76	1775	25/2/98
7706	178	77	947	16/2/98	7816	111	17.3	1751	17/2/98	7926	355	596	1114	17/2/98	8036	106	-	1113	19/2/98	8146	180	73	1775	25/2/98
7707	182	72	947	16/2/98	7817	111	18.4	1751	17/2/98	7927	486	1967	670	17/2/98	8037	106	-	1113	19/2/98	8147	181	75	1775	25/2/98
7708	184	77	947	16/2/98	7818	112	17.5	1751	17/2/98	7928	528	2305	670	17/2/98	8038	106	-	1113	19/2/98	8148	183	71	1775	25/2/98
7709	188	82	947	16/2/98	7819	112	19.5	1751	17/2/98	7929	567	3333	670	17/2/98	8039	108	-	1113	19/2/98	8149	185	82	1775	25/2/98
7710	200	107	947	16/2/98	7820	114	18	1751	17/2/98	7930	85	11.1	1551	19/2/98	8040	109	-	1113	19/2/98	8150	185	77	1775	25/2/98
7711	206	116	947	16/2/98	7821	114	18.5	1751	17/2/98	7931	88	10.3	1551	19/2/98	8041	110	-	1113	19/2/98	8151	187	75	1775	25/2/98
7712	210	130	947	16/2/98	7822	114	20.1	1751	17/2/98	7932	90	11.9	1551	19/2/98	8042	111	-	1113	19/2/98	8152	188	79	1775	25/2/98
7713	214	134	947	16/2/98	7823	114	19.5	1751	17/2/98	7933	90	9.2	1551	19/2/98	8043	111	-	1113	19/2/98	8153	188	73	1775	25/2/98
7714	214	138	947	16/2/98	7824	115	19.3	1751	17/2/98	7934	91	9.9	1551	19/2/98	8044	114	-	1113	19/2/98	8154	188	99	1775	25/2/98
7715	232	186	947	16/2/98	7825	116	20.1	1751	17/2/98	7935	91	10.6	1551	19/2/98	8045	115	-	1113	19/2/98	8155	190	82	1775	25/2/98
7716	88	8.3	642	17/2/98	7826	120	21.1	1751	17/2/98	7936	92	10.1	1551	19/2/98	8046	117	-	1113	19/2/98	8156	190	80	1775	25/2/98
7717	95	10.7	642	17/2/98	7827	120	20.9	1751	17/2/98	7937	92	10.8	1551	19/2/98	8047	119	-	1113	19/2/98	8157	190	75	1775	25/2/98
7718	95	10.4	642	17/2/98	7828	121	21.6	1751	17/2/98	7938	92	10.2	1551	19/2/98	8048	124	-	1113	19/2/98	8158	191	80	1775	25/2/98
7719	95	10.5	642	17/2/98	7829	123	24.3	1751	17/2/98	7939	92	9.9	1551	19/2/98	8049	181	-	1113	19/2/98	8159	193	86	1775	25/2/98
7720	98	11.9	642	17/2/98	7830	123	23.8	1751	17/2/98	7940	92	10.5	1551	19/2/98	8050	185	-	1113	19/2/98	8160	195	94	1775	25/2/98
7721	98	9.9	642	17/2/98	7831	125	25.3	1751	17/2/98	7941	92	11.3	1551	19/2/98	8051	91	10	1684	19/2/98	8161	196	90	1775	25/2/98
7722	98	11.7	642	17/2/98	7832	129	27	1751	17/2/98	7942	94	11.8	1551	19/2/98	8052	92	9.3	1684	19/2/98	8162	198	96	1775	25/2/98
7723	100	13.6	642	17/2/98	7833	130	28.9	1751	17/2/98	7943	95	10.8	1551	19/2/98	8053	92	9.7	1684	19/2/98	8163	198	93	1775	25/2/98
7724	102	13.8	642	17/2/98	7834	130	27.5	1751	17/2/98	7944	95	11.3	1551	19/2/98	8054	95	9.9	1684	19/2/98	8164	204	107	1775	25/2/98
7725	102	12.8	642	17/2/98	7835	135	31	1751	17/2/98	7945	95	11.4	1551	19/2/98	8055	98	11.8	1684	19/2/98	8165	204	112	1775	25/2/98
7726	104	15.2	642	17/2/98	7836	138	34.3	1751	17/2/98	7946	95	12.2	1551	19/2/98	8056	98	11.5	1684	19/2/98	8166	205	105	1775	25/2/98
7727	107	16.1	642	17/2/98	7837	140	35	1751	17/2/98	7947	97	11.6	1551	19/2/98	8057	99	12.3	1684	19/2/98	8167	212	120	1775	25/2/98
7728	108	15.9	642	17/2/98	7838	147	44.8	1751	17/2/98	7948	97	11.8	1551	19/2/98	8058	99	15.6	1684	19/2/98	8168	214	115	1775	25/2/98
7729	109	16.9	642	17/2/98	7839	182	77	1751	17/2/98	7949	98	12.5	1551	19/2/98	8059	99	11.4	1684	19/2/98	8169	233	149	1775	25/2/98
7730	112	17.8	642	17/2/98	7840	183	76	1751	17/2/98	7950	98	12	1551	19/2/98	8060	101	12.9	1684	19/2/98	8170	269	268	1775	25/2/98
7731	188	84	642	17/2/98	7841	186	64	1751	17/2/98	7951	98	12.6	1551	19/2/98	8061	102	13.2	1684	19/2/98	8171	298	389	1775	25/2/98
7732	200	103	642	17/2/98	7842	190	85	1751	17/2/98	7952	98	12.2	1551	19/2/98	8062	102	13.7	1684	19/2/98	8172	513	2473	1775	25/2/98
7733	292	370	642	17/2/98	7843	191	88	1751	17/2/98	7953	98	12.2	1551	19/2/98	8063	104	14.7	1684	19/2/98	8173	95	-	1166	25/2/98
7734	88	8.5	1751	17/2/98	7844	194	89	1751	17/2/98	7954	99	13	1551	19/2/98	8064	106	14.6	1684	19/2/98	8174	100	-	1166	25/2/98
7735	89	-	1751	17/2/98	7845	203	102	1751	17/2/98	7955	99	13.2	1551	19/2/98	8065	106	15.2	1684	19/2/98	8175	100	-	1166	25/2/98
7736	89	8.5	1751	17/2/98	7846	206	106	1751	17/2/98	7956	99	11.9	1551	19/2/98	8066	108	15.6	1684	19/2/98	8176	104	-	1166	25/2/98
7737	90	9.7	1751	17/2/98	7847	214	132	1751	17/2/98	7957	99	12.6	1551	19/2/98	8067	108	16.3	1684	19/2/98	8177	105	-	1166	25/2/98
7738	90	9.7	1751	17/2/98	7848	222	149	1751	17/2/98	7958	100	13.1	1551	19/2/98	8068	109	16.9	1684	19/2/98	8178	105	-	1166	25/2/98
7739	91	9.8	1751	17/2/98	7849	229	159	1751	17/2/98	7959	100	13.3	1551	19/2/98	8069	109	16.2	1684	19/2/98	8179	106	-	1166	25/2/98
7740	92	9.7	1751	17/2/98	7850	244	187	1751	17/2/98	7960	100	12.5	1551	19/2/98	8070	110	17.4	1684	19/2/98	8180	110	15	1166	25/2/98
7741	92	9.5	1751	17/2/98	7851	255	208	1751	17/2/98	7961	100	12.6	1551	19/2/98	8071	110	16.4	1684	19/2/98	8181	110	-	1166	25/2/98
7742	93	10.6	1751	17/2/98	7852	277	255	1751	17/2/98	7962	100	12.7	1551	19/2/98	8072	110	18.7	1684	19/2/98	8182	110	-	1166	25/2/98
7743	93	10.8	1751	17/2/98	7853	341	607	1751	17/2/98	7963	101	13.8	1551	19/2/98	8073	110	15.9	1684	19/2/98	8183	111	17.7	1166	25/2/98
7744	94	10.2	1751	17/2/98	7854	357	697	1751	17/2/98	7964	101	13.6	1551	19/2/98	8074	112	19	1684	19/2/98	8184	111	20	1166	25/2/98
7745	94	10.7	1751	17/2/98	7855	528	2484	1751	17/2/98	7965	102	14.4	1551	19/2/98	8075	113	18.2	1684	19/2/98	8185	111	-	1166	25/2/98
7746	94	10.1	1751	17/2/98	7856	82	-	1114	17/2/98	7966	102	14.5	1551	19/2/98	8076	114	18.6	1684	19/2/98	8186	111	-	1166	25/2/98
7747	94	10.5	1751	17/2/98	7857	84	7.8	670	17/2/98	7967	102	13.7	1551	19/2/98	8077	115	19.2	1684	19/2/98	8187	112	-	1166	25/2/98
7748	94	10.8	1751	17/2/98	7858	84	-	1114	17/2/98	7968	102	14.2	1551	19/2/98	8078	121	22.2	1684	19/2/98	8188	113	18.4	1166	25/2/98
7749	94	11	1751	17/2/98	7859	86	-	1114	17/2/98	7969	102	14.6	1551	19/2/98	8079	121	25.8	1684	19/2/98	8189	115	-	1166	25/2/98
7750	94	10.7	1751	17/2/98	7860	86	-	1114	17/2/98	7970	102	13.6	1551	19/2/98	8080	129	29.3	1684	19/2/98	8190	116	20.1	1166	25/2/98
7751	95	11.5	1751	17/2/98	7861	87	9.75	1114	17/2/98	7971	103	13.7	1551	19/2/98	8081	131	28.8	1684	19/2/98	8191	116	-	1166	25/2/98
7752	95	11.5	1751	17/2/98	7862	88	-	1114	17/2/98	7972	103													

8249	106	15.5	1484	10/3/98	8359	375	750	1649	10/3/98	8469	94	10.4	1413	12/3/98	8579	104	14.1	1204	12/3/98	8689	106	15.5	2450	30/3/98
8250	121	21.5	1484	10/3/98	8360	94	10.6	1842	10/3/98	8470	94	9.7	1413	12/3/98	8580	104	13.5	1204	12/3/98	8690	107	16.2	2450	30/3/98
8251	174	65.7	1484	10/3/98	8361	96	11.3	1842	10/3/98	8471	94	9.7	1413	12/3/98	8581	104	12	1204	12/3/98	8691	107	14.9	2450	30/3/98
8252	185	83	1484	10/3/98	8362	98	-	1842	10/3/98	8472	95	9.9	1413	12/3/98	8582	104	13.1	1204	12/3/98	8692	107	16.2	2450	30/3/98
8253	358	699	1484	10/3/98	8363	99	12.7	1842	10/3/98	8473	95	10.9	1413	12/3/98	8583	104	13.4	1204	12/3/98	8693	107	16.1	2450	30/3/98
8254	87	7.6	587	10/3/98	8364	103	13	1842	10/3/98	8474	95	10.5	1413	12/3/98	8584	104	13.7	1204	12/3/98	8694	108	17.1	2450	30/3/98
8255	87	8	587	10/3/98	8365	103	14.9	1842	10/3/98	8475	95	10.9	1413	12/3/98	8585	105	14.4	1204	12/3/98	8695	108	16.8	2450	30/3/98
8256	92	-	587	10/3/98	8366	103	14.1	1842	10/3/98	8476	95	10.4	1413	12/3/98	8586	105	13.9	1204	12/3/98	8696	108	17.7	2450	30/3/98
8257	95	-	587	10/3/98	8367	107	16.9	1842	10/3/98	8477	96	10.6	1413	12/3/98	8587	105	-	1204	12/3/98	8697	109	15.7	2450	30/3/98
8258	97	10.2	587	10/3/98	8368	108	15.9	1842	10/3/98	8478	97	11.4	1413	12/3/98	8588	105	13.8	1204	12/3/98	8698	110	15.4	2450	30/3/98
8259	99	-	587	10/3/98	8369	108	15.9	1842	10/3/98	8479	98	11.2	1413	12/3/98	8589	106	14.1	1204	12/3/98	8699	111	17.5	2450	30/3/98
8260	107	14.3	587	10/3/98	8370	108	15	1842	10/3/98	8480	98	11.1	1413	12/3/98	8590	106	13.5	1204	12/3/98	8700	111	17.2	2450	30/3/98
8261	108	-	587	10/3/98	8371	108	-	1842	10/3/98	8481	98	11.8	1413	12/3/98	8591	106	14	1204	12/3/98	8701	111	16.9	2450	30/3/98
8262	114	-	587	10/3/98	8372	109	17.2	1842	10/3/98	8482	99	-	1413	12/3/98	8592	107	14.3	1204	12/3/98	8702	112	17.2	2450	30/3/98
8263	114	19.2	587	10/3/98	8373	109	16.5	1842	10/3/98	8483	99	12.2	1413	12/3/98	8593	108	14.8	1204	12/3/98	8703	112	18.3	2450	30/3/98
8264	116	-	587	10/3/98	8374	109	24.8	1842	10/3/98	8484	99	11.9	1413	12/3/98	8594	109	15.9	1204	12/3/98	8704	113	19.2	2450	30/3/98
8265	116	19.2	587	10/3/98	8375	110	17.4	1842	10/3/98	8485	100	12.3	1413	12/3/98	8595	110	16.5	1204	12/3/98	8705	114	19.9	2450	30/3/98
8266	118	-	587	10/3/98	8376	110	16.7	1842	10/3/98	8486	100	12.4	1413	12/3/98	8596	110	15.2	1204	12/3/98	8706	116	20.3	2450	30/3/98
8267	119	20.7	587	10/3/98	8377	111	18.4	1842	10/3/98	8487	100	12.6	1413	12/3/98	8597	111	15.8	1204	12/3/98	8707	118	20.5	2450	30/3/98
8268	120	-	587	10/3/98	8378	112	17.8	1842	10/3/98	8488	100	12.2	1413	12/3/98	8598	111	16.3	1204	12/3/98	8708	119	21.3	2450	30/3/98
8269	120	20.5	587	10/3/98	8379	112	18.9	1842	10/3/98	8489	101	12.7	1413	12/3/98	8599	112	17.2	1204	12/3/98	8709	122	24.8	2450	30/3/98
8270	122	-	587	10/3/98	8380	113	19.6	1842	10/3/98	8490	101	12	1413	12/3/98	8600	113	15.6	1204	12/3/98	8710	129	29.3	2450	30/3/98
8271	124	25.6	587	10/3/98	8381	114	20	1842	10/3/98	8491	101	12.6	1413	12/3/98	8601	114	18	1204	12/3/98	8711	133	38.2	2450	30/3/98
8272	128	-	587	10/3/98	8382	114	-	1842	10/3/98	8492	101	12.7	1413	12/3/98	8602	115	18.2	1204	12/3/98	8712	135	34.3	2450	30/3/98
8273	137	-	587	10/3/98	8383	115	-	1842	10/3/98	8493	102	13.7	1413	12/3/98	8603	116	19	1204	12/3/98	8713	136	33.3	2450	30/3/98
8274	182	75	587	10/3/98	8384	115	-	1842	10/3/98	8494	102	12.8	1413	12/3/98	8604	116	19.8	1204	12/3/98	8714	180	69	2450	30/3/98
8275	182	80	587	10/3/98	8385	115	20.4	1842	10/3/98	8495	102	13.1	1413	12/3/98	8605	118	19.6	1204	12/3/98	8715	190	83	2450	30/3/98
8276	384	876	587	10/3/98	8386	117	20	1842	10/3/98	8496	102	13	1413	12/3/98	8606	118	20.4	1204	12/3/98	8716	196	104	2450	30/3/98
8277	93	-	1077	10/3/98	8387	120	23.6	1842	10/3/98	8497	103	13	1413	12/3/98	8607	121	20.8	1204	12/3/98	8717	198	108	2450	30/3/98
8278	101	-	1077	10/3/98	8388	122	23.4	1842	10/3/98	8498	103	12.8	1413	12/3/98	8608	121	21.3	1204	12/3/98	8718	200	113	2450	30/3/98
8279	101	-	1077	10/3/98	8389	127	-	1842	10/3/98	8499	103	12.9	1413	12/3/98	8609	123	22.9	1204	12/3/98	8719	200	110	2450	30/3/98
8280	101	-	1077	10/3/98	8390	141	37.7	1842	10/3/98	8500	103	13	1413	12/3/98	8610	124	23.9	1204	12/3/98	8720	213	162	2450	30/3/98
8281	105	-	1077	10/3/98	8391	182	75	1842	10/3/98	8501	104	14.5	1413	12/3/98	8611	124	22.7	1204	12/3/98	8721	222	184	2450	30/3/98
8282	107	-	1077	10/3/98	8392	188	93	1842	10/3/98	8502	104	13.9	1413	12/3/98	8612	125	23.6	1204	12/3/98	8722	262	227	2450	30/3/98
8283	107	-	1077	10/3/98	8393	189	85	1842	10/3/98	8503	104	13.2	1413	12/3/98	8613	127	25	1204	12/3/98	8723	277	302	2450	30/3/98
8284	109	-	1077	10/3/98	8394	189	79	1842	10/3/98	8504	104	13.7	1413	12/3/98	8614	130	28.4	1204	12/3/98	8724	84	-	957	30/3/98
8285	112	-	1077	10/3/98	8395	193	100	1842	10/3/98	8505	104	14.6	1413	12/3/98	8615	190	76	1204	12/3/98	8725	88	11.4	1429	30/3/98
8286	113	-	1077	10/3/98	8396	264	280	1842	10/3/98	8506	105	14.2	1413	12/3/98	8616	194	81	1204	12/3/98	8726	94	10.5	1429	30/3/98
8287	115	-	1077	10/3/98	8397	84	7.1	1118	12/3/98	8507	105	14.4	1413	12/3/98	8617	203	101	1204	12/3/98	8727	94	-	1429	30/3/98
8288	118	-	1077	10/3/98	8398	86	-	1118	12/3/98	8508	105	13.7	1413	12/3/98	8618	208	86	1204	12/3/98	8728	96	11.9	1429	30/3/98
8289	118	-	1077	10/3/98	8399	87	8	1118	12/3/98	8509	105	13.9	1413	12/3/98	8619	221	138	1204	12/3/98	8729	96	-	1429	30/3/98
8290	122	-	1077	10/3/98	8400	89	8.9	1118	12/3/98	8510	105	14.2	1413	12/3/98	8620	272	262	1204	12/3/98	8730	96	11.6	1429	30/3/98
8291	122	-	1077	10/3/98	8401	90	8.8	1118	12/3/98	8511	106	15	1413	12/3/98	8621	86	8	2450	30/3/98	8731	97	12.1	1429	30/3/98
8292	126	-	1077	10/3/98	8402	91	9.3	1118	12/3/98	8512	106	14.8	1413	12/3/98	8622	87	8.5	2450	30/3/98	8732	98	-	1429	30/3/98
8293	137	-	1077	10/3/98	8403	91	9	1118	12/3/98	8513	106	15.2	1413	12/3/98	8623	88	9.2	2450	30/3/98	8733	98	12.5	1429	30/3/98
8294	144	-	1077	10/3/98	8404	91	9.5	1118	12/3/98	8514	107	14.8	1413	12/3/98	8624	89	9.2	2450	30/3/98	8734	99	12.4	1429	30/3/98
8295	191	-	1077	10/3/98	8405	91	9.4	1118	12/3/98	8515	107	15.6	1413	12/3/98	8625	90	8.8	2450	30/3/98	8735	99	12.5	1429	30/3/98
8296	262	240	1077	10/3/98	8406	92	9.5	1118	12/3/98	8516	107	13.7	1413	12/3/98	8626	91	9.4	2450	30/3/98	8736	99	-	957	30/3/98
8297	294	338	1077	10/3/98	8407	92	9.4	1118	12/3/98	8517	108	16	1413	12/3/98	8627	92	9.8	2450	30/3/98	8737	100	12.2	1429	30/3/98
8298	323	510	1077	10/3/98	8408	93	9.9	1118	12/3/98	8518	109	15.9	1413	12/3/98	8628	92	9.9	2450	30/3/98	8738	101	-	1429	30/3/98
8299	385	830	1077	10/3/98	8409	94	10.3	1118	12/3/98	8519	109	15.3	1413	12/3/98	8629	93	10.7	2450	30/3/98	8739	101	12.8	1429	30/3/98
8300	524	2235	1077	10/3/98	8410	94	11.5	1118	12/3/98	8520	109	16	1413	12/3/98	8630	93	10.4	2450	30/3/98	8740	101	13.1	1429	30/3/98
8301	89	10.2	755	10/3/98	8411	95	10.1	1118	12/3/98	8521	110	16.5	1413	12/3/98	8631	93	9.9	2450	30/3/98	8741	101	12.8	1429	30/3/98
8302	98	10.8	755	10/3/98	8412	95	10.3																	

8799	366	729	1429	30/3/98	8909	103	-	721	30/3/98	9019	92	-	1507	31/3/98	9129	97	-	1579	1/4/98	9239	103	-	1626	1/4/98
8800	78	6.2	748	30/3/98	8910	103	-	721	30/3/98	9020	92	-	1507	31/3/98	9130	98	12.2	1579	1/4/98	9240	104	-	1626	1/4/98
8801	83	7.1	748	30/3/98	8911	105	19.7	721	30/3/98	9021	94	-	1507	31/3/98	9131	98	-	1579	1/4/98	9241	104	-	1626	1/4/98
8802	87	8.6	748	30/3/98	8912	107	-	721	30/3/98	9022	95	10.4	1507	31/3/98	9132	98	13	1579	1/4/98	9242	105	-	1626	1/4/98
8803	103	13.3	748	30/3/98	8913	112	-	721	30/3/98	9023	96	11.3	1507	31/3/98	9133	98	12.2	1579	1/4/98	9243	106	-	1626	1/4/98
8804	104	14	748	30/3/98	8914	115	-	721	30/3/98	9024	97	-	1507	31/3/98	9134	98	-	1579	1/4/98	9244	106	-	1626	1/4/98
8805	105	15.7	748	30/3/98	8915	118	-	721	30/3/98	9025	97	-	1507	31/3/98	9135	98	-	1579	1/4/98	9245	107	-	1626	1/4/98
8806	106	15.8	748	30/3/98	8916	119	-	721	30/3/98	9026	97	11.3	1507	31/3/98	9136	100	13.7	1579	1/4/98	9246	108	-	1626	1/4/98
8807	111	17.8	748	30/3/98	8917	120	-	721	30/3/98	9027	98	-	1507	31/3/98	9137	100	-	1579	1/4/98	9247	108	-	1626	1/4/98
8808	113	18.1	748	30/3/98	8918	120	-	721	30/3/98	9028	98	-	1507	31/3/98	9138	101	13.7	1579	1/4/98	9248	109	-	1626	1/4/98
8809	115	21.6	748	30/3/98	8919	122	-	721	30/3/98	9029	98	-	1507	31/3/98	9139	101	13.9	1579	1/4/98	9249	110	-	1626	1/4/98
8810	117	19.9	748	30/3/98	8920	122	-	721	30/3/98	9030	98	11.9	1507	31/3/98	9140	101	12.9	1579	1/4/98	9250	110	-	1626	1/4/98
8811	120	22.8	748	30/3/98	8921	125	-	721	30/3/98	9031	98	11.5	1507	31/3/98	9141	101	-	1579	1/4/98	9251	110	-	1626	1/4/98
8812	121	23.4	748	30/3/98	8922	126	-	721	30/3/98	9032	99	12	1507	31/3/98	9142	102	13.8	1579	1/4/98	9252	110	-	1626	1/4/98
8813	135	31.6	748	30/3/98	8923	127	-	721	30/3/98	9033	99	12	1507	31/3/98	9143	102	-	1579	1/4/98	9253	110	-	1626	1/4/98
8814	187	98	748	30/3/98	8924	128	-	721	30/3/98	9034	100	-	1507	31/3/98	9144	105	15.2	1579	1/4/98	9254	110	-	1626	1/4/98
8815	218	135	748	30/3/98	8925	132	-	721	30/3/98	9035	100	12.4	1507	31/3/98	9145	105	15	1579	1/4/98	9255	112	-	1626	1/4/98
8816	236	198	748	30/3/98	8926	139	-	721	30/3/98	9036	101	-	1507	31/3/98	9146	105	-	1579	1/4/98	9256	113	-	1626	1/4/98
8817	238	199	748	30/3/98	8927	139	-	721	30/3/98	9037	101	14.2	1507	31/3/98	9147	105	14.8	1579	1/4/98	9257	113	-	1626	1/4/98
8818	278	277	748	30/3/98	8928	191	-	721	30/3/98	9038	102	-	1507	31/3/98	9148	105	-	1579	1/4/98	9258	115	-	1626	1/4/98
8819	81	6.9	947	30/3/98	8929	261	-	721	30/3/98	9039	102	-	1507	31/3/98	9149	105	-	1579	1/4/98	9259	115	-	1626	1/4/98
8820	84	8	947	30/3/98	8930	264	255	721	30/3/98	9040	102	-	1507	31/3/98	9150	105	-	1579	1/4/98	9260	117	-	1626	1/4/98
8821	90	9.7	947	30/3/98	8931	370	752	721	30/3/98	9041	102	13.1	1507	31/3/98	9151	105	-	1579	1/4/98	9261	125	-	1626	1/4/98
8822	95	12	947	30/3/98	8932	99	13.2	742	31/3/98	9042	103	-	1507	31/3/98	9152	106	15.6	1579	1/4/98	9262	125	-	1626	1/4/98
8823	97	11.6	947	30/3/98	8933	100	12.9	742	31/3/98	9043	103	18	1507	31/3/98	9153	106	-	1579	1/4/98	9263	125	-	1626	1/4/98
8824	100	12.7	947	30/3/98	8934	102	13.9	742	31/3/98	9044	104	-	1507	31/3/98	9154	107	-	1579	1/4/98	9264	128	-	1626	1/4/98
8825	101	13	947	30/3/98	8935	104	15	742	31/3/98	9045	104	-	1507	31/3/98	9155	107	16.2	1579	1/4/98	9265	129	-	1626	1/4/98
8826	101	14.1	947	30/3/98	8936	106	16.5	742	31/3/98	9046	104	-	1507	31/3/98	9156	107	-	1579	1/4/98	9266	138	-	1626	1/4/98
8827	102	14.9	947	30/3/98	8937	110	18.2	742	31/3/98	9047	104	-	1507	31/3/98	9157	107	-	1579	1/4/98	9267	178	72	1626	1/4/98
8828	102	14.1	947	30/3/98	8938	110	17.1	742	31/3/98	9048	104	13.9	1507	31/3/98	9158	107	-	1579	1/4/98	9268	179	72	1626	1/4/98
8829	104	15.3	947	30/3/98	8939	115	20.6	742	31/3/98	9049	104	13.7	1507	31/3/98	9159	108	16.7	1579	1/4/98	9269	184	76	1626	1/4/98
8830	105	15.1	947	30/3/98	8940	117	20.6	742	31/3/98	9050	105	15.5	1507	31/3/98	9160	108	-	1579	1/4/98	9270	185	77	1626	1/4/98
8831	105	14.8	947	30/3/98	8941	119	22.1	742	31/3/98	9051	106	-	1507	31/3/98	9161	109	-	1579	1/4/98	9271	190	82	1626	1/4/98
8832	105	15.2	947	30/3/98	8942	119	22.2	742	31/3/98	9052	107	-	1507	31/3/98	9162	110	17.2	1579	1/4/98	9272	193	81	1626	1/4/98
8833	106	16.9	947	30/3/98	8943	120	24.8	742	31/3/98	9053	107	-	1507	31/3/98	9163	110	-	1579	1/4/98	9273	260	230	1626	1/4/98
8834	108	15.3	947	30/3/98	8944	121	24.5	742	31/3/98	9054	107	-	1507	31/3/98	9164	110	-	1579	1/4/98	9274	261	216	1626	1/4/98
8835	109	17.3	947	30/3/98	8945	122	22.7	742	31/3/98	9055	107	19.6	1507	31/3/98	9165	110	-	1579	1/4/98	9275	270	294	1626	1/4/98
8836	110	16.8	947	30/3/98	8946	122	22.6	742	31/3/98	9056	108	-	1507	31/3/98	9166	111	-	1579	1/4/98	9276	81	-	822	2/4/98
8837	110	18.3	947	30/3/98	8947	125	27.2	742	31/3/98	9057	108	-	1507	31/3/98	9167	111	-	1579	1/4/98	9277	84	-	822	2/4/98
8838	110	16.8	947	30/3/98	8948	126	26.6	742	31/3/98	9058	109	-	1507	31/3/98	9168	111	-	1579	1/4/98	9278	87	-	822	2/4/98
8839	111	18.9	947	30/3/98	8949	128	28.5	742	31/3/98	9059	109	-	1507	31/3/98	9169	112	-	1579	1/4/98	9279	90	-	822	2/4/98
8840	112	18.9	947	30/3/98	8950	138	37.8	742	31/3/98	9060	109	15.9	1507	31/3/98	9170	112	18.8	1579	1/4/98	9280	90	-	822	2/4/98
8841	112	15.8	947	30/3/98	8951	180	69.6	742	31/3/98	9061	109	15.7	1507	31/3/98	9171	112	-	1579	1/4/98	9281	90	-	822	2/4/98
8842	113	18.9	947	30/3/98	8952	190	95	742	31/3/98	9062	109	17.4	1507	31/3/98	9172	113	-	1579	1/4/98	9282	92	-	822	2/4/98
8843	115	20	947	30/3/98	8953	204	136	742	31/3/98	9063	110	-	1507	31/3/98	9173	115	21.6	1579	1/4/98	9283	93	-	822	2/4/98
8844	115	19.2	947	30/3/98	8954	210	127	742	31/3/98	9064	111	18.3	1507	31/3/98	9174	115	20	1579	1/4/98	9284	94	-	822	2/4/98
8845	116	20.7	947	30/3/98	8955	101	13.2	967	31/3/98	9065	111	16.8	1507	31/3/98	9175	117	23.4	1579	1/4/98	9285	96	-	822	2/4/98
8846	120	22.5	947	30/3/98	8956	102	12.5	967	31/3/98	9066	113	-	1507	31/3/98	9176	119	21.9	1579	1/4/98	9286	96	-	822	2/4/98
8847	122	-	947	30/3/98	8957	103	13.8	967	31/3/98	9067	114	-	1507	31/3/98	9177	120	24.4	1579	1/4/98	9287	97	-	822	2/4/98
8848	125	25.4	947	30/3/98	8958	109	16.4	967	31/3/98	9068	115	-	1507	31/3/98	9178	120	24.6	1579	1/4/98	9288	98	-	822	2/4/98
8849	127	27.8	947	30/3/98	8959	110	18.3	967	31/3/98	9069	116	20	1507	31/3/98	9179	120	24	1579	1/4/98	9289	98	-	822	2/4/98
8850	127	27.4	947	30/3/98	8960	111	17	967	31/3/98	9070	117	-	1507	31/3/98	9180	121	22.3	1579	1/4/98	9290	98	-	822	2/4/98
8851	128	27.8	947	30/3/98	8961	111	17.4	967	31/3/98	9071	117	20.7	1507	31/3/98	9181	121	-	1579	1/4/98	9291	99	-	822	2/4/98
8852	130	29.4	947	30/3/98	8962	111	19.4	967	31/3/98	9072	118	-	1507	31/3/98	9182	121	-	1579	1/4/98	9292	101	-	822	2/4/98
8853	135	33.5	947	30/3/98	8963	111	17.5	967	31/3/98	9073	118	-	1507	31/3/98	9183	122	-	1579	1/4/98	9293	102	-	822	2/4/98
8854	183	79.2	947	30/3/98	8964	112	17.2	967																

9349	113	-	1412	2/4/98	9459	92	-	954	3/4/98	9569	100	12.4	1778	3/4/98	9679	115	20.3	1404	14/4/98	9789	196	106	934	14/4/98
9350	114	-	1412	2/4/98	9460	92	-	954	3/4/98	9570	100	12.6	1778	3/4/98	9680	115	21.1	1404	14/4/98	9790	200	114	934	14/4/98
9351	114	-	1412	2/4/98	9461	97	-	954	3/4/98	9571	101	-	1778	3/4/98	9681	116	19.1	1404	14/4/98	9791	207	127	934	14/4/98
9352	114	-	1412	2/4/98	9462	98	-	954	3/4/98	9572	102	-	1778	3/4/98	9682	116	20.9	1404	14/4/98	9792	209	132	934	14/4/98
9353	115	-	1412	2/4/98	9463	98	-	954	3/4/98	9573	103	17.7	1778	3/4/98	9683	116	21.7	1404	14/4/98	9793	217	153	934	14/4/98
9354	115	-	1412	2/4/98	9464	100	-	954	3/4/98	9574	103	13.5	1778	3/4/98	9684	116	18.7	1404	14/4/98	9794	236	180	934	14/4/98
9355	115	-	1412	2/4/98	9465	101	-	954	3/4/98	9575	104	-	1778	3/4/98	9685	117	21.5	1404	14/4/98	9795	237	169	934	14/4/98
9356	116	-	1412	2/4/98	9466	101	-	954	3/4/98	9576	105	-	1778	3/4/98	9686	117	20.9	1404	14/4/98	9796	240	191	934	14/4/98
9357	116	-	1412	2/4/98	9467	102	-	954	3/4/98	9577	105	-	1778	3/4/98	9687	117	21.7	1404	14/4/98	9797	96	11.5	1028	14/4/98
9358	116	-	1412	2/4/98	9468	103	-	954	3/4/98	9578	106	15.2	1778	3/4/98	9688	118	22.1	1404	14/4/98	9798	96	11.6	1028	14/4/98
9359	117	-	1412	2/4/98	9469	105	-	954	3/4/98	9579	106	15.7	1778	3/4/98	9689	120	23.8	1404	14/4/98	9799	97	12.1	1028	14/4/98
9360	117	-	1412	2/4/98	9470	106	-	954	3/4/98	9580	106	-	1778	3/4/98	9690	121	24.7	1404	14/4/98	9800	101	12.8	1028	14/4/98
9361	117	-	1412	2/4/98	9471	106	-	954	3/4/98	9581	106	16.1	1778	3/4/98	9691	121	22.8	1404	14/4/98	9801	103	14	1028	14/4/98
9362	118	-	1412	2/4/98	9472	107	-	954	3/4/98	9582	107	15.5	1778	3/4/98	9692	123	24.3	1404	14/4/98	9802	103	14.7	1028	14/4/98
9363	118	-	1412	2/4/98	9473	108	-	954	3/4/98	9583	107	-	1778	3/4/98	9693	124	27.8	1404	14/4/98	9803	104	14.8	1028	14/4/98
9364	118	-	1412	2/4/98	9474	108	-	954	3/4/98	9584	108	15.6	1778	3/4/98	9694	128	27.9	1404	14/4/98	9804	104	14.3	1028	14/4/98
9365	119	-	1412	2/4/98	9475	109	-	954	3/4/98	9585	109	16.3	1778	3/4/98	9695	129	28.5	1404	14/4/98	9805	105	16.3	1028	14/4/98
9366	119	-	1412	2/4/98	9476	109	-	954	3/4/98	9586	109	16.1	1778	3/4/98	9696	129	27.7	1404	14/4/98	9806	108	18.1	1028	14/4/98
9367	120	-	1412	2/4/98	9477	110	-	954	3/4/98	9587	109	-	1778	3/4/98	9697	130	29.8	1404	14/4/98	9807	109	17.6	1028	14/4/98
9368	121	-	1412	2/4/98	9478	110	-	954	3/4/98	9588	110	17	1778	3/4/98	9698	131	29.7	1404	14/4/98	9808	109	17	1028	14/4/98
9369	121	-	1412	2/4/98	9479	110	-	954	3/4/98	9589	111	18	1778	3/4/98	9699	132	30.4	1404	14/4/98	9809	110	17.2	1028	14/4/98
9370	121	-	1412	2/4/98	9480	110	-	954	3/4/98	9590	111	-	1778	3/4/98	9700	145	42.3	1404	14/4/98	9810	110	17.7	1028	14/4/98
9371	122	-	1412	2/4/98	9481	112	-	954	3/4/98	9591	111	-	1778	3/4/98	9701	182	77	1404	14/4/98	9811	111	20	1028	14/4/98
9372	124	-	1412	2/4/98	9482	112	-	954	3/4/98	9592	112	18.3	1778	3/4/98	9702	195	100	1404	14/4/98	9812	113	19.3	1028	14/4/98
9373	124	-	1412	2/4/98	9483	115	-	954	3/4/98	9593	113	19	1778	3/4/98	9703	196	109	1404	14/4/98	9813	114	20.1	1028	14/4/98
9374	125	-	1412	2/4/98	9484	117	-	954	3/4/98	9594	113	-	1778	3/4/98	9704	217	153	1404	14/4/98	9814	114	18.5	1028	14/4/98
9375	125	-	1412	2/4/98	9485	118	-	954	3/4/98	9595	114	18.8	1778	3/4/98	9705	270	270	1404	14/4/98	9815	114	19	1028	14/4/98
9376	126	-	1412	2/4/98	9486	118	-	954	3/4/98	9596	115	19.4	1778	3/4/98	9706	475	1629	1404	14/4/98	9816	114	20	1028	14/4/98
9377	126	-	1412	2/4/98	9487	119	-	954	3/4/98	9597	115	-	1778	3/4/98	9707	95	10.6	1015	14/4/98	9817	114	19.1	1028	14/4/98
9378	127	-	1412	2/4/98	9488	125	-	954	3/4/98	9598	115	-	1778	3/4/98	9708	103	14.1	1015	14/4/98	9818	116	21.8	1028	14/4/98
9379	127	-	1412	2/4/98	9489	125	-	954	3/4/98	9599	117	-	1778	3/4/98	9709	105	15.2	1015	14/4/98	9819	116	21.6	1028	14/4/98
9380	127	-	1412	2/4/98	9490	128	-	954	3/4/98	9600	117	21.1	1778	3/4/98	9710	106	14.9	1015	14/4/98	9820	117	21.3	1028	14/4/98
9381	131	-	1412	2/4/98	9491	146	-	954	3/4/98	9601	117	-	1778	3/4/98	9711	106	14.8	1015	14/4/98	9821	117	21.3	1028	14/4/98
9382	133	-	1412	2/4/98	9492	176	70	954	3/4/98	9602	117	-	1778	3/4/98	9712	107	15.3	1015	14/4/98	9822	120	23.4	1028	14/4/98
9383	138	-	1412	2/4/98	9493	176	70	954	3/4/98	9603	118	-	1778	3/4/98	9713	107	15.2	1015	14/4/98	9823	125	25.1	1028	14/4/98
9384	177	-	1412	2/4/98	9494	177	70	954	3/4/98	9604	118	22.4	1778	3/4/98	9714	107	15	1015	14/4/98	9824	126	25.6	1028	14/4/98
9385	184	-	1412	2/4/98	9495	181	72	954	3/4/98	9605	119	23.1	1778	3/4/98	9715	108	15.8	1015	14/4/98	9825	128	28.8	1028	14/4/98
9386	184	-	1412	2/4/98	9496	192	85	954	3/4/98	9606	119	24.6	1778	3/4/98	9716	108	17.7	1015	14/4/98	9826	133	31	1028	14/4/98
9387	189	-	1412	2/4/98	9497	195	-	954	3/4/98	9607	123	24.5	1778	3/4/98	9717	109	16.9	1015	14/4/98	9827	133	33.4	1028	14/4/98
9388	189	-	1412	2/4/98	9498	195	99	954	3/4/98	9608	125	-	1778	3/4/98	9718	109	16	1015	14/4/98	9828	135	33	1028	14/4/98
9389	191	-	1412	2/4/98	9499	196	99	954	3/4/98	9609	126	-	1778	3/4/98	9719	112	17.3	1015	14/4/98	9829	136	33.4	1028	14/4/98
9390	191	-	1412	2/4/98	9500	200	136	954	3/4/98	9610	129	28.4	1778	3/4/98	9720	113	19.5	1015	14/4/98	9830	149	43.9	1028	14/4/98
9391	192	-	1412	2/4/98	9501	207	131	954	3/4/98	9611	129	27.8	1778	3/4/98	9721	113	18.5	1015	14/4/98	9831	185	83.5	1028	14/4/98
9392	195	-	1412	2/4/98	9502	212	135	954	3/4/98	9612	130	29	1778	3/4/98	9722	114	20.1	1015	14/4/98	9832	189	96	1028	14/4/98
9393	195	-	1412	2/4/98	9503	217	144	954	3/4/98	9613	130	29.4	1778	3/4/98	9723	114	18.5	1015	14/4/98	9833	190	91	1028	14/4/98
9394	199	-	1412	2/4/98	9504	241	241	954	3/4/98	9614	134	-	1778	3/4/98	9724	115	23.4	1015	14/4/98	9834	195	103	1028	14/4/98
9395	203	-	1412	2/4/98	9505	244	193	954	3/4/98	9615	135	34.3	1778	3/4/98	9725	116	20.3	1015	14/4/98	9835	197	107	1028	14/4/98
9396	203	-	1412	2/4/98	9506	253	226	954	3/4/98	9616	136	35.8	1778	3/4/98	9726	116	20.4	1015	14/4/98	9836	203	124	1028	14/4/98
9397	210	-	1412	2/4/98	9507	260	256	954	3/4/98	9617	137	-	1778	3/4/98	9727	116	20.5	1015	14/4/98	9837	215	136	1028	14/4/98
9398	218	-	1412	2/4/98	9508	274	299	954	3/4/98	9618	138	34	1778	3/4/98	9728	117	21.6	1015	14/4/98	9838	215	138	1028	14/4/98
9399	221	-	1412	2/4/98	9509	279	342	954	3/4/98	9619	145	42.4	1778	3/4/98	9729	118	20.5	1015	14/4/98	9839	224	151	1028	14/4/98
9400	277	314	1412	2/4/98	9510	282	295	954	3/4/98	9620	185	87	1778	3/4/98	9730	120	22.9	1015	14/4/98	9840	230	185	1028	14/4/98
9401	291	363	1412	2/4/98	9511	82	7.9	1502	3/4/98	9621	191	88	1778	3/4/98	9731	121	22.5	1015	14/4/98	9841	243	211	1028	14/4/98
9402	335	591	1412	2/4/98	9512	88	8.7	1502	3/4/98	9622	197	100	1778	3/4/98	9732	122	22.5	1015	14/4/98	9842	290	350	1028	14/4/98
9403	431	1394	1412	2/4/98	9513	95	11.6	1502	3/4/98	9623	203	103	1778	3/4/										

9899	115	20.3	1096	14/4/98	10009	105	15.4	1698	15/4/98	10119	116	21	1572	15/4/98	10229	285	362	-	20/4/98	10339	88	8.3	1491	21/4/98
9900	116	-	1096	14/4/98	10010	105	-	1698	15/4/98	10120	116	20.7	1572	15/4/98	10230	291	445	-	20/4/98	10340	90	9.1	1491	21/4/98
9901	117	-	1096	14/4/98	10011	106	13.4	1698	15/4/98	10121	116	-	1572	15/4/98	10231	98	12.4	1727	20/4/98	10341	92	9.8	1491	21/4/98
9902	117	-	1096	14/4/98	10012	107	-	1698	15/4/98	10122	117	22.2	1572	15/4/98	10232	100	13.3	1727	20/4/98	10342	93	10.5	1491	21/4/98
9903	117	-	1096	14/4/98	10013	107	-	1698	15/4/98	10123	117	21.9	1572	15/4/98	10233	101	12.9	1727	20/4/98	10343	101	13.3	1491	21/4/98
9904	118	21.4	1096	14/4/98	10014	108	15.7	1698	15/4/98	10124	117	-	1572	15/4/98	10234	101	13.4	1727	20/4/98	10344	101	13.3	1491	21/4/98
9905	119	-	1096	14/4/98	10015	108	16.8	1698	15/4/98	10125	118	-	1572	15/4/98	10235	101	14	1727	20/4/98	10345	102	14.6	1491	21/4/98
9906	119	-	1096	14/4/98	10016	109	17.4	1698	15/4/98	10126	118	-	1572	15/4/98	10236	102	13.9	1727	20/4/98	10346	102	13.7	1491	21/4/98
9907	120	-	1096	14/4/98	10017	109	16.5	1698	15/4/98	10127	119	-	1572	15/4/98	10237	102	-	1727	20/4/98	10347	103	13.7	1491	21/4/98
9908	121	24.2	1096	14/4/98	10018	110	-	1698	15/4/98	10128	119	-	1572	15/4/98	10238	103	14.2	1727	20/4/98	10348	103	13.6	1491	21/4/98
9909	122	-	1096	14/4/98	10019	110	-	1698	15/4/98	10129	120	24.8	1572	15/4/98	10239	103	14.8	1727	20/4/98	10349	103	14.5	1491	21/4/98
9910	124	26.7	1096	14/4/98	10020	110	-	1698	15/4/98	10130	120	-	1572	15/4/98	10240	104	15.5	1727	20/4/98	10350	103	14.6	1491	21/4/98
9911	125	-	1096	14/4/98	10021	111	17.2	1698	15/4/98	10131	121	23.4	1572	15/4/98	10241	104	15.2	1727	20/4/98	10351	104	14.5	1491	21/4/98
9912	125	-	1096	14/4/98	10022	111	17.6	1698	15/4/98	10132	121	24.3	1572	15/4/98	10242	105	16.1	1727	20/4/98	10352	105	15.2	1491	21/4/98
9913	126	27.6	1096	14/4/98	10023	111	18	1698	15/4/98	10133	121	-	1572	15/4/98	10243	105	14.5	1727	20/4/98	10353	105	15.6	1491	21/4/98
9914	127	-	1096	14/4/98	10024	112	-	1698	15/4/98	10134	123	26.4	1572	15/4/98	10244	107	16.2	1727	20/4/98	10354	105	15.3	1491	21/4/98
9915	128	-	1096	14/4/98	10025	112	-	1698	15/4/98	10135	123	-	1572	15/4/98	10245	107	17.2	1727	20/4/98	10355	106	15.4	1491	21/4/98
9916	129	21.8	1096	14/4/98	10026	114	19.1	1698	15/4/98	10136	124	-	1572	15/4/98	10246	107	16	1727	20/4/98	10356	107	16.1	1491	21/4/98
9917	129	-	1096	14/4/98	10027	114	20.1	1698	15/4/98	10137	125	-	1572	15/4/98	10247	108	16.4	1727	20/4/98	10357	107	15.7	1491	21/4/98
9918	132	31.9	1096	14/4/98	10028	115	19.8	1698	15/4/98	10138	126	29.3	1572	15/4/98	10248	108	16.1	1727	20/4/98	10358	107	15.5	1491	21/4/98
9919	132	-	1096	14/4/98	10029	115	20.2	1698	15/4/98	10139	129	-	1572	15/4/98	10249	109	-	1727	20/4/98	10359	107	16.1	1491	21/4/98
9920	137	35.9	1096	14/4/98	10030	115	18.7	1698	15/4/98	10140	129	-	1572	15/4/98	10250	110	17.5	1727	20/4/98	10360	108	15.8	1491	21/4/98
9921	138	36	1096	14/4/98	10031	116	20.9	1698	15/4/98	10141	130	-	1572	15/4/98	10251	110	15.7	1727	20/4/98	10361	109	17.3	1491	21/4/98
9922	139	-	1096	14/4/98	10032	117	20.6	1698	15/4/98	10142	190	88	1572	15/4/98	10252	110	17.5	1727	20/4/98	10362	109	16.3	1491	21/4/98
9923	140	38.9	1096	14/4/98	10033	117	21.9	1698	15/4/98	10143	190	87	1572	15/4/98	10253	112	17.5	1727	20/4/98	10363	109	17.5	1491	21/4/98
9924	144	-	1096	14/4/98	10034	117	20.5	1698	15/4/98	10144	197	100	1572	15/4/98	10254	112	18.6	1727	20/4/98	10364	110	17.3	1491	21/4/98
9925	148	45.2	1096	14/4/98	10035	118	-	1698	15/4/98	10145	200	117	1572	15/4/98	10255	116	20.5	1727	20/4/98	10365	110	17.8	1491	21/4/98
9926	150	-	1096	14/4/98	10036	118	-	1698	15/4/98	10146	212	137	1572	15/4/98	10256	116	19.9	1727	20/4/98	10366	111	17.3	1491	21/4/98
9927	151	45.9	1096	14/4/98	10037	118	-	1698	15/4/98	10147	220	151	1572	15/4/98	10257	116	20.8	1727	20/4/98	10367	111	17.9	1491	21/4/98
9928	180	77	1096	14/4/98	10038	118	-	1698	15/4/98	10148	270	349	1572	15/4/98	10258	116	20.1	1727	20/4/98	10368	112	18.7	1491	21/4/98
9929	190	88	1096	14/4/98	10039	119	24.6	1698	15/4/98	10149	287	392	1572	15/4/98	10259	118	19.9	1727	20/4/98	10369	113	18.5	1491	21/4/98
9930	192	93	1096	14/4/98	10040	120	23	1698	15/4/98	10150	324	530	1572	15/4/98	10260	118	22.1	1727	20/4/98	10370	113	18.4	1491	21/4/98
9931	197	120	1096	14/4/98	10041	121	25	1698	15/4/98	10151	372	760	1572	15/4/98	10261	119	24.4	1727	20/4/98	10371	113	19.3	1491	21/4/98
9932	203	-	1096	14/4/98	10042	123	-	1698	15/4/98	10152	540	2758	1572	15/4/98	10262	120	23.5	1727	20/4/98	10372	114	19.1	1491	21/4/98
9933	204	130	1096	14/4/98	10043	124	-	1698	15/4/98	10153	96	-	-	15/4/98	10263	121	24.2	1727	20/4/98	10373	114	19.2	1491	21/4/98
9934	205	-	1096	14/4/98	10044	125	27.2	1698	15/4/98	10154	97	-	-	15/4/98	10264	121	24.5	1727	20/4/98	10374	114	18.5	1491	21/4/98
9935	209	129	1096	14/4/98	10045	126	-	1698	15/4/98	10155	99	-	-	15/4/98	10265	123	25.7	1727	20/4/98	10375	114	20	1491	21/4/98
9936	211	152	1096	14/4/98	10046	130	30.7	1698	15/4/98	10156	99	-	-	15/4/98	10266	123	24.3	1727	20/4/98	10376	114	20.1	1491	21/4/98
9937	213	-	1096	14/4/98	10047	131	-	1698	15/4/98	10157	100	-	-	15/4/98	10267	189	85	1727	20/4/98	10377	114	19.5	1491	21/4/98
9938	214	-	1096	14/4/98	10048	133	-	1698	15/4/98	10158	103	-	-	15/4/98	10268	196	84	1727	20/4/98	10378	114	18.4	1491	21/4/98
9939	215	117	1096	14/4/98	10049	133	31.9	1698	15/4/98	10159	104	-	-	15/4/98	10269	219	163	1727	20/4/98	10379	117	21.6	1491	21/4/98
9940	215	-	1096	14/4/98	10050	137	-	1698	15/4/98	10160	105	-	-	15/4/98	10270	242	178	1727	20/4/98	10380	117	20.6	1491	21/4/98
9941	546	2517	1096	14/4/98	10051	143	-	1698	15/4/98	10161	105	-	-	15/4/98	10271	257	264	1727	20/4/98	10381	117	20.8	1491	21/4/98
9942	87	-	707	14/4/98	10052	144	40.9	1698	15/4/98	10162	105	-	-	15/4/98	10272	259	256	1727	20/4/98	10382	118	21.1	1491	21/4/98
9943	91	-	707	14/4/98	10053	178	82.5	1698	15/4/98	10163	107	-	-	15/4/98	10273	276	305	1727	20/4/98	10383	118	21.6	1491	21/4/98
9944	93	-	707	14/4/98	10054	182	74	1698	15/4/98	10164	108	-	-	15/4/98	10274	279	339	1727	20/4/98	10384	118	20.9	1491	21/4/98
9945	95	-	707	14/4/98	10055	185	72.1	1698	15/4/98	10165	108	-	-	15/4/98	10275	306	463	1727	20/4/98	10385	118	21.9	1491	21/4/98
9946	95	-	707	14/4/98	10056	185	91	1698	15/4/98	10166	108	-	-	15/4/98	10276	314	461	1727	20/4/98	10386	118	22	1491	21/4/98
9947	96	-	707	14/4/98	10057	186	77	1698	15/4/98	10167	109	-	-	15/4/98	10277	82	-	1199	20/4/98	10387	119	21.9	1491	21/4/98
9948	96	-	707	14/4/98	10058	186	79	1698	15/4/98	10168	109	-	-	15/4/98	10278	84	8.1	1199	20/4/98	10388	120	20.7	1491	21/4/98
9949	96	-	707	14/4/98	10059	188	88	1698	15/4/98	10169	109	-	-	15/4/98	10279	88	-	1199	20/4/98	10389	120	23.4	1491	21/4/98
9950	96	-	707	14/4/98	10060	188	95	1698	15/4/98	10170	110	-	-	15/4/98	10280	92	10.1	1199	20/4/98	10390	120	23.2	1491	21/4/98
9951	97	-	707	14/4/98	10061	188	95	1698	15/4/98	10171	111	-	-	15/4/98	10281	93	10.5	1199	20/4/98	10391</				

10449	114	19.3	1610	21/4/98	10559	111	17.1	1043	22/4/98	10669	109	15.4	2319	22/4/98	10779	113	-	1661	23/4/98	10889	120	-	1371	23/4/98
10450	115	20	1610	21/4/98	10560	111	17.3	1043	22/4/98	10670	109	18.5	2319	22/4/98	10780	113	-	1661	23/4/98	10890	120	-	1371	23/4/98
10451	115	20.3	1610	21/4/98	10561	113	19	1043	22/4/98	10671	109	17.1	2319	22/4/98	10781	114	-	1661	23/4/98	10891	121	-	1371	23/4/98
10452	116	19.5	1610	21/4/98	10562	113	18.2	1043	22/4/98	10672	110	16.7	2319	22/4/98	10782	115	-	1661	23/4/98	10892	122	-	1371	23/4/98
10453	116	19.6	1610	21/4/98	10563	114	19	1043	22/4/98	10673	110	16.9	2319	22/4/98	10783	115	20.9	1661	23/4/98	10893	123	-	1371	23/4/98
10454	116	19.4	1610	21/4/98	10564	116	19.2	1043	22/4/98	10674	110	18	2319	22/4/98	10784	115	-	1661	23/4/98	10894	123	-	1371	23/4/98
10455	116	-	1610	21/4/98	10565	116	22.4	1043	22/4/98	10675	110	18	2319	22/4/98	10785	116	-	1661	23/4/98	10895	124	-	1371	23/4/98
10456	117	19.9	1610	21/4/98	10566	116	20.6	1043	22/4/98	10676	110	18	2319	22/4/98	10786	117	21.3	1661	23/4/98	10896	127	-	1371	23/4/98
10457	117	20.4	1610	21/4/98	10567	119	21.3	1043	22/4/98	10677	111	18	2319	22/4/98	10787	117	-	1661	23/4/98	10897	127	-	1371	23/4/98
10458	118	21.3	1610	21/4/98	10568	120	23.1	1043	22/4/98	10678	111	18.7	2319	22/4/98	10788	117	21.9	1661	23/4/98	10898	129	-	1371	23/4/98
10459	118	20.7	1610	21/4/98	10569	123	27.1	1043	22/4/98	10679	112	18.9	2319	22/4/98	10789	117	-	1661	23/4/98	10899	130	-	1371	23/4/98
10460	119	22.1	1610	21/4/98	10570	123	26	1043	22/4/98	10680	113	18.5	2319	22/4/98	10790	117	-	1661	23/4/98	10900	141	-	1371	23/4/98
10461	119	-	1610	21/4/98	10571	128	30.3	1043	22/4/98	10681	113	21.1	2319	22/4/98	10791	117	-	1661	23/4/98	10901	145	-	1371	23/4/98
10462	120	21.1	1610	21/4/98	10572	129	28.4	1043	22/4/98	10682	114	18.5	2319	22/4/98	10792	118	-	1661	23/4/98	10902	147	-	1371	23/4/98
10463	120	21.2	1610	21/4/98	10573	130	30.3	1043	22/4/98	10683	117	20.1	2319	22/4/98	10793	118	-	1661	23/4/98	10903	176	68	1371	23/4/98
10464	120	22.3	1610	21/4/98	10574	130	27.8	1043	22/4/98	10684	117	20.8	2319	22/4/98	10794	118	-	1661	23/4/98	10904	180	-	1371	23/4/98
10465	121	24.6	1610	21/4/98	10575	132	30.7	1043	22/4/98	10685	118	21.5	2319	22/4/98	10795	121	-	1661	23/4/98	10905	183	68	1371	23/4/98
10466	122	24.8	1610	21/4/98	10576	135	32.7	1043	22/4/98	10686	119	22.3	2319	22/4/98	10796	121	-	1661	23/4/98	10906	187	86	1371	23/4/98
10467	122	22.8	1610	21/4/98	10577	136	35.6	1043	22/4/98	10687	121	24.3	2319	22/4/98	10797	122	-	1661	23/4/98	10907	187	-	1371	23/4/98
10468	122	23.6	1610	21/4/98	10578	137	36.1	1043	22/4/98	10688	123	24	2319	22/4/98	10798	122	-	1661	23/4/98	10908	187	-	1371	23/4/98
10469	123	23.5	1610	21/4/98	10579	174	68	1043	22/4/98	10689	123	25.1	2319	22/4/98	10799	123	23.2	1661	23/4/98	10909	190	85	1371	23/4/98
10470	123	23.7	1610	21/4/98	10580	190	101	1043	22/4/98	10690	125	25.3	2319	22/4/98	10800	123	-	1661	23/4/98	10910	192	102	1371	23/4/98
10471	124	-	1610	21/4/98	10581	194	110	1043	22/4/98	10691	126	27.7	2319	22/4/98	10801	124	-	1661	23/4/98	10911	201	110	1371	23/4/98
10472	125	25.3	1610	21/4/98	10582	204	118	1043	22/4/98	10692	128	26.9	2319	22/4/98	10802	124	-	1661	23/4/98	10912	219	163	1371	23/4/98
10473	126	25.9	1610	21/4/98	10583	205	133	1043	22/4/98	10693	128	32.5	2319	22/4/98	10803	124	-	1661	23/4/98	10913	233	155	1371	23/4/98
10474	126	-	1610	21/4/98	10584	252	197	1043	22/4/98	10694	129	29.7	2319	22/4/98	10804	125	-	1661	23/4/98	10914	254	249	1371	23/4/98
10475	127	-	1610	21/4/98	10585	256	266	1043	22/4/98	10695	131	28.9	2319	22/4/98	10805	126	-	1661	23/4/98	10915	268	277	1371	23/4/98
10476	128	27.4	1610	21/4/98	10586	111	-	1066	22/4/98	10696	135	-	2319	22/4/98	10806	128	-	1661	23/4/98	10916	277	-	1371	23/4/98
10477	130	28.7	1610	21/4/98	10587	112	23.4	1066	22/4/98	10697	149	44.7	2319	22/4/98	10807	130	-	1661	23/4/98	10917	539	2690	1371	23/4/98
10478	130	-	1610	21/4/98	10588	113	-	1066	22/4/98	10698	182	80	2319	22/4/98	10808	131	-	1661	23/4/98	10918	560	3055	1371	23/4/98
10479	131	29.6	1610	21/4/98	10589	113	-	1066	22/4/98	10699	182	84.7	2319	22/4/98	10809	132	-	1661	23/4/98	10919	99	-	1158	23/4/98
10480	131	28.5	1610	21/4/98	10590	116	-	1066	22/4/98	10700	184	89	2319	22/4/98	10810	133	-	1661	23/4/98	10920	101	-	1158	23/4/98
10481	136	33.7	1610	21/4/98	10591	116	-	1066	22/4/98	10701	184	93	2319	22/4/98	10811	135	-	1661	23/4/98	10921	101	-	1158	23/4/98
10482	136	-	1610	21/4/98	10592	116	-	1066	22/4/98	10702	190	86	2319	22/4/98	10812	136	-	1661	23/4/98	10922	102	-	1158	23/4/98
10483	139	35.8	1610	21/4/98	10593	117	-	1066	22/4/98	10703	190	96	2319	22/4/98	10813	142	-	1661	23/4/98	10923	102	-	1158	23/4/98
10484	142	39.4	1610	21/4/98	10594	117	-	1066	22/4/98	10704	190	91	2319	22/4/98	10814	142	-	1661	23/4/98	10924	103	-	1158	23/4/98
10485	146	40.7	1610	21/4/98	10595	118	-	1066	22/4/98	10705	193	97	2319	22/4/98	10815	143	-	1661	23/4/98	10925	104	-	1158	23/4/98
10486	187	77	1610	21/4/98	10596	119	-	1066	22/4/98	10706	197	102	2319	22/4/98	10816	143	-	1661	23/4/98	10926	105	-	1158	23/4/98
10487	188	86	1610	21/4/98	10597	119	-	1066	22/4/98	10707	202	113	2319	22/4/98	10817	145	-	1661	23/4/98	10927	106	-	1158	23/4/98
10488	191	85	1610	21/4/98	10598	119	-	1066	22/4/98	10708	203	120	2319	22/4/98	10818	150	-	1661	23/4/98	10928	106	-	1158	23/4/98
10489	197	103	1610	21/4/98	10599	120	-	1066	22/4/98	10709	204	109	2319	22/4/98	10819	152	50.8	1661	23/4/98	10929	106	-	1158	23/4/98
10490	199	122	1610	21/4/98	10600	120	-	1066	22/4/98	10710	215	140	2319	22/4/98	10820	156	-	1661	23/4/98	10930	107	-	1158	23/4/98
10491	201	-	1610	21/4/98	10601	120	-	1066	22/4/98	10711	217	143	2319	22/4/98	10821	156	-	1661	23/4/98	10931	107	-	1158	23/4/98
10492	204	-	1610	21/4/98	10602	121	-	1066	22/4/98	10712	218	121	2319	22/4/98	10822	158	-	1661	23/4/98	10932	107	-	1158	23/4/98
10493	207	-	1610	21/4/98	10603	123	25.1	1066	22/4/98	10713	231	172	2319	22/4/98	10823	189	89	1661	23/4/98	10933	107	-	1158	23/4/98
10494	213	127	1610	21/4/98	10604	123	-	1066	22/4/98	10714	247	201	2319	22/4/98	10824	193	-	1661	23/4/98	10934	108	-	1158	23/4/98
10495	216	140	1610	21/4/98	10605	125	-	1066	22/4/98	10715	257	236	2319	22/4/98	10825	203	119	1661	23/4/98	10935	108	-	1158	23/4/98
10496	272	-	1610	21/4/98	10606	126	-	1066	22/4/98	10716	269	285	2319	22/4/98	10826	205	130	1661	23/4/98	10936	108	-	1158	23/4/98
10497	276	-	1610	21/4/98	10607	129	-	1066	22/4/98	10717	274	325	2319	22/4/98	10827	211	-	1661	23/4/98	10937	109	-	1158	23/4/98
10498	300	433	1610	21/4/98	10608	131	-	1066	22/4/98	10718	318	457	2319	22/4/98	10828	212	143	1661	23/4/98	10938	110	-	1158	23/4/98
10499	305	453	1610	21/4/98	10609	133	31.8	1066	22/4/98	10719	340	511	2319	22/4/98	10829	212	125	1661	23/4/98	10939	110	-	1158	23/4/98
10500	97	-	969	21/4/98	10610	138	35.7	1066	22/4/98	10720	367	791	2319	22/4/98	10830	214	-	1661	23/4/98	10940	111	-	1158	23/4/98
10501	105	-	969	21/4/98	10611	138	-	1066	22/4/98	10721	94	-	1661	23/4/98	10831	216	-	1661						

10999	120	-	1389	23/4/98	11109	140	44.8	2419	18/5/98	11219	120	20.7	899	8/6/98	11329	199	-	485	8/6/98	11439	168	61.9	979	9/6/98
11000	124	-	1389	23/4/98	11110	141	37.6	2419	18/5/98	11220	124	24.1	899	8/6/98	11330	203	104	485	8/6/98	11440	214	131	979	9/6/98
11001	124	-	1389	23/4/98	11111	141	40.5	2419	18/5/98	11221	126	-	899	8/6/98	11331	263	235	485	8/6/98	11441	219	129	979	9/6/98
11002	125	-	1389	23/4/98	11112	142	42.2	2419	18/5/98	11222	126	25.1	899	8/6/98	11332	123	24.3	731	9/6/98	11442	222	125	979	9/6/98
11003	126	-	1389	23/4/98	11113	142	40.6	2419	18/5/98	11223	127	-	899	8/6/98	11333	124	26	731	9/6/98	11443	222	139	979	9/6/98
11004	130	-	1389	23/4/98	11114	142	45.9	2419	18/5/98	11224	127	-	899	8/6/98	11334	125	24.3	731	9/6/98	11444	265	240	979	9/6/98
11005	131	-	1389	23/4/98	11115	144	44	2419	18/5/98	11225	127	26.4	899	8/6/98	11335	126	24.8	731	9/6/98	11445	105	16.2	1441	9/6/98
11006	132	-	1389	23/4/98	11116	145	45.3	2419	18/5/98	11226	129	-	899	8/6/98	11336	126	25.2	731	9/6/98	11446	106	15.7	1441	9/6/98
11007	132	-	1389	23/4/98	11117	147	50.4	2419	18/5/98	11227	129	26.8	899	8/6/98	11337	126	25.1	731	9/6/98	11447	108	15.7	1441	9/6/98
11008	132	-	1389	23/4/98	11118	147	44.2	2419	18/5/98	11228	131	-	899	8/6/98	11338	127	26.6	731	9/6/98	11448	108	-	1441	9/6/98
11009	137	-	1389	23/4/98	11119	148	40.9	2419	18/5/98	11229	131	-	899	8/6/98	11339	128	24.6	731	9/6/98	11449	110	16.5	1441	9/6/98
11010	138	-	1389	23/4/98	11120	148	53.6	2419	18/5/98	11230	132	29.9	899	8/6/98	11340	128	26.2	731	9/6/98	11450	111	17.8	1441	9/6/98
11011	138	-	1389	23/4/98	11121	150	41.8	2419	18/5/98	11231	135	-	899	8/6/98	11341	129	29.8	731	9/6/98	11451	113	17.5	1441	9/6/98
11012	139	-	1389	23/4/98	11122	150	61.9	2419	18/5/98	11232	135	-	899	8/6/98	11342	129	27.7	731	9/6/98	11452	113	18.7	1441	9/6/98
11013	155	-	1389	23/4/98	11123	151	48.7	2419	18/5/98	11233	136	-	899	8/6/98	11343	131	27.8	731	9/6/98	11453	113	17.7	1441	9/6/98
11014	190	92	1389	23/4/98	11124	153	54	2419	18/5/98	11234	138	-	899	8/6/98	11344	132	29.4	731	9/6/98	11454	114	21	1441	9/6/98
11015	191	91	1389	23/4/98	11125	153	59.1	2419	18/5/98	11235	139	-	899	8/6/98	11345	132	29.7	731	9/6/98	11455	114	18.7	1441	9/6/98
11016	198	129	1389	23/4/98	11126	154	56.4	2419	18/5/98	11236	140	-	899	8/6/98	11346	135	30.5	731	9/6/98	11456	115	19.1	1441	9/6/98
11017	199	109	1389	23/4/98	11127	160	52.6	2419	18/5/98	11237	140	-	899	8/6/98	11347	135	30	731	9/6/98	11457	117	20.9	1441	9/6/98
11018	202	111	1389	23/4/98	11128	160	59.1	2419	18/5/98	11238	141	-	899	8/6/98	11348	136	31.4	731	9/6/98	11458	117	-	1441	9/6/98
11019	203	144	1389	23/4/98	11129	161	66.2	2419	18/5/98	11239	143	-	899	8/6/98	11349	137	33.5	731	9/6/98	11459	118	21.3	1441	9/6/98
11020	205	130	1389	23/4/98	11130	163	70	2419	18/5/98	11240	147	-	899	8/6/98	11350	140	34.4	731	9/6/98	11460	118	20.9	1441	9/6/98
11021	219	171	1389	23/4/98	11131	165	59	2419	18/5/98	11241	148	45.4	899	8/6/98	11351	140	34.7	731	9/6/98	11461	118	22.3	1441	9/6/98
11022	264	297	1389	23/4/98	11132	166	66.7	2419	18/5/98	11242	154	-	899	8/6/98	11352	140	37	731	9/6/98	11462	118	22.2	1441	9/6/98
11023	98	15.4	2419	18/5/98	11133	185	100	2419	18/5/98	11243	155	-	899	8/6/98	11353	145	39.6	731	9/6/98	11463	118	21.2	1441	9/6/98
11024	100	15.2	2419	18/5/98	11134	196	105	2419	18/5/98	11244	196	107	899	8/6/98	11354	145	40.3	731	9/6/98	11464	119	21.5	1441	9/6/98
11025	102	15.8	2419	18/5/98	11135	198	98	2419	18/5/98	11245	197	103	899	8/6/98	11355	149	43.8	731	9/6/98	11465	119	20.9	1441	9/6/98
11026	102	17	2419	18/5/98	11136	203	112	2419	18/5/98	11246	206	107	899	8/6/98	11356	151	44	731	9/6/98	11466	119	21.7	1441	9/6/98
11027	104	18.2	2419	18/5/98	11137	204	100	2419	18/5/98	11247	206	123	899	8/6/98	11357	151	48.7	731	9/6/98	11467	119	-	1441	9/6/98
11028	104	17.2	2419	18/5/98	11138	207	113	2419	18/5/98	11248	207	140	899	8/6/98	11358	159	57.4	731	9/6/98	11468	120	23.2	1441	9/6/98
11029	106	18.2	2419	18/5/98	11139	210	122	2419	18/5/98	11249	210	126	899	8/6/98	11359	161	59.6	731	9/6/98	11469	121	22.8	1441	9/6/98
11030	107	19.3	2419	18/5/98	11140	212	118	2419	18/5/98	11250	215	156	899	8/6/98	11360	165	60.1	731	9/6/98	11470	121	24.1	1441	9/6/98
11031	108	20.5	2419	18/5/98	11141	213	121	2419	18/5/98	11251	217	137	899	8/6/98	11361	207	122	731	9/6/98	11471	123	24.9	1441	9/6/98
11032	108	18.5	2419	18/5/98	11142	215	128	2419	18/5/98	11252	229	164	899	8/6/98	11362	211	135	731	9/6/98	11472	124	24.3	1441	9/6/98
11033	108	18.5	2419	18/5/98	11143	216	125	2419	18/5/98	11253	238	193	899	8/6/98	11363	219	139	731	9/6/98	11473	124	25.9	1441	9/6/98
11034	109	19.2	2419	18/5/98	11144	217	124	2419	18/5/98	11254	252	-	899	8/6/98	11364	247	205	731	9/6/98	11474	124	26.1	1441	9/6/98
11035	109	20.7	2419	18/5/98	11145	218	142	2419	18/5/98	11255	297	450	899	8/6/98	11365	259	268	731	9/6/98	11475	124	24.2	1441	9/6/98
11036	110	20.4	2419	18/5/98	11146	219	139	2419	18/5/98	11256	374	816	899	8/6/98	11366	105	14.3	745	9/6/98	11476	125	26.4	1441	9/6/98
11037	110	18.9	2419	18/5/98	11147	219	129	2419	18/5/98	11257	114	18.6	666	8/6/98	11367	108	15.7	745	9/6/98	11477	125	25.8	1441	9/6/98
11038	110	21.2	2419	18/5/98	11148	221	132	2419	18/5/98	11258	115	-	666	8/6/98	11368	113	18.6	745	9/6/98	11478	125	24.3	1441	9/6/98
11039	110	19.9	2419	18/5/98	11149	222	140	2419	18/5/98	11259	117	-	666	8/6/98	11369	115	20.8	745	9/6/98	11479	125	24.5	1441	9/6/98
11040	110	21.6	2419	18/5/98	11150	223	142	2419	18/5/98	11260	120	-	666	8/6/98	11370	116	19.8	745	9/6/98	11480	126	26.2	1441	9/6/98
11041	111	19.1	2419	18/5/98	11151	225	149	2419	18/5/98	11261	121	-	666	8/6/98	11371	119	20.9	745	9/6/98	11481	127	25.4	1441	9/6/98
11042	111	19.4	2419	18/5/98	11152	227	154	2419	18/5/98	11262	121	21.7	666	8/6/98	11372	120	21.4	745	9/6/98	11482	127	27.8	1441	9/6/98
11043	112	24	2419	18/5/98	11153	231	163	2419	18/5/98	11263	126	-	666	8/6/98	11373	120	21.7	745	9/6/98	11483	127	27	1441	9/6/98
11044	112	20.7	2419	18/5/98	11154	237	165	2419	18/5/98	11264	128	-	666	8/6/98	11374	124	25	745	9/6/98	11484	127	26.2	1441	9/6/98
11045	112	22.1	2419	18/5/98	11155	260	218	2419	18/5/98	11265	128	-	666	8/6/98	11375	125	24.8	745	9/6/98	11485	128	26.3	1441	9/6/98
11046	112	21.6	2419	18/5/98	11156	263	222	2419	18/5/98	11266	133	28.7	666	8/6/98	11376	127	25.2	745	9/6/98	11486	128	26	1441	9/6/98
11047	112	21.8	2419	18/5/98	11157	265	243	2419	18/5/98	11267	134	-	666	8/6/98	11377	128	25.4	745	9/6/98	11487	128	25.9	1441	9/6/98
11048	112	21.3	2419	18/5/98	11158	274	289	2419	18/5/98	11268	134	-	666	8/6/98	11378	129	27.6	745	9/6/98	11488	128	26.3	1441	9/6/98
11049	113	19.3	2419	18/5/98	11159	357	604	2419	18/5/98	11269	139	-	666	8/6/98	11379	131	25.2	745	9/6/98	11489	128	28.2	1441	9/6/98
11050	113	23.5	2419	18/5/98	11160	525	-	2419	18/5/98	11270	141	-	666	8/6/98	11380	131	27.7	745	9/6/98	11490	129	28.6	1441	9/6/98
11051	113	21.5	2419	18/5/98	11161	554	-	2419	18/5/98	11271	142	-	666	8/6/98	11381	133	28.6	745	9/6/98	11491	129	29	1441	9/6/98

11549	113	23.4	669	16/6/98	11659	134	30.8	1512	16/6/98	11769	159	55.3	1056	16/6/98	11879	166	59.6	1333	17/6/98	11989	127	27	1057	17/6/98
11550	114	22	669	16/6/98	11660	135	33.2	1512	16/6/98	11770	160	55.1	1056	16/6/98	11880	170	66.7	1333	17/6/98	11990	128	28	1057	17/6/98
11551	114	20.6	669	16/6/98	11661	135	30.4	1512	16/6/98	11771	193	93	1056	16/6/98	11881	183	81.3	1333	17/6/98	11991	131	32.6	1057	17/6/98
11552	116	21	669	16/6/98	11662	137	33.1	1512	16/6/98	11772	206	118	1056	16/6/98	11882	200	107	1333	17/6/98	11992	131	29.8	1057	17/6/98
11553	120	24	669	16/6/98	11663	137	34.1	1512	16/6/98	11773	210	121	1056	16/6/98	11883	203	112	1333	17/6/98	11993	132	29.4	1057	17/6/98
11554	121	23.6	669	16/6/98	11664	137	34.5	1512	16/6/98	11774	213	120	1056	16/6/98	11884	208	125	1333	17/6/98	11994	132	30.8	1057	17/6/98
11555	121	24	669	16/6/98	11665	138	33.5	1512	16/6/98	11775	215	150	1056	16/6/98	11885	214	139	1333	17/6/98	11995	133	31.2	1057	17/6/98
11556	122	26	669	16/6/98	11666	138	33	1512	16/6/98	11776	215	131	1056	16/6/98	11886	217	141	1333	17/6/98	11996	135	31.6	1057	17/6/98
11557	122	24	669	16/6/98	11667	138	32.3	1512	16/6/98	11777	219	162	1056	16/6/98	11887	220	158	1333	17/6/98	11997	135	32.1	1057	17/6/98
11558	123	26.5	669	16/6/98	11668	140	36.6	1512	16/6/98	11778	222	139	1056	16/6/98	11888	231	172	1333	17/6/98	11998	136	33.4	1057	17/6/98
11559	124	26	669	16/6/98	11669	143	38.4	1512	16/6/98	11779	293	396	1056	16/6/98	11889	233	173	1333	17/6/98	11999	138	35.3	1057	17/6/98
11560	124	26	669	16/6/98	11670	145	40.6	1512	16/6/98	11780	412	1050	1056	16/6/98	11890	111	19.6	1820	17/6/98	12000	138	33.2	1057	17/6/98
11561	124	27.1	669	16/6/98	11671	150	43.5	1512	16/6/98	11781	532	2308	1056	16/6/98	11891	116	22	1820	17/6/98	12001	138	35.7	1057	17/6/98
11562	125	27	669	16/6/98	11672	150	48.6	1512	16/6/98	11782	25	0.24	1056	16/6/98	11892	117	22.1	1820	17/6/98	12002	140	34	1057	17/6/98
11563	127	27.9	669	16/6/98	11673	150	45.9	1512	16/6/98	11783	25	0.25	1056	16/6/98	11893	118	20.9	1820	17/6/98	12003	140	36.8	1057	17/6/98
11564	128	27	669	16/6/98	11674	150	43.3	1512	16/6/98	11784	27	0.41	1056	16/6/98	11894	119	22.3	1820	17/6/98	12004	141	36.8	1057	17/6/98
11565	129	31	669	16/6/98	11675	150	44.6	1512	16/6/98	11785	27	0.29	1056	16/6/98	11895	119	23.8	1820	17/6/98	12005	142	36.6	1057	17/6/98
11566	131	29	669	16/6/98	11676	151	41.7	1512	16/6/98	11786	27	0.26	1056	16/6/98	11896	119	22.6	1820	17/6/98	12006	142	36.9	1057	17/6/98
11567	131	33	669	16/6/98	11677	151	46.4	1512	16/6/98	11787	27	0.32	1056	16/6/98	11897	120	25.5	1820	17/6/98	12007	143	42.5	1057	17/6/98
11568	132	30	669	16/6/98	11678	157	47	1512	16/6/98	11788	27	0.31	1056	16/6/98	11898	121	25	1820	17/6/98	12008	143	37.7	1057	17/6/98
11569	135	32	669	16/6/98	11679	159	54.6	1512	16/6/98	11789	28	0.36	1056	16/6/98	11899	121	24.7	1820	17/6/98	12009	144	39.4	1057	17/6/98
11570	136	34	669	16/6/98	11680	165	58.6	1512	16/6/98	11790	28	0.3	1056	16/6/98	11900	121	24.2	1820	17/6/98	12010	145	38.1	1057	17/6/98
11571	136	30	669	16/6/98	11681	166	63.2	1512	16/6/98	11791	114	20.1	1224	16/6/98	11901	121	23	1820	17/6/98	12011	146	41.1	1057	17/6/98
11572	137	33.9	669	16/6/98	11682	172	73.4	1512	16/6/98	11792	116	20.4	1224	16/6/98	11902	123	24.8	1820	17/6/98	12012	147	42.6	1057	17/6/98
11573	138	37	669	16/6/98	11683	193	94	1512	16/6/98	11793	121	22.6	1224	16/6/98	11903	124	23.6	1820	17/6/98	12013	147	42.1	1057	17/6/98
11574	138	30	669	16/6/98	11684	215	149	1512	16/6/98	11794	125	25.6	1224	16/6/98	11904	124	25	1820	17/6/98	12014	148	46.6	1057	17/6/98
11575	139	40	669	16/6/98	11685	230	172	1512	16/6/98	11795	125	25.7	1224	16/6/98	11905	126	26.1	1820	17/6/98	12015	149	43.7	1057	17/6/98
11576	139	34.9	669	16/6/98	11686	244	213	1512	16/6/98	11796	126	25.5	1224	16/6/98	11906	127	27.1	1820	17/6/98	12016	149	43.2	1057	17/6/98
11577	140	38	669	16/6/98	11687	245	227	1512	16/6/98	11797	126	25.1	1224	16/6/98	11907	128	28.1	1820	17/6/98	12017	149	44.7	1057	17/6/98
11578	144	42	669	16/6/98	11688	253	247	1512	16/6/98	11798	127	24.9	1224	16/6/98	11908	129	27	1820	17/6/98	12018	150	43	1057	17/6/98
11579	152	43.1	669	16/6/98	11689	255	221	1512	16/6/98	11799	127	29	1224	16/6/98	11909	130	27.9	1820	17/6/98	12019	150	42.6	1057	17/6/98
11580	156	54.9	669	16/6/98	11690	306	522	1512	16/6/98	11800	128	27.7	1224	16/6/98	11910	130	29.3	1820	17/6/98	12020	151	43.7	1057	17/6/98
11581	197	106	669	16/6/98	11691	383	849	1512	16/6/98	11801	129	27.5	1224	16/6/98	11911	132	32.4	1820	17/6/98	12021	152	46.8	1057	17/6/98
11582	203	120	669	16/6/98	11692	125	-	-	16/6/98	11802	130	29.5	1224	16/6/98	11912	132	31.3	1820	17/6/98	12022	154	49.3	1057	17/6/98
11583	216	133	669	16/6/98	11693	127	-	-	16/6/98	11803	130	30.5	1224	16/6/98	11913	134	33.5	1820	17/6/98	12023	155	48.8	1057	17/6/98
11584	273	290	669	16/6/98	11694	130	-	-	16/6/98	11804	130	28.8	1224	16/6/98	11914	134	32.6	1820	17/6/98	12024	157	49.7	1057	17/6/98
11585	110	17.7	781	16/6/98	11695	131	-	-	16/6/98	11805	131	30.1	1224	16/6/98	11915	134	33.2	1820	17/6/98	12025	157	52.5	1057	17/6/98
11586	111	18.4	781	16/6/98	11696	132	-	-	16/6/98	11806	132	29.9	1224	16/6/98	11916	134	32.8	1820	17/6/98	12026	160	52.4	1057	17/6/98
11587	111	20.2	781	16/6/98	11697	134	-	-	16/6/98	11807	132	30	1224	16/6/98	11917	137	35.6	1820	17/6/98	12027	164	56.2	1057	17/6/98
11588	115	21.3	781	16/6/98	11698	135	-	-	16/6/98	11808	133	29.4	1224	16/6/98	11918	137	32	1820	17/6/98	12028	164	59.1	1057	17/6/98
11589	115	20.5	781	16/6/98	11699	136	-	-	16/6/98	11809	136	31.4	1224	16/6/98	11919	137	34	1820	17/6/98	12029	166	60.4	1057	17/6/98
11590	116	20.1	781	16/6/98	11700	136	-	-	16/6/98	11810	137	32.7	1224	16/6/98	11920	137	37.4	1820	17/6/98	12030	167	63.7	1057	17/6/98
11591	118	23.3	781	16/6/98	11701	136	-	-	16/6/98	11811	137	30.1	1224	16/6/98	11921	138	34.6	1820	17/6/98	12031	169	66	1057	17/6/98
11592	120	23.4	781	16/6/98	11702	137	-	-	16/6/98	11812	138	32.5	1224	16/6/98	11922	138	35.2	1820	17/6/98	12032	170	65.6	1057	17/6/98
11593	121	24.1	781	16/6/98	11703	138	-	-	16/6/98	11813	138	33.7	1224	16/6/98	11923	139	33	1820	17/6/98	12033	204	111	1057	17/6/98
11594	122	27.1	781	16/6/98	11704	140	-	-	16/6/98	11814	138	33	1224	16/6/98	11924	139	34.3	1820	17/6/98	12034	212	128	1057	17/6/98
11595	125	26	781	16/6/98	11705	141	-	-	16/6/98	11815	140	35.1	1224	16/6/98	11925	140	35.1	1820	17/6/98	12035	215	127	1057	17/6/98
11596	125	25.8	781	16/6/98	11706	141	-	-	16/6/98	11816	141	36	1224	16/6/98	11926	140	36.9	1820	17/6/98	12036	218	138	1057	17/6/98
11597	125	25.9	781	16/6/98	11707	141	-	-	16/6/98	11817	141	34.8	1224	16/6/98	11927	140	35.1	1820	17/6/98	12037	26	0.26	1057	17/6/98
11598	126	27	781	16/6/98	11708	142	-	-	16/6/98	11818	142	38.6	1224	16/6/98	11928	141	34.8	1820	17/6/98	12038	26	0.31	1057	17/6/98
11599	127	27.7	781	16/6/98	11709	144	-	-	16/6/98	11819	145	39.2	1224	16/6/98	11929	142	37.7	1820	17/6/98	12039	26	0.27	1057	17/6/98
11600	129	30	781	16/6/98	11710	144	-	-	16/6/98	11820	146	37.5	1224	16/6/98	11930	142	39	1820	17/6/98	12040	28	0.36	1057	17/6/98
11601</																								

12099	129	27.8	861	17/6/98	12209	120	-	417	18/6/98	12319	135	-	1722	18/6/98	12429	147	-	1414	18/6/98	12539	145	40.2	976	22/6/98
12100	130	29.1	861	17/6/98	12210	125	-	417	18/6/98	12320	135	-	1722	18/6/98	12430	148	-	1414	18/6/98	12540	145	38.5	976	22/6/98
12101	130	28	861	17/6/98	12211	129	-	417	18/6/98	12321	135	-	1722	18/6/98	12431	148	-	1414	18/6/98	12541	147	38.6	976	22/6/98
12102	130	30.7	861	17/6/98	12212	130	-	417	18/6/98	12322	136	-	1722	18/6/98	12432	148	-	1414	18/6/98	12542	148	41.9	976	22/6/98
12103	130	28.8	861	17/6/98	12213	131	-	417	18/6/98	12323	136	-	1722	18/6/98	12433	149	-	1414	18/6/98	12543	150	44.1	976	22/6/98
12104	130	-	861	17/6/98	12214	131	-	417	18/6/98	12324	136	-	1722	18/6/98	12434	150	-	1414	18/6/98	12544	150	46.6	976	22/6/98
12105	130	30.5	861	17/6/98	12215	132	-	417	18/6/98	12325	136	-	1722	18/6/98	12435	150	-	1414	18/6/98	12545	151	44.4	976	22/6/98
12106	131	28.6	861	17/6/98	12216	136	-	417	18/6/98	12326	137	-	1722	18/6/98	12436	150	-	1414	18/6/98	12546	154	52.9	976	22/6/98
12107	131	30.5	861	17/6/98	12217	141	-	417	18/6/98	12327	137	-	1722	18/6/98	12437	151	-	1414	18/6/98	12547	164	62.7	976	22/6/98
12108	131	30.3	861	17/6/98	12218	141	-	417	18/6/98	12328	137	-	1722	18/6/98	12438	153	-	1414	18/6/98	12548	165	59.9	976	22/6/98
12109	131	-	861	17/6/98	12219	146	-	417	18/6/98	12329	137	-	1722	18/6/98	12439	154	-	1414	18/6/98	12549	197	99	976	22/6/98
12110	132	30.1	861	17/6/98	12220	146	-	417	18/6/98	12330	137	-	1722	18/6/98	12440	160	-	1414	18/6/98	12550	197	98	976	22/6/98
12111	132	30.6	861	17/6/98	12221	147	-	417	18/6/98	12331	138	-	1722	18/6/98	12441	161	-	1414	18/6/98	12551	199	103	976	22/6/98
12112	132	-	861	17/6/98	12222	148	-	417	18/6/98	12332	138	-	1722	18/6/98	12442	164	-	1414	18/6/98	12552	208	146	976	22/6/98
12113	132	31.6	861	17/6/98	12223	156	-	417	18/6/98	12333	138	-	1722	18/6/98	12443	190	-	1414	18/6/98	12553	214	140	976	22/6/98
12114	134	31.6	861	17/6/98	12224	115	-	1485	18/6/98	12334	138	-	1722	18/6/98	12444	203	126	1414	18/6/98	12554	285	372	976	22/6/98
12115	134	32.7	861	17/6/98	12225	115	-	1485	18/6/98	12335	138	-	1722	18/6/98	12445	225	164	1414	18/6/98	12555	120	-	1239	22/6/98
12116	135	32.4	861	17/6/98	12226	118	-	1485	18/6/98	12336	138	-	1722	18/6/98	12446	231	143	1414	18/6/98	12556	125	-	1239	22/6/98
12117	137	32.8	861	17/6/98	12227	120	-	1485	18/6/98	12337	138	-	1722	18/6/98	12447	232	181	1414	18/6/98	12557	126	-	1239	22/6/98
12118	137	33.7	861	17/6/98	12228	121	-	1485	18/6/98	12338	139	-	1722	18/6/98	12448	255	248	1414	18/6/98	12558	126	-	1239	22/6/98
12119	138	35.8	861	17/6/98	12229	121	-	1485	18/6/98	12339	139	-	1722	18/6/98	12449	295	412	1414	18/6/98	12559	126	-	1239	22/6/98
12120	139	36.6	861	17/6/98	12230	123	-	1485	18/6/98	12340	139	-	1722	18/6/98	12450	309	424	1414	18/6/98	12560	127	-	1239	22/6/98
12121	140	38.7	861	17/6/98	12231	125	-	1485	18/6/98	12341	139	-	1722	18/6/98	12451	115	-	1009	18/6/98	12561	127	-	1239	22/6/98
12122	141	36.3	861	17/6/98	12232	125	-	1485	18/6/98	12342	139	-	1722	18/6/98	12452	121	-	1009	18/6/98	12562	127	-	1239	22/6/98
12123	141	36.2	861	17/6/98	12233	127	-	1485	18/6/98	12343	140	-	1722	18/6/98	12453	123	-	1009	18/6/98	12563	128	-	1239	22/6/98
12124	142	-	861	17/6/98	12234	127	-	1485	18/6/98	12344	140	-	1722	18/6/98	12454	125	-	1009	18/6/98	12564	130	-	1239	22/6/98
12125	142	-	861	17/6/98	12235	127	-	1485	18/6/98	12345	140	-	1722	18/6/98	12455	125	-	1009	18/6/98	12565	130	-	1239	22/6/98
12126	144	-	861	17/6/98	12236	128	-	1485	18/6/98	12346	140	-	1722	18/6/98	12456	128	-	1009	18/6/98	12566	130	-	1239	22/6/98
12127	144	-	861	17/6/98	12237	129	-	1485	18/6/98	12347	140	-	1722	18/6/98	12457	128	-	1009	18/6/98	12567	130	31.2	1239	22/6/98
12128	145	38.4	861	17/6/98	12238	130	-	1485	18/6/98	12348	140	-	1722	18/6/98	12458	129	-	1009	18/6/98	12568	131	-	1239	22/6/98
12129	145	41.9	861	17/6/98	12239	130	-	1485	18/6/98	12349	141	-	1722	18/6/98	12459	130	-	1009	18/6/98	12569	132	-	1239	22/6/98
12130	145	-	861	17/6/98	12240	130	-	1485	18/6/98	12350	141	-	1722	18/6/98	12460	130	-	1009	18/6/98	12570	135	-	1239	22/6/98
12131	147	42.6	861	17/6/98	12241	130	-	1485	18/6/98	12351	142	-	1722	18/6/98	12461	132	-	1009	18/6/98	12571	135	31	1239	22/6/98
12132	147	41.7	861	17/6/98	12242	130	-	1485	18/6/98	12352	142	-	1722	18/6/98	12462	132	-	1009	18/6/98	12572	136	-	1239	22/6/98
12133	149	43.9	861	17/6/98	12243	131	-	1485	18/6/98	12353	143	-	1722	18/6/98	12463	133	-	1009	18/6/98	12573	136	-	1239	22/6/98
12134	149	-	861	17/6/98	12244	132	-	1485	18/6/98	12354	143	-	1722	18/6/98	12464	133	-	1009	18/6/98	12574	136	-	1239	22/6/98
12135	150	45.7	861	17/6/98	12245	134	-	1485	18/6/98	12355	144	-	1722	18/6/98	12465	134	-	1009	18/6/98	12575	136	35	1239	22/6/98
12136	154	57.7	861	17/6/98	12246	134	-	1485	18/6/98	12356	144	-	1722	18/6/98	12466	134	-	1009	18/6/98	12576	138	-	1239	22/6/98
12137	156	49	861	17/6/98	12247	134	-	1485	18/6/98	12357	145	-	1722	18/6/98	12467	134	-	1009	18/6/98	12577	138	-	1239	22/6/98
12138	158	-	861	17/6/98	12248	135	-	1485	18/6/98	12358	145	-	1722	18/6/98	12468	135	-	1009	18/6/98	12578	139	-	1239	22/6/98
12139	160	-	861	17/6/98	12249	135	-	1485	18/6/98	12359	145	-	1722	18/6/98	12469	136	-	1009	18/6/98	12579	140	-	1239	22/6/98
12140	162	56.8	861	17/6/98	12250	135	-	1485	18/6/98	12360	147	-	1722	18/6/98	12470	139	-	1009	18/6/98	12580	140	-	1239	22/6/98
12141	164	62.5	861	17/6/98	12251	135	-	1485	18/6/98	12361	149	-	1722	18/6/98	12471	139	-	1009	18/6/98	12581	141	-	1239	22/6/98
12142	166	60.5	861	17/6/98	12252	135	-	1485	18/6/98	12362	149	-	1722	18/6/98	12472	140	-	1009	18/6/98	12582	142	-	1239	22/6/98
12143	171	67.6	861	17/6/98	12253	135	-	1485	18/6/98	12363	150	-	1722	18/6/98	12473	140	-	1009	18/6/98	12583	142	-	1239	22/6/98
12144	172	68.3	861	17/6/98	12254	136	-	1485	18/6/98	12364	152	-	1722	18/6/98	12474	141	-	1009	18/6/98	12584	142	-	1239	22/6/98
12145	173	-	861	17/6/98	12255	137	-	1485	18/6/98	12365	152	-	1722	18/6/98	12475	141	-	1009	18/6/98	12585	143	-	1239	22/6/98
12146	177	74.9	861	17/6/98	12256	138	-	1485	18/6/98	12366	154	-	1722	18/6/98	12476	141	-	1009	18/6/98	12586	144	-	1239	22/6/98
12147	191	88	861	17/6/98	12257	138	-	1485	18/6/98	12367	155	-	1722	18/6/98	12477	142	-	1009	18/6/98	12587	145	-	1239	22/6/98
12148	211	125	861	17/6/98	12258	139	-	1485	18/6/98	12368	155	-	1722	18/6/98	12478	142	-	1009	18/6/98	12588	146	-	1239	22/6/98
12149	214	121	861	17/6/98	12259	140	-	1485	18/6/98	12369	155	-	1722	18/6/98	12479	144	-	1009	18/6/98	12589	146	-	1239	22/6/98
12150	225	145	861	17/6/98	12260	140	-	1485	18/6/98	12370	155	-	1722	18/6/98	12480	145	-	1009	18/6/98	12590	147	-	1239	22/6/98
12151	228	167	861	17/6/98	12261	141	-	1485	18/6/98	12371	156	-	1722	18/6/98	12481	145	-	1009	18/6/98	12591	147	-	1239	22/6/98
12152	230	166	861	17/6/98	12262	141	-	1485	18/6/98	12372	157	-	1722	18/6/98	12482	146	-	1009	18/6/98	12592	147	-	1239	22/6/98
12153	232	169	861	1																				

12649	128	29.4	1572	22/6/98	12759	140	34	955	23/6/98	12869	139	35.4	697	23/6/98	12979	181	80.5	1220	23/6/98	13089	166	-	-	23/6/98
12650	129	27.3	1572	22/6/98	12760	140	34.5	955	23/6/98	12870	140	35.4	697	23/6/98	12980	183	88	1220	23/6/98	13090	167	-	-	23/6/98
12651	129	28.1	917	22/6/98	12761	141	36.2	955	23/6/98	12871	140	36.3	697	23/6/98	12981	183	76	1220	23/6/98	13091	174	-	-	23/6/98
12652	130	28.2	1572	22/6/98	12762	143	36.1	955	23/6/98	12872	140	34.9	697	23/6/98	12982	183	88	1220	23/6/98	13092	198	99	-	23/6/98
12653	130	28.7	1572	22/6/98	12763	145	40.8	955	23/6/98	12873	140	36.2	697	23/6/98	12983	209	111	1220	23/6/98	13093	198	-	-	23/6/98
12654	130	26.8	1572	22/6/98	12764	145	42.3	955	23/6/98	12874	141	36.5	697	23/6/98	12984	217	137	1220	23/6/98	13094	202	98	-	23/6/98
12655	131	27.7	1572	22/6/98	12765	147	40.3	955	23/6/98	12875	142	-	697	23/6/98	12985	223	160	1220	23/6/98	13095	206	122	-	23/6/98
12656	131	29.9	1572	22/6/98	12766	148	48	955	23/6/98	12876	145	42.5	697	23/6/98	12986	236	186	1220	23/6/98	13096	208	129	-	23/6/98
12657	131	29.5	917	22/6/98	12767	150	43.5	955	23/6/98	12877	146	38.1	697	23/6/98	12987	261	241	1220	23/6/98	13097	210	110	-	23/6/98
12658	132	31	917	22/6/98	12768	150	44.9	955	23/6/98	12878	146	-	697	23/6/98	12988	322	442	1220	23/6/98	13098	224	151	-	23/6/98
12659	133	30.3	1572	22/6/98	12769	152	43.5	955	23/6/98	12879	146	39.6	697	23/6/98	12989	362	771	1220	23/6/98	13099	225	151	-	23/6/98
12660	133	31.5	917	22/6/98	12770	155	48.1	955	23/6/98	12880	146	40.7	697	23/6/98	12990	366	663	1220	23/6/98	13100	227	157	-	23/6/98
12661	133	28.5	917	22/6/98	12771	156	51.5	955	23/6/98	12881	147	39.5	697	23/6/98	12991	529	2307	1220	23/6/98	13101	236	192	-	23/6/98
12662	133	30.9	917	22/6/98	12772	157	50.5	955	23/6/98	12882	148	40.4	697	23/6/98	12992	106	-	-	23/6/98	13102	246	205	-	23/6/98
12663	133	32.2	917	22/6/98	12773	160	53.3	955	23/6/98	12883	150	43.4	697	23/6/98	12993	120	-	-	23/6/98	13103	258	255	-	23/6/98
12664	133	30.6	917	22/6/98	12774	160	50.5	955	23/6/98	12884	150	-	697	23/6/98	12994	120	-	-	23/6/98	13104	259	251	-	23/6/98
12665	134	33.8	1572	22/6/98	12775	161	56.7	955	23/6/98	12885	150	45.9	697	23/6/98	12995	120	-	-	23/6/98	13105	264	287	-	23/6/98
12666	134	33.2	1572	22/6/98	12776	163	58.2	955	23/6/98	12886	152	47	697	23/6/98	12996	122	-	-	23/6/98	13106	265	291	-	23/6/98
12667	134	-	917	22/6/98	12777	166	62.6	955	23/6/98	12887	152	-	697	23/6/98	12997	122	-	-	23/6/98	13107	270	288	-	23/6/98
12668	135	31.8	1572	22/6/98	12778	166	60.3	955	23/6/98	12888	153	50.9	697	23/6/98	12998	124	-	-	23/6/98	13108	271	243	-	23/6/98
12669	135	31.2	1572	22/6/98	12779	170	68.3	955	23/6/98	12889	153	44.7	697	23/6/98	12999	125	-	-	23/6/98	13109	285	359	-	23/6/98
12670	135	31.7	1572	22/6/98	12780	191	94.8	955	23/6/98	12890	153	46.9	697	23/6/98	13000	125	-	-	23/6/98	13110	305	423	-	23/6/98
12671	136	32.5	917	22/6/98	12781	191	102	955	23/6/98	12891	155	-	697	23/6/98	13001	125	-	-	23/6/98	13111	375	864	-	23/6/98
12672	137	33.7	1572	22/6/98	12782	201	107	955	23/6/98	12892	155	49.9	697	23/6/98	13002	125	-	-	23/6/98	13112	514	2229	-	23/6/98
12673	138	32.9	1572	22/6/98	12783	216	149	955	23/6/98	12893	157	51.3	697	23/6/98	13003	126	-	-	23/6/98	13113	118	20.8	1122	24/6/98
12674	138	-	917	22/6/98	12784	220	169	955	23/6/98	12894	158	51.5	697	23/6/98	13004	127	-	-	23/6/98	13114	122	24.1	1122	24/6/98
12675	138	35.3	917	22/6/98	12785	275	307	955	23/6/98	12895	158	50.4	697	23/6/98	13005	127	-	-	23/6/98	13115	122	25.1	1122	24/6/98
12676	139	36.2	917	22/6/98	12786	128	-	1016	23/6/98	12896	161	52.1	697	23/6/98	13006	127	-	-	23/6/98	13116	125	25.4	1122	24/6/98
12677	141	36.4	1572	22/6/98	12787	130	31.2	1016	23/6/98	12897	182	78	697	23/6/98	13007	129	-	-	23/6/98	13117	126	28.3	1122	24/6/98
12678	141	36	1572	22/6/98	12788	131	-	1016	23/6/98	12898	203	106	697	23/6/98	13008	129	-	-	23/6/98	13118	127	28.8	1122	24/6/98
12679	141	37.6	1572	22/6/98	12789	131	31.4	1016	23/6/98	12899	210	127	697	23/6/98	13009	130	-	-	23/6/98	13119	130	30.5	1122	24/6/98
12680	141	39.2	917	22/6/98	12790	132	-	1016	23/6/98	12900	213	117	697	23/6/98	13010	130	-	-	23/6/98	13120	130	32	1122	24/6/98
12681	142	40.6	1572	22/6/98	12791	133	31.4	1016	23/6/98	12901	235	175	697	23/6/98	13011	130	-	-	23/6/98	13121	130	28.9	1122	24/6/98
12682	142	-	917	22/6/98	12792	134	29.9	1016	23/6/98	12902	269	285	697	23/6/98	13012	130	-	-	23/6/98	13122	130	29	1122	24/6/98
12683	143	40.6	917	22/6/98	12793	134	31.9	1016	23/6/98	12903	121	24.7	1220	23/6/98	13013	130	-	-	23/6/98	13123	131	31.8	1122	24/6/98
12684	143	37.8	917	22/6/98	12794	135	34.3	1016	23/6/98	12904	125	27.2	1220	23/6/98	13014	130	-	-	23/6/98	13124	132	31.7	1122	24/6/98
12685	143	-	917	22/6/98	12795	135	31	1016	23/6/98	12905	125	27.1	1220	23/6/98	13015	130	-	-	23/6/98	13125	133	31.5	1122	24/6/98
12686	144	-	917	22/6/98	12796	135	32.1	1016	23/6/98	12906	126	26.9	1220	23/6/98	13016	130	-	-	23/6/98	13126	134	31.5	1122	24/6/98
12687	145	40.1	1572	22/6/98	12797	135	30.5	1016	23/6/98	12907	128	28.2	1220	23/6/98	13017	130	-	-	23/6/98	13127	135	33.5	1122	24/6/98
12688	145	42.1	917	22/6/98	12798	135	-	1016	23/6/98	12908	128	28	1220	23/6/98	13018	131	-	-	23/6/98	13128	135	33.3	1122	24/6/98
12689	146	41	1572	22/6/98	12799	135	32	1016	23/6/98	12909	128	28.5	1220	23/6/98	13019	131	-	-	23/6/98	13129	136	33.9	1122	24/6/98
12690	146	42.3	1572	22/6/98	12800	139	33.6	1016	23/6/98	12910	130	29.3	1220	23/6/98	13020	131	-	-	23/6/98	13130	136	32.5	1122	24/6/98
12691	148	43.7	917	22/6/98	12801	139	33.7	1016	23/6/98	12911	130	31.1	1220	23/6/98	13021	131	-	-	23/6/98	13131	137	32.3	1122	24/6/98
12692	153	47.6	1572	22/6/98	12802	140	39.3	1016	23/6/98	12912	130	30.1	1220	23/6/98	13022	131	-	-	23/6/98	13132	137	33.5	1122	24/6/98
12693	154	48.1	917	22/6/98	12803	140	35.4	1016	23/6/98	12913	131	32.4	1220	23/6/98	13023	132	-	-	23/6/98	13133	138	35.8	1122	24/6/98
12694	156	48.1	1572	22/6/98	12804	140	34.8	1016	23/6/98	12914	131	28.1	1220	23/6/98	13024	132	-	-	23/6/98	13134	138	33	1122	24/6/98
12695	159	52	1572	22/6/98	12805	140	-	1016	23/6/98	12915	131	30.8	1220	23/6/98	13025	132	-	-	23/6/98	13135	139	35.7	1122	24/6/98
12696	161	53.8	917	22/6/98	12806	140	36	1016	23/6/98	12916	131	27.6	1220	23/6/98	13026	132	-	-	23/6/98	13136	140	39.4	1122	24/6/98
12697	166	61.9	1572	22/6/98	12807	140	-	1016	23/6/98	12917	132	29.9	1220	23/6/98	13027	133	-	-	23/6/98	13137	140	37.1	1122	24/6/98
12698	166	61	917	22/6/98	12808	141	39.1	1016	23/6/98	12918	132	29.3	1220	23/6/98	13028	133	-	-	23/6/98	13138	140	39.9	1122	24/6/98
12699	169	70	1572	22/6/98	12809	142	35.4	1016	23/6/98	12919	132	32.1	1220	23/6/98	13029	134	-	-	23/6/98	13139	141	36	1122	24/6/98
12700	202	96	1572	22/6/98	12810	142	40.3	1016	23/6/98	12920	132	29.6	1220	23/6/98	13030	134	-	-	23/6/98	13140	143	39.3	1122	24/6/98
12701	203	111	1572	22/6/98	12811	143	-	1016	23/6/98	12921	132	31	1220	23/6/98	13031	134	-	-	23/6/98	13141	143	40	1122	24/6/98
12702	203	115	917	22/6/98	12812	143	-	1016	23/6/98	1														

13199	140	38	1218	24/6/98	13309	128	27,8	-	26/6/98	13419	143	-	1649	26/6/98	13529	135	36,1	841	3/7/98	13639	197	125	1415	3/7/98
13200	141	36,2	1218	24/6/98	13310	130	-	-	26/6/98	13420	143	-	1649	26/6/98	13530	136	35,8	841	3/7/98	13640	199	111	1415	3/7/98
13201	141	-	1218	24/6/98	13311	133	-	-	26/6/98	13421	144	39,9	1649	26/6/98	13531	138	40,3	841	3/7/98	13641	209	129	1415	3/7/98
13202	142	38,8	1218	24/6/98	13312	136	-	-	26/6/98	13422	144	38,8	1649	26/6/98	13532	138	39,1	841	3/7/98	13642	210	129	1415	3/7/98
13203	142	38,9	1218	24/6/98	13313	137	-	-	26/6/98	13423	145	-	1649	26/6/98	13533	138	36,1	841	3/7/98	13643	215	131	1415	3/7/98
13204	143	39,7	1218	24/6/98	13314	138	-	-	26/6/98	13424	145	-	1649	26/6/98	13534	138	36,3	841	3/7/98	13644	216	128	1415	3/7/98
13205	144	40,7	1218	24/6/98	13315	138	-	-	26/6/98	13425	146	-	1649	26/6/98	13535	140	40,2	841	3/7/98	13645	222	153	1415	3/7/98
13206	144	40	1218	24/6/98	13316	138	-	-	26/6/98	13426	146	38,2	1649	26/6/98	13536	141	-	841	3/7/98	13646	233	169	1415	3/7/98
13207	145	42,5	1218	24/6/98	13317	139	-	-	26/6/98	13427	146	44,5	1649	26/6/98	13537	141	-	841	3/7/98	13647	237	190	1415	3/7/98
13208	145	40,2	1218	24/6/98	13318	140	-	-	26/6/98	13428	147	-	1649	26/6/98	13538	142	40,8	841	3/7/98	13648	347	550	1415	3/7/98
13209	146	39,2	1218	24/6/98	13319	141	-	-	26/6/98	13429	148	40,3	1649	26/6/98	13539	142	40,5	841	3/7/98	13649	80	117	1169	3/7/98
13210	146	44	1218	24/6/98	13320	144	-	-	26/6/98	13430	148	-	1649	26/6/98	13540	142	36,2	841	3/7/98	13650	139	34,3	1169	3/7/98
13211	148	42,3	1218	24/6/98	13321	145	-	-	26/6/98	13431	149	-	1649	26/6/98	13541	143	40,3	841	3/7/98	13651	141	34,6	1169	3/7/98
13212	148	50,6	1218	24/6/98	13322	146	42,8	-	26/6/98	13432	150	42,6	1649	26/6/98	13542	143	44,3	841	3/7/98	13652	141	37	1169	3/7/98
13213	149	42,4	1218	24/6/98	13323	149	-	-	26/6/98	13433	151	-	1649	26/6/98	13543	145	31,4	841	3/7/98	13653	142	37,2	1169	3/7/98
13214	149	45,5	1218	24/6/98	13324	149	44,3	-	26/6/98	13434	151	44,8	1649	26/6/98	13544	145	45,1	841	3/7/98	13654	143	39,1	1169	3/7/98
13215	150	45	1218	24/6/98	13325	127	25,6	1138	26/6/98	13435	152	47,1	1649	26/6/98	13545	145	44,7	841	3/7/98	13655	143	33,6	1169	3/7/98
13216	150	45,3	1218	24/6/98	13326	129	29,1	1138	26/6/98	13436	153	47,8	1649	26/6/98	13546	145	-	841	3/7/98	13656	143	38,5	1169	3/7/98
13217	150	45,4	1218	24/6/98	13327	130	29,1	1138	26/6/98	13437	154	50,4	1649	26/6/98	13547	146	43,8	841	3/7/98	13657	146	39	1169	3/7/98
13218	152	47	1218	24/6/98	13328	130	30,2	1138	26/6/98	13438	155	55,5	1649	26/6/98	13548	146	-	841	3/7/98	13658	148	42,3	1169	3/7/98
13219	153	47,4	1218	24/6/98	13329	134	30,3	1138	26/6/98	13439	156	46,9	1649	26/6/98	13549	146	-	841	3/7/98	13659	148	39,1	1169	3/7/98
13220	154	49,1	1218	24/6/98	13330	137	30,5	1138	26/6/98	13440	159	-	1649	26/6/98	13550	147	43,3	841	3/7/98	13660	149	40,4	1169	3/7/98
13221	154	-	1218	24/6/98	13331	137	35	1138	26/6/98	13441	160	52,8	1649	26/6/98	13551	147	42,3	841	3/7/98	13661	150	43,7	1169	3/7/98
13222	156	51,6	1218	24/6/98	13332	138	36,4	1138	26/6/98	13442	161	-	1649	26/6/98	13552	148	46,3	841	3/7/98	13662	150	42,2	1169	3/7/98
13223	157	54,1	1218	24/6/98	13333	140	35,4	1138	26/6/98	13443	161	-	1649	26/6/98	13553	149	43,9	841	3/7/98	13663	150	40,3	1169	3/7/98
13224	158	55,6	1218	24/6/98	13334	141	-	1138	26/6/98	13444	163	-	1649	26/6/98	13554	149	49,5	841	3/7/98	13664	150	49,7	1169	3/7/98
13225	159	56	1218	24/6/98	13335	141	-	1138	26/6/98	13445	167	65,5	1649	26/6/98	13555	150	45,9	841	3/7/98	13665	152	41,2	1169	3/7/98
13226	162	57,2	1218	24/6/98	13336	141	37,8	1138	26/6/98	13446	170	65,1	1649	26/6/98	13556	150	51	841	3/7/98	13666	152	45,6	1169	3/7/98
13227	164	63,4	1218	24/6/98	13337	143	-	1138	26/6/98	13447	173	66,7	1649	26/6/98	13557	154	51,8	841	3/7/98	13667	152	42	1169	3/7/98
13228	164	-	1218	24/6/98	13338	143	36,7	1138	26/6/98	13448	179	80,2	1649	26/6/98	13558	154	53,4	841	3/7/98	13668	153	45,1	1169	3/7/98
13229	165	61,2	1218	24/6/98	13339	144	40,4	1138	26/6/98	13449	210	118	1649	26/6/98	13559	157	53,7	841	3/7/98	13669	153	44,3	1169	3/7/98
13230	166	60,1	1218	24/6/98	13340	144	39	1138	26/6/98	13450	212	122	1649	26/6/98	13560	158	-	841	3/7/98	13670	154	48,9	1169	3/7/98
13231	166	-	1218	24/6/98	13341	146	-	1138	26/6/98	13451	223	157	1649	26/6/98	13561	158	57,8	841	3/7/98	13671	154	45,1	1169	3/7/98
13232	168	65,1	1218	24/6/98	13342	148	42,6	1138	26/6/98	13452	224	153	1649	26/6/98	13562	158	59,1	841	3/7/98	13672	154	44,5	1169	3/7/98
13233	170	67,1	1218	24/6/98	13343	148	43,3	1138	26/6/98	13453	238	193	1649	26/6/98	13563	159	-	841	3/7/98	13673	154	46,7	1169	3/7/98
13234	177	-	1218	24/6/98	13344	148	39,8	1138	26/6/98	13454	367	743	1649	26/6/98	13564	159	60	841	3/7/98	13674	155	45,8	1169	3/7/98
13235	197	100	1218	24/6/98	13345	152	46,5	1138	26/6/98	13455	517	2496	1649	26/6/98	13565	162	60,2	841	3/7/98	13675	155	57,6	1169	3/7/98
13236	200	102	1218	24/6/98	13346	153	48,4	1138	26/6/98	13456	144	-	1121	3/7/98	13566	162	66,8	841	3/7/98	13676	156	51,1	1169	3/7/98
13237	201	99	1218	24/6/98	13347	154	47,3	1138	26/6/98	13457	147	-	1121	3/7/98	13567	164	56,8	841	3/7/98	13677	157	47	1169	3/7/98
13238	202	126	1218	24/6/98	13348	155	48	1138	26/6/98	13458	148	-	1121	3/7/98	13568	164	58,8	841	3/7/98	13678	157	39,6	1169	3/7/98
13239	209	111	1218	24/6/98	13349	157	50,2	1138	26/6/98	13459	151	-	1121	3/7/98	13569	164	65,1	841	3/7/98	13679	157	46,8	1169	3/7/98
13240	211	123	1218	24/6/98	13350	158	53,7	1138	26/6/98	13460	152	48	1121	3/7/98	13570	164	-	841	3/7/98	13680	157	49,7	1169	3/7/98
13241	215	141	1218	24/6/98	13351	161	55,7	1138	26/6/98	13461	153	-	1121	3/7/98	13571	165	-	841	3/7/98	13681	158	54,4	1169	3/7/98
13242	220	146	1218	24/6/98	13352	161	56,4	1138	26/6/98	13462	154	48,9	1121	3/7/98	13572	166	63	841	3/7/98	13682	158	48,4	1169	3/7/98
13243	228	152	1218	24/6/98	13353	162	55,7	1138	26/6/98	13463	154	50,2	1121	3/7/98	13573	167	64,3	841	3/7/98	13683	158	51,2	1169	3/7/98
13244	254	265	1218	24/6/98	13354	163	54,1	1138	26/6/98	13464	155	47	1121	3/7/98	13574	168	64,7	841	3/7/98	13684	158	50,6	1169	3/7/98
13245	270	318	1218	24/6/98	13355	168	63,3	1138	26/6/98	13465	155	49,9	1121	3/7/98	13575	168	81	841	3/7/98	13685	159	53,4	1169	3/7/98
13246	514	2229	1218	24/6/98	13356	170	62,5	1138	26/6/98	13466	159	-	1121	3/7/98	13576	169	69	841	3/7/98	13686	160	51,1	1169	3/7/98
13247	118	-	858	24/6/98	13357	180	75,4	1138	26/6/98	13467	159	-	1121	3/7/98	13577	169	74,1	841	3/7/98	13687	160	51,5	1169	3/7/98
13248	125	-	858	24/6/98	13358	203	116	1138	26/6/98	13468	159	-	1121	3/7/98	13578	171	69,2	841	3/7/98	13688	161	55,6	1169	3/7/98
13249	125	-	858	24/6/98	13359	211	124	1138	26/6/98	13469	159	58,2	1121	3/7/98	13579	174	-	841	3/7/98	13689	161	52,3	1169	3/7/98
13250	127	-	858	24/6/98	13360	213	125	1138	26/6/98	13470	159	51,7	1121	3/7/98	13580	175	-	841	3/7/98	13690	161	55,5	1169	3/7/98
13251	128	-	858	24/6/98	13361	218	163	1138	26/6/98	13471	163	61,3	1121	3/7/98	13581									

13749	249	229	-	28/7/98	13859	169	63.8	-	28/7/98	13969	158	50.4	-	29/7/98	14079	200	105	-	29/7/98	14189	288	312	-	29/7/98
13750	70	4,51	695	28/7/98	13860	170	65.9	-	28/7/98	13970	167	55.7	-	29/7/98	14080	217	124	-	29/7/98	14190	310	447	-	29/7/98
13751	75	5,87		28/7/98	13861	171	62.9	-	28/7/98	13971	170	67.3	-	29/7/98	14081	228	150	-	29/7/98	14191	376	716	971	29/7/98
13752	75	6,03		28/7/98	13862	172	63.7	-	28/7/98	13972	172	65.5	-	29/7/98	14082	231	162	-	29/7/98	14192	63	3,45	-	29/7/98
13753	77	6,04		28/7/98	13863	175	72.4	-	28/7/98	13973	173	65	-	29/7/98	14083	232	171	-	29/7/98	14193	74	5,05	-	29/7/98
13754	80	6,63		28/7/98	13864	177	65.4	-	28/7/98	13974	180	98	-	29/7/98	14084	237	195	-	29/7/98	14194	86	8,98	-	29/7/98
13755	85	7,6		28/7/98	13865	184	84.6	-	28/7/98	13975	254	213	-	29/7/98	14085	239	176	-	29/7/98	14195	191	86	2169	28/9/98
13756	87	8,89		28/7/98	13866	189	82.7	-	28/7/98	13976	60	3,02	-	29/7/98	14086	239	161	-	29/7/98	14196	160	53	2169	28/9/98
13757	89	8,93		28/7/98	13867	223	141	-	28/7/98	13977	61	3,19	-	29/7/98	14087	245	195	-	29/7/98	14197	165	58	2169	28/9/98
13758	92	10,4		28/7/98	13868	377	718	-	28/7/98	13978	64	3,45	-	29/7/98	14088	256	252	-	29/7/98	14198	167	58	2169	28/9/98
13759	101	13,3		28/7/98	13869	447	1658	-	28/7/98	13979	66	3,62	-	29/7/98	14089	345	629	-	29/7/98	14199	169	58	2169	28/9/98
13760	102	13,6		28/7/98	13870	533	2360	-	28/7/98	13980	72	4,79	-	29/7/98	14090	348	605	-	29/7/98	14200	176	63	2169	28/9/98
13761	154	43,5		28/7/98	13871	147	37,6	-	28/7/98	13981	72	5,14	-	29/7/98	14091	52	2,92	-	29/7/98	14201	177	71	2169	28/9/98
13762	159	53,1		28/7/98	13872	152	43,1	-	28/7/98	13982	75	6,03	-	29/7/98	14092	59	2,64	-	29/7/98	14202	177	56	2169	28/9/98
13763	160	54,1		28/7/98	13873	160	52,4	-	28/7/98	13983	76	5,84	-	29/7/98	14093	64	3,29	-	29/7/98	14203	178	64	2169	28/9/98
13764	160	49,8		28/7/98	13874	162	51,3	925	28/7/98	13984	77	5,86	-	29/7/98	14094	65	3,6	-	29/7/98	14204	185	73	2169	28/9/98
13765	161	61,2		28/7/98	13875	163	55,5	-	28/7/98	13985	77	6,53	-	29/7/98	14095	69	4,04	-	29/7/98	14205	195	89	2169	28/9/98
13766	164	56,4		28/7/98	13876	164	55,1	-	28/7/98	13986	78	5,95	-	29/7/98	14096	72	5,07	-	29/7/98	14206	196	94	2169	28/9/98
13767	164	52,2		28/7/98	13877	165	56,5	-	28/7/98	13987	79	6,63	-	29/7/98	14097	72	5,37	-	29/7/98	14207	202	105	2169	28/9/98
13768	165	51,7		28/7/98	13878	168	56,4	-	28/7/98	13988	79	6,37	-	29/7/98	14098	74	5,66	-	29/7/98	14208	204	109	2169	28/9/98
13769	165	55,3		28/7/98	13879	170	59,5	-	28/7/98	13989	79	6,91	-	29/7/98	14099	74	5,76	-	29/7/98	14209	220	137	2169	28/9/98
13770	167	63,1		28/7/98	13880	170	62,1	-	28/7/98	13990	82	7,34	-	29/7/98	14100	76	5,78	-	29/7/98	14210	238	178	2169	28/9/98
13771	170	61,2		28/7/98	13881	170	63,2	-	28/7/98	13991	82	7,52	-	29/7/98	14101	81	6,66	-	29/7/98	14211	286	319	2169	28/9/98
13772	174	69,9		28/7/98	13882	171	59,2	-	28/7/98	13992	84	7,94	-	29/7/98	14102	82	7,31	-	29/7/98	14212	72	4,9	2169	28/9/98
13773	175	67,2		28/7/98	13883	172	62,6	-	28/7/98	13993	86	8,39	-	29/7/98	14103	83	7,89	-	29/7/98	14213	72	5,1	2169	28/9/98
13774	177	73		28/7/98	13884	172	61,7	-	28/7/98	13994	88	9,34	-	29/7/98	14104	84	7,78	-	29/7/98	14214	72	-	2169	28/9/98
13775	182	69,7		28/7/98	13885	174	64,3	-	28/7/98	13995	89	7,15	-	29/7/98	14105	85	7,7	-	29/7/98	14215	78	-	2169	28/9/98
13776	183	72,8		28/7/98	13886	177	69,2	-	28/7/98	13996	89	9,29	-	29/7/98	14106	85	8,46	-	29/7/98	14216	80	-	2169	28/9/98
13777	183	75,8		28/7/98	13887	177	72	-	28/7/98	13997	90	9,76	1190	29/7/98	14107	86	8,34	-	29/7/98	14217	80	-	2169	28/9/98
13778	183	86,6		28/7/98	13888	179	74,7	-	28/7/98	13998	91	10,7	-	29/7/98	14108	91	9,71	-	29/7/98	14218	81	-	2169	28/9/98
13779	183	74,9		28/7/98	13889	179	73,2	-	28/7/98	13999	91	9,48	-	29/7/98	14109	93	10,4	-	29/7/98	14219	82	7,7	2169	28/9/98
13780	190	83,9		28/7/98	13890	181	69,4	-	28/7/98	14000	92	9,91	-	29/7/98	14110	93	16,6	-	29/7/98	14220	82	-	2169	28/9/98
13781	197	93		28/7/98	13891	183	77,9	-	28/7/98	14001	92	10,4	-	29/7/98	14111	94	11,1	-	29/7/98	14221	83	7,7	2169	28/9/98
13782	220	136		28/7/98	13892	184	72,3	-	28/7/98	14002	92	10,4	-	29/7/98	14112	95	10,9	-	29/7/98	14222	83	7	2169	28/9/98
13783	237	171		28/7/98	13893	185	81,3	-	28/7/98	14003	95	11,5	-	29/7/98	14113	97	12,9	-	29/7/98	14223	83	-	2169	28/9/98
13784	289	366		28/7/98	13894	187	78,3	-	28/7/98	14004	99	13,5	-	29/7/98	14114	102	12,5	1363	29/7/98	14224	84	-	2169	28/9/98
13785	289	308		28/7/98	13895	189	74,6	-	28/7/98	14005	104	15,7	-	29/7/98	14115	111	17,5	-	29/7/98	14225	85	8	2169	28/9/98
13786	71	4,43	1075	28/7/98	13896	230	171	-	28/7/98	14006	139	42,2	-	29/7/98	14116	152	41,2	-	29/7/98	14226	85	-	2169	28/9/98
13787	73	5,24		28/7/98	13897	236	177	-	28/7/98	14007	155	52,3	-	29/7/98	14117	153	43,8	-	29/7/98	14227	85	-	2169	28/9/98
13788	77	5,84		28/7/98	13898	241	187	-	28/7/98	14008	156	47	-	29/7/98	14118	156	47,2	-	29/7/98	14228	85	-	2169	28/9/98
13789	80	6,72		28/7/98	13899	241	195	-	28/7/98	14009	157	48,5	-	29/7/98	14119	161	54,8	-	29/7/98	14229	85	-	2169	28/9/98
13790	81	6,92		28/7/98	13900	245	216	-	28/7/98	14010	163	53,1	-	29/7/98	14120	168	57,7	-	29/7/98	14230	86	7,5	2169	28/9/98
13791	82	4,6		28/7/98	13901	256	231	-	28/7/98	14011	164	57,9	-	29/7/98	14121	171	60,2	-	29/7/98	14231	86	8,4	2169	28/9/98
13792	84	7,98		28/7/98	13902	352	763	-	28/7/98	14012	168	56,9	-	29/7/98	14122	172	61,2	-	29/7/98	14232	86	-	2169	28/9/98
13793	85	8,17		28/7/98	13903	404	1032	-	28/7/98	14013	168	54,4	-	29/7/98	14123	172	65,7	-	29/7/98	14233	87	8,5	2169	28/9/98
13794	86	8,71		28/7/98	13904	89	8,51	-	28/7/98	14014	173	64,9	-	29/7/98	14124	173	67,2	-	29/7/98	14234	87	8,1	2169	28/9/98
13795	93	10,9		28/7/98	13905	152	44,2	-	28/7/98	14015	173	63,9	-	29/7/98	14125	178	70	-	29/7/98	14235	87	-	2169	28/9/98
13796	95	11,5		28/7/98	13906	152	63,1	-	28/7/98	14016	64	5,51	-	29/7/98	14126	180	69,1	-	29/7/98	14236	89	8,9	2169	28/9/98
13797	165	58,7		28/7/98	13907	161	49,5	-	28/7/98	14017	68	6,32	-	29/7/98	14127	181	77,4	-	29/7/98	14237	89	-	2169	28/9/98
13798	170	59,9		28/7/98	13908	164	52,3	-	28/7/98	14018	68	4,42	-	29/7/98	14128	183	72,8	-	29/7/98	14238	89	-	2169	28/9/98
13799	171	61,2		28/7/98	13909	164	51,8	-	28/7/98	14019	70	4,53	-	29/7/98	14129	185	85	-	29/7/98	14239	89	-	2169	28/9/98
13800	172	63,6		28/7/98	13910	169	59,6	-	28/7/98	14020	71	7,65	-	29/7/98	14130	188	85	-	29/7/98	14240	90	-	2169	28/9/98
13801	176	73,2	575	28/7/98	13911	170	57,9	-	28/7/98	14021	71	7,61	-	29/7/98	14131	192	89	-	29/7/98	14241	90	-	2169	28/9/98
13802	176	68,4		28/7/98	13912	172	61,2	-	28/7/98	14022	71	4,64	-	29/7/98	14132	195	92	-	29/7/98	14242	90	-	2169	28/9/98
13803	180	71,1		28/7/98	13913	174	57,8	-	28/7/98	14023	72	7,52	-	29/7/98	14133	200	100	-	29/7/98	14243	90	-	2169	28/9/98
13804	181	77,8		28/7/98	13914	177	65	-	28/7/98	14024	73													

14299	82	-	1471	28/9/98	14409	102	-	1201	28/9/98	14519	104	14.5	874	29/9/98	14629	104	13.3	1565	29/9/98	14739	109	-	1229	29/9/98
14300	82	-	1471	28/9/98	14410	102	-	1201	28/9/98	14520	105	15.8	874	29/9/98	14630	106	15.1	1565	29/9/98	14740	110	-	1229	29/9/98
14301	82	-	1471	28/9/98	14411	107	15.3	1201	28/9/98	14521	107	15.2	874	29/9/98	14631	106	15.9	1565	29/9/98	14741	167	52.5	1113	4/11/98
14302	82	-	1471	28/9/98	14412	107	-	1201	28/9/98	14522	111	18.5	874	29/9/98	14632	108	17.4	1565	29/9/98	14742	172	65.4	1113	4/11/98
14303	82	-	1471	28/9/98	14413	109	-	1201	28/9/98	14523	116	19.4	874	29/9/98	14633	111	18.7	1565	29/9/98	14743	174	62.4	1113	4/11/98
14304	83	8	1471	28/9/98	14414	111	-	1201	28/9/98	14524	134	31.1	874	29/9/98	14634	111	18.4	1565	29/9/98	14744	178	70.9	1113	4/11/98
14305	83	-	1471	28/9/98	14415	112	-	1201	28/9/98	14525	135	29.2	874	29/9/98	14635	113	18.7	1565	29/9/98	14745	180	67	1113	4/11/98
14306	83	-	1471	28/9/98	14416	116	-	1201	28/9/98	14526	163	53.4	590	29/9/98	14636	113	18.8	1565	29/9/98	14746	180	73.3	1113	4/11/98
14307	83	-	1471	28/9/98	14417	117	-	1201	28/9/98	14527	172	56	590	29/9/98	14637	115	19.8	1565	29/9/98	14747	181	69.1	1113	4/11/98
14308	83	-	1471	28/9/98	14418	117	-	1201	28/9/98	14528	178	70	590	29/9/98	14638	115	21	1565	29/9/98	14748	184	76.6	1113	4/11/98
14309	83	-	1471	28/9/98	14419	156	46	817	28/9/98	14529	186	56	590	29/9/98	14639	118	21.9	1565	29/9/98	14749	185	80.3	1113	4/11/98
14310	84	7.4	1471	28/9/98	14420	161	51	817	28/9/98	14530	192	88	590	29/9/98	14640	119	21.6	1565	29/9/98	14750	185	77.1	1113	4/11/98
14311	84	7.8	1471	28/9/98	14421	174	64	817	28/9/98	14531	194	88	590	29/9/98	14641	120	22.5	1565	29/9/98	14751	186	78	1113	4/11/98
14312	84	5.1	1471	28/9/98	14422	176	62	817	28/9/98	14532	200	101	590	29/9/98	14642	121	22.3	1565	29/9/98	14752	187	81	1113	4/11/98
14313	85	8.2	1471	28/9/98	14423	177	67	817	28/9/98	14533	223	147	590	29/9/98	14643	123	24.1	1565	29/9/98	14753	193	86	1113	4/11/98
14314	85	-	1471	28/9/98	14424	178	72	817	28/9/98	14534	312	397	590	29/9/98	14644	127	25.3	1565	29/9/98	14754	195	96	1113	4/11/98
14315	85	7.8	1471	28/9/98	14425	178	73	817	28/9/98	14535	78	-	590	29/9/98	14645	130	20	1565	29/9/98	14755	230	160	1113	4/11/98
14316	85	-	1471	28/9/98	14426	178	71	817	28/9/98	14536	85	-	590	29/9/98	14646	132	33	1565	29/9/98	14756	275	253	1113	4/11/98
14317	85	-	1471	28/9/98	14427	180	76	817	28/9/98	14537	98	-	590	29/9/98	14647	146	38	1229	29/9/98	14757	81	70.1	1113	4/11/98
14318	85	-	1471	28/9/98	14428	183	74	817	28/9/98	14538	99	-	590	29/9/98	14648	160	50	1229	29/9/98	14758	83	7.17	1113	4/11/98
14319	86	-	1471	28/9/98	14429	183	77	817	28/9/98	14539	102	-	590	29/9/98	14649	171	61	1229	29/9/98	14759	86	80.8	1113	4/11/98
14320	86	-	1471	28/9/98	14430	184	80	817	28/9/98	14540	102	-	590	29/9/98	14650	174	62	1229	29/9/98	14760	89	9.4	1113	4/11/98
14321	86	7.7	1471	28/9/98	14431	185	79	817	28/9/98	14541	104	-	590	29/9/98	14651	174	65	1229	29/9/98	14761	92	9.81	1113	4/11/98
14322	86	8.2	1471	28/9/98	14432	198	97	817	28/9/98	14542	123	-	590	29/9/98	14652	177	68	1229	29/9/98	14762	95	10.1	1113	4/11/98
14323	86	-	1471	28/9/98	14433	213	113	817	28/9/98	14543	124	-	590	29/9/98	14653	177	64	1229	29/9/98	14763	96	10.4	1113	4/11/98
14324	87	-	1471	28/9/98	14434	527	2371	817	28/9/98	14544	161	50	1009	29/9/98	14654	178	71	1229	29/9/98	14764	96	11.7	1113	4/11/98
14325	87	-	1471	28/9/98	14435	85	-	817	28/9/98	14545	167	55	1009	29/9/98	14655	180	73	1229	29/9/98	14765	96	11.5	1113	4/11/98
14326	88	7.1	1471	28/9/98	14436	86	-	817	28/9/98	14546	172	60	1009	29/9/98	14656	181	72	1229	29/9/98	14766	98	11.3	1113	4/11/98
14327	88	8.7	1471	28/9/98	14437	87	8.4	817	28/9/98	14547	172	61	1009	29/9/98	14657	181	70	1229	29/9/98	14767	99	12.5	1113	4/11/98
14328	88	-	1471	28/9/98	14438	91	-	817	28/9/98	14548	174	63	1009	29/9/98	14658	182	77	1229	29/9/98	14768	100	12	1113	4/11/98
14329	88	-	1471	28/9/98	14439	96	11.2	817	28/9/98	14549	175	59	1009	29/9/98	14659	182	74	1229	29/9/98	14769	103	13.4	1113	4/11/98
14330	88	-	1471	28/9/98	14440	96	-	817	28/9/98	14550	175	62	1009	29/9/98	14660	183	78	1229	29/9/98	14770	103	13.9	1113	4/11/98
14331	89	9.7	1471	28/9/98	14441	101	-	817	28/9/98	14551	176	63	1009	29/9/98	14661	183	73	1229	29/9/98	14771	105	14.1	1113	4/11/98
14332	89	-	1471	28/9/98	14442	101	-	817	28/9/98	14552	181	67	1009	29/9/98	14662	185	77	1229	29/9/98	14772	109	16.1	1113	4/11/98
14333	89	-	1471	28/9/98	14443	105	14.2	817	28/9/98	14553	182	73	1009	29/9/98	14663	185	78	1229	29/9/98	14773	110	16	1113	4/11/98
14334	90	-	1471	28/9/98	14444	106	-	817	28/9/98	14554	183	75	1009	29/9/98	14664	185	78	1229	29/9/98	14774	114	18.7	1113	4/11/98
14335	90	-	1471	28/9/98	14445	111	-	817	28/9/98	14555	189	59	1009	29/9/98	14665	186	77	1229	29/9/98	14775	114	20.1	1113	4/11/98
14336	90	-	1471	28/9/98	14446	111	-	817	28/9/98	14556	190	77	1009	29/9/98	14666	186	83	1229	29/9/98	14776	121	24.4	1113	4/11/98
14337	91	-	1471	28/9/98	14447	112	17.3	817	28/9/98	14557	191	85	1009	29/9/98	14667	186	72	1229	29/9/98	14777	121	22.4	1113	4/11/98
14338	92	9.4	1471	28/9/98	14448	116	-	817	28/9/98	14558	194	84	1009	29/9/98	14668	190	81	1229	29/9/98	14778	166	56	1440	4/11/98
14339	92	-	1471	28/9/98	14449	122	-	817	28/9/98	14559	195	88	1009	29/9/98	14669	190	84	1229	29/9/98	14779	166	58	1440	4/11/98
14340	92	-	1471	28/9/98	14450	123	-	817	28/9/98	14560	199	94	1009	29/9/98	14670	191	88	1229	29/9/98	14780	168	64	1440	4/11/98
14341	92	-	1471	28/9/98	14451	164	51	1140	29/9/98	14561	81	6.9	1009	29/9/98	14671	194	89	1229	29/9/98	14781	168	56	1440	4/11/98
14342	93	10.5	1471	28/9/98	14452	167	83.6	1140	29/9/98	14562	83	6.8	1009	29/9/98	14672	195	92	1229	29/9/98	14782	171	59	1440	4/11/98
14343	93	-	1471	28/9/98	14453	170	68.3	1140	29/9/98	14563	84	7.58	1009	29/9/98	14673	196	92	1229	29/9/98	14783	175	66	1440	4/11/98
14344	94	-	1471	28/9/98	14454	172	63	1140	29/9/98	14564	85	8.2	1009	29/9/98	14674	249	208	1229	29/9/98	14784	175	69	1440	4/11/98
14345	94	-	1471	28/9/98	14455	173	56	1140	29/9/98	14565	85	7.98	1009	29/9/98	14675	316	449	1229	29/9/98	14785	175	66	1440	4/11/98
14346	94	-	1471	28/9/98	14456	176	70	1140	29/9/98	14566	85	7.82	1009	29/9/98	14676	69	-	1229	29/9/98	14786	177	69	1440	4/11/98
14347	96	-	1471	28/9/98	14457	180	75	1140	29/9/98	14567	86	8.6	1009	29/9/98	14677	78	-	1229	29/9/98	14787	180	76	1440	4/11/98
14348	96	-	1471	28/9/98	14458	183	70	1140	29/9/98	14568	87	7.9	1009	29/9/98	14678	79	-	1229	29/9/98	14788	180	71.8	1440	4/11/98
14349	96	-	1471	28/9/98	14459	188	66	1140	29/9/98	14569	87	8.12	1009	29/9/98	14679	79	-	1229	29/9/98	14789	183	75	1440	4/11/98
14350	96	-	1471	28/9/98	14460	194	88	1140	29/9/98	14570	88	9.02	1009	29/9/98	14680	79	-	1229	29/9/98	14790	187	69	1440	4/11/98
14351	96	-	1471	28/9/98	14461	194	88	1140	29/9/98	14571	88	8.88	1009	29/9/98	14681	80	-	1229	29/9/98	14791	189	80	1440	4/11/98
14352	96	-	1471	28/9/																				

14849	104	14.4	1440	4/11/98	14959	108	15.7	1267	5/11/98	15069	216	129	1621	5/11/98	15179	102	13.6	1427	5/11/98	15289	85	7.91	1677	6/11/98
14850	105	13.5	1440	4/11/98	14960	108	15.3	1267	5/11/98	15070	224	140	1621	5/11/98	15180	103	13.5	1427	5/11/98	15290	85	7.17	1677	6/11/98
14851	105	14.2	1440	4/11/98	14961	109	16.6	1267	5/11/98	15071	230	150	1621	5/11/98	15181	106	14.6	1427	5/11/98	15291	85	10.9	1677	6/11/98
14852	106	15.4	1440	4/11/98	14962	110	16.3	1267	5/11/98	15072	230	161	1621	5/11/98	15182	106	15.2	1427	5/11/98	15292	86	8.22	1677	6/11/98
14853	106	14.6	1440	4/11/98	14963	110	17	1267	5/11/98	15073	238	173	1621	5/11/98	15183	106	15.5	1427	5/11/98	15293	86	8.2	1677	6/11/98
14854	110	15.8	1440	4/11/98	14964	110	16.3	1267	5/11/98	15074	241	184	1621	5/11/98	15184	107	15.7	1427	5/11/98	15294	87	7.82	1677	6/11/98
14855	110	16.4	1440	4/11/98	14965	118	20.6	1267	5/11/98	15075	241	193	1621	5/11/98	15185	108	15.5	1427	5/11/98	15295	88	8.75	1677	6/11/98
14856	112	16.9	1440	4/11/98	14966	121	25.8	1267	5/11/98	15076	245	183	1621	5/11/98	15186	108	15.9	1427	5/11/98	15296	88	8.56	1677	6/11/98
14857	113	16.5	1440	4/11/98	14967	124	23.9	1267	5/11/98	15077	250	205	1621	5/11/98	15187	109	16.8	1427	5/11/98	15297	89	8.74	1677	6/11/98
14858	115	18.6	1440	4/11/98	14968	132	28.3	1267	5/11/98	15078	272	288	1621	5/11/98	15188	110	15.7	1427	5/11/98	15298	89	9.46	1677	6/11/98
14859	116	19.6	1440	4/11/98	14969	149	41.2	891	5/11/98	15079	315	444	1621	5/11/98	15189	115	16.8	1427	5/11/98	15299	89	8.82	1677	6/11/98
14860	117	20.9	1440	4/11/98	14970	152	42.5	891	5/11/98	15080	78	6.3	1621	5/11/98	15190	118	20.6	1427	5/11/98	15300	89	9.22	1677	6/11/98
14861	118	20.4	1440	4/11/98	14971	161	46.9	891	5/11/98	15081	80	6.79	1621	5/11/98	15191	120	20.7	1427	5/11/98	15301	89	8.98	1677	6/11/98
14862	119	19.9	1440	4/11/98	14972	161	47.9	891	5/11/98	15082	81	7.15	1621	5/11/98	15192	164	53.8	1151	5/11/98	15302	89	8.44	1677	6/11/98
14863	120	20.5	1440	4/11/98	14973	169	58.5	891	5/11/98	15083	82	7.58	1621	5/11/98	15193	165	55.1	1151	5/11/98	15303	91	9.52	1677	6/11/98
14864	159	50.4	911	4/11/98	14974	171	60.6	891	5/11/98	15084	85	7.49	1621	5/11/98	15194	167	57	1151	5/11/98	15304	91	8.89	1677	6/11/98
14865	160	49.2	911	4/11/98	14975	172	59.9	891	5/11/98	15085	87	8.1	1621	5/11/98	15195	169	54.7	1151	5/11/98	15305	91	8.85	1677	6/11/98
14866	161	52.8	911	4/11/98	14976	172	64.8	891	5/11/98	15086	88	9.06	1621	5/11/98	15196	170	55	1151	5/11/98	15306	92	9.57	1677	6/11/98
14867	165	57.9	911	4/11/98	14977	174	65.5	891	5/11/98	15087	88	8.51	1621	5/11/98	15197	172	65.6	1151	5/11/98	15307	92	7.97	1677	6/11/98
14868	166	59.3	911	4/11/98	14978	175	71.5	891	5/11/98	15088	89	8.42	1621	5/11/98	15198	172	61.7	1151	5/11/98	15308	93	10.4	1677	6/11/98
14869	168	56.5	911	4/11/98	14979	179	75.9	891	5/11/98	15089	90	10	1621	5/11/98	15199	173	62.8	1151	5/11/98	15309	93	9.9	1677	6/11/98
14870	171	61.4	911	4/11/98	14980	181	78.1	891	5/11/98	15090	90	10	1621	5/11/98	15200	177	64.9	1151	5/11/98	15310	93	10.1	1677	6/11/98
14871	176	68	911	4/11/98	14981	181	77	891	5/11/98	15091	90	10.3	1621	5/11/98	15201	178	68	1151	5/11/98	15311	93	9.97	1677	6/11/98
14872	179	73.1	911	4/11/98	14982	181	70.4	891	5/11/98	15092	91	9.7	1621	5/11/98	15202	180	67.6	1151	5/11/98	15312	93	10.4	1677	6/11/98
14873	179	75	911	4/11/98	14983	182	73	891	5/11/98	15093	92	9.43	1621	5/11/98	15203	181	78	1151	5/11/98	15313	94	10.1	1677	6/11/98
14874	182	71	911	4/11/98	14984	183	74.3	891	5/11/98	15094	92	9.45	1621	5/11/98	15204	181	71.7	1151	5/11/98	15314	94	9.89	1677	6/11/98
14875	183	78	911	4/11/98	14985	189	82.4	891	5/11/98	15095	93	10.2	1621	5/11/98	15205	194	83	1151	5/11/98	15315	94	10.7	1677	6/11/98
14876	185	78	911	4/11/98	14986	191	80.5	891	5/11/98	15096	93	9.3	1621	5/11/98	15206	196	92	1151	5/11/98	15316	94	10.5	1677	6/11/98
14877	186	74	911	4/11/98	14987	209	103	891	5/11/98	15097	93	10.1	1621	5/11/98	15207	76	5.84	1151	5/11/98	15317	94	9.98	1677	6/11/98
14878	187	81	911	4/11/98	14988	231	147	891	5/11/98	15098	93	9.8	1621	5/11/98	15208	77	5.8	1151	5/11/98	15318	95	11.1	1677	6/11/98
14879	187	81	911	4/11/98	14989	231	135	891	5/11/98	15099	94	9.84	1621	5/11/98	15209	80	6.3	1151	5/11/98	15319	95	10.8	1677	6/11/98
14880	189	81	911	4/11/98	14990	244	182	891	5/11/98	15100	94	10.7	1621	5/11/98	15210	83	7.1	1151	5/11/98	15320	96	10.9	1677	6/11/98
14881	189	80	911	4/11/98	14991	252	209	891	5/11/98	15101	94	10.6	1621	5/11/98	15211	85	7.6	1151	5/11/98	15321	96	11.1	1677	6/11/98
14882	192	87	911	4/11/98	14992	254	228	891	5/11/98	15102	95	10.7	1621	5/11/98	15212	86	8.14	1151	5/11/98	15322	97	10.9	1677	6/11/98
14883	198	99	911	4/11/98	14993	255	188	891	5/11/98	15103	95	10.4	1621	5/11/98	15213	88	8.3	1151	5/11/98	15323	97	11.9	1677	6/11/98
14884	206	111	911	4/11/98	14994	269	268	891	5/11/98	15104	95	10.2	1621	5/11/98	15214	88	8.7	1151	5/11/98	15324	98	13	1677	6/11/98
14885	224	157	911	4/11/98	14995	362	757	891	5/11/98	15105	95	10.8	1621	5/11/98	15215	90	9	1151	5/11/98	15325	98	10.9	1677	6/11/98
14886	243	187	911	4/11/98	14996	71	7.01	891	5/11/98	15106	96	11	1621	5/11/98	15216	91	8.9	1151	5/11/98	15326	99	11	1677	6/11/98
14887	249	212	911	4/11/98	14997	78	6.1	891	5/11/98	15107	97	11.4	1621	5/11/98	15217	91	9.5	1151	5/11/98	15327	100	12.4	1677	6/11/98
14888	95	10.9	911	4/11/98	14998	82	6.9	891	5/11/98	15108	97	10.7	1621	5/11/98	15218	91	8.9	1151	5/11/98	15328	100	12.8	1677	6/11/98
14889	98	11.3	911	4/11/98	14999	83	7.35	891	5/11/98	15109	97	11.9	1621	5/11/98	15219	92	10.2	1151	5/11/98	15329	100	12.1	1677	6/11/98
14890	101	12.1	911	4/11/98	15000	84	7.3	891	5/11/98	15110	99	12.2	1621	5/11/98	15220	93	9.6	1151	5/11/98	15330	101	13.2	1677	6/11/98
14891	103	13	911	4/11/98	15001	85	7.5	891	5/11/98	15111	100	11.9	1621	5/11/98	15221	95	10.3	1151	5/11/98	15331	101	13.2	1677	6/11/98
14892	108	16.1	911	4/11/98	15002	85	7	891	5/11/98	15112	100	12.7	1621	5/11/98	15222	95	10.1	1151	5/11/98	15332	101	13.1	1677	6/11/98
14893	112	17.7	911	4/11/98	15003	87	8.22	891	5/11/98	15113	100	12.7	1621	5/11/98	15223	95	11.2	1151	5/11/98	15333	101	12.2	1677	6/11/98
14894	117	19	911	4/11/98	15004	88	8.1	891	5/11/98	15114	101	13.4	1621	5/11/98	15224	95	10.9	1151	5/11/98	15334	101	11.6	1677	6/11/98
14895	119	20.8	911	4/11/98	15005	89	8.3	891	5/11/98	15115	101	12.3	1621	5/11/98	15225	95	10.5	1151	5/11/98	15335	102	12.1	1677	6/11/98
14896	122	23	911	4/11/98	15006	89	9	891	5/11/98	15116	101	14.1	1621	5/11/98	15226	96	10.7	1151	5/11/98	15336	102	12.5	1677	6/11/98
14897	161	46.7	1267	5/11/98	15007	89	8.6	891	5/11/98	15117	101	12.6	1621	5/11/98	15227	97	11.3	1151	5/11/98	15337	102	12.8	1677	6/11/98
14898	161	52.2	1267	5/11/98	15008	89	8.7	891	5/11/98	15118	101	12.6	1621	5/11/98	15228	98	11.5	1151	5/11/98	15338	102	12.5	1677	6/11/98
14899	165	54.5	1267	5/11/98	15009	91	9	891	5/11/98	15119	102	14.1	1621	5/11/98	15229	99	10.7	1151	5/11/98	15339	103	13.1	1677	6/11/98
14900	165	56.8	1267	5/11/98	15010	91	9.28	891	5/11/98	15120	104	17.2	1621	5/11/98	15230</									

15399	103	11.9	1174	6/11/98	15509	231	171	808	6/11/98	15619	96	-	1461	9/11/98	15729	261	268	1551	9/11/98	15839	113	18.2	1919	9/11/98
15400	106	13.9	1174	6/11/98	15510	415	963	808	6/11/98	15620	97	-	1461	9/11/98	15730	281	310	1551	9/11/98	15840	115	17.6	1919	9/11/98
15401	111	16.9	1174	6/11/98	15511	85	7.67	808	6/11/98	15621	97	-	1461	9/11/98	15731	324	559	1551	9/11/98	15841	116	19.3	1919	9/11/98
15402	121	20.2	1174	6/11/98	15512	87	8.7	808	6/11/98	15622	97	-	1461	9/11/98	15732	78	-	1551	9/11/98	15842	122	21.9	1919	9/11/98
15403	163	52.8	1377	6/11/98	15513	91	8.72	808	6/11/98	15623	97	-	1461	9/11/98	15733	80	-	1551	9/11/98	15843	162	-	2552	18/11/98
15404	164	55.3	1377	6/11/98	15514	92	9.8	808	6/11/98	15624	98	-	1461	9/11/98	15734	81	-	1551	9/11/98	15844	165	54	2552	18/11/98
15405	167	62.5	1377	6/11/98	15515	97	11.6	808	6/11/98	15625	98	-	1461	9/11/98	15735	83	-	1551	9/11/98	15845	167	59	2552	18/11/98
15406	170	59.3	1377	6/11/98	15516	100	11.8	808	6/11/98	15626	98	-	1461	9/11/98	15736	84	-	1551	9/11/98	15846	170	57	2552	18/11/98
15407	170	58.7	1377	6/11/98	15517	108	15.9	808	6/11/98	15627	98	-	1461	9/11/98	15737	85	-	1551	9/11/98	15847	173	65	2552	18/11/98
15408	171	60.5	1377	6/11/98	15518	109	15.6	808	6/11/98	15628	99	-	1461	9/11/98	15738	85	-	1551	9/11/98	15848	174	64	2552	18/11/98
15409	172	62.8	1377	6/11/98	15519	111	16.4	808	6/11/98	15629	99	-	1461	9/11/98	15739	86	-	1551	9/11/98	15849	175	64	2552	18/11/98
15410	173	63.9	1377	6/11/98	15520	111	17.3	808	6/11/98	15630	99	-	1461	9/11/98	15740	88	-	1551	9/11/98	15850	177	70	2552	18/11/98
15411	177	66.7	1377	6/11/98	15521	112	16.8	808	6/11/98	15631	99	-	1461	9/11/98	15741	89	-	1551	9/11/98	15851	177	64	2552	18/11/98
15412	178	67.3	1377	6/11/98	15522	114	17.7	808	6/11/98	15632	100	-	1461	9/11/98	15742	89	-	1551	9/11/98	15852	182	75	2552	18/11/98
15413	179	70.3	1377	6/11/98	15523	122	23.2	808	6/11/98	15633	101	-	1461	9/11/98	15743	89	-	1551	9/11/98	15853	185	78	2552	18/11/98
15414	181	72.9	1377	6/11/98	15524	167	60	663	9/11/98	15634	101	-	1461	9/11/98	15744	89	-	1551	9/11/98	15854	187	81	2552	18/11/98
15415	182	76	1377	6/11/98	15525	169	59	663	9/11/98	15635	101	-	1461	9/11/98	15745	90	-	1551	9/11/98	15855	189	78	2552	18/11/98
15416	185	74	1377	6/11/98	15526	186	80	663	9/11/98	15636	101	-	1461	9/11/98	15746	90	-	1551	9/11/98	15856	193	76	2552	18/11/98
15417	188	76	1377	6/11/98	15527	191	83	663	9/11/98	15637	102	-	1461	9/11/98	15747	91	-	1551	9/11/98	15857	194	97	2552	18/11/98
15418	189	86.9	1377	6/11/98	15528	191	96	663	9/11/98	15638	102	-	1461	9/11/98	15748	92	-	1551	9/11/98	15858	218	131	2552	18/11/98
15419	190	88	1377	6/11/98	15529	194	78	663	9/11/98	15639	102	-	1461	9/11/98	15749	92	-	1551	9/11/98	15859	220	148	2552	18/11/98
15420	191	91.7	1377	6/11/98	15530	197	98	663	9/11/98	15640	102	-	1461	9/11/98	15750	93	-	1551	9/11/98	15860	222	144	2552	18/11/98
15421	191	82	1377	6/11/98	15531	202	114	663	9/11/98	15641	102	-	1461	9/11/98	15751	94	-	1551	9/11/98	15861	226	140	2552	18/11/98
15422	191	84	1377	6/11/98	15532	211	118	663	9/11/98	15642	103	-	1461	9/11/98	15752	94	-	1551	9/11/98	15862	240	187	2552	18/11/98
15423	196	84.9	1377	6/11/98	15533	234	163	663	9/11/98	15643	103	-	1461	9/11/98	15753	96	-	1551	9/11/98	15863	256	214	2552	18/11/98
15424	199	98.9	1377	6/11/98	15534	260	244	663	9/11/98	15644	103	-	1461	9/11/98	15754	97	-	1551	9/11/98	15864	275	290	2552	18/11/98
15425	204	101	1377	6/11/98	15535	289	333	663	9/11/98	15645	103	-	1461	9/11/98	15755	98	-	1551	9/11/98	15865	277	334	2552	18/11/98
15426	206	108	1377	6/11/98	15536	61	6.88	663	9/11/98	15646	103	-	1461	9/11/98	15756	98	-	1551	9/11/98	15866	297	393	2552	18/11/98
15427	209	129	1377	6/11/98	15537	89	9.48	663	9/11/98	15647	104	-	1461	9/11/98	15757	100	-	1551	9/11/98	15867	373	740	2552	18/11/98
15428	240	179	1377	6/11/98	15538	90	8.98	663	9/11/98	15648	104	-	1461	9/11/98	15758	101	-	1551	9/11/98	15868	390	981	2552	18/11/98
15429	265	230	1377	6/11/98	15539	91	9.94	663	9/11/98	15649	104	-	1461	9/11/98	15759	101	-	1551	9/11/98	15869	538	2335	2552	18/11/98
15430	268	241	1377	6/11/98	15540	96	10.1	663	9/11/98	15650	104	-	1461	9/11/98	15760	102	-	1551	9/11/98	15870	75	-	2552	18/11/98
15431	274	288	1377	6/11/98	15541	97	12	663	9/11/98	15651	104	-	1461	9/11/98	15761	103	-	1551	9/11/98	15871	75	-	2552	18/11/98
15432	274	298	1377	6/11/98	15542	98	12.2	663	9/11/98	15652	105	-	1461	9/11/98	15762	104	-	1551	9/11/98	15872	76	-	2552	18/11/98
15433	285	327	1377	6/11/98	15543	99	11.9	663	9/11/98	15653	106	-	1461	9/11/98	15763	104	-	1551	9/11/98	15873	78	-	2552	18/11/98
15434	299	389	1377	6/11/98	15544	100	13.1	663	9/11/98	15654	106	-	1461	9/11/98	15764	105	-	1551	9/11/98	15874	78	-	2552	18/11/98
15435	335	546	1377	6/11/98	15545	102	13.8	663	9/11/98	15655	106	-	1461	9/11/98	15765	105	-	1551	9/11/98	15875	78	-	2552	18/11/98
15436	76	5.52	1377	6/11/98	15546	103	13.4	663	9/11/98	15656	106	-	1461	9/11/98	15766	107	-	1551	9/11/98	15876	80	-	2552	18/11/98
15437	79	6.55	1377	6/11/98	15547	103	14.8	663	9/11/98	15657	107	-	1461	9/11/98	15767	108	-	1551	9/11/98	15877	80	-	2552	18/11/98
15438	81	6.65	1377	6/11/98	15548	110	15.4	663	9/11/98	15658	108	-	1461	9/11/98	15768	109	-	1551	9/11/98	15878	81	-	2552	18/11/98
15439	81	7.47	1377	6/11/98	15549	120	20	663	9/11/98	15659	108	-	1461	9/11/98	15769	110	-	1551	9/11/98	15879	82	-	2552	18/11/98
15440	82	7.09	1377	6/11/98	15550	120	22.5	663	9/11/98	15660	108	-	1461	9/11/98	15770	110	-	1551	9/11/98	15880	82	-	2552	18/11/98
15441	88	8.63	1377	6/11/98	15551	160	47.3	1461	9/11/98	15661	108	-	1461	9/11/98	15771	113	-	1551	9/11/98	15881	82	-	2552	18/11/98
15442	89	9.37	1377	6/11/98	15552	162	49.3	1461	9/11/98	15662	108	-	1461	9/11/98	15772	113	-	1551	9/11/98	15882	82	-	2552	18/11/98
15443	89	8.57	1377	6/11/98	15553	162	51.1	1461	9/11/98	15663	110	-	1461	9/11/98	15773	117	-	1551	9/11/98	15883	83	-	2552	18/11/98
15444	90	8.98	1377	6/11/98	15554	165	58	1461	9/11/98	15664	110	-	1461	9/11/98	15774	119	-	1551	9/11/98	15884	83	-	2552	18/11/98
15445	91	9.14	1377	6/11/98	15555	170	61	1461	9/11/98	15665	111	-	1461	9/11/98	15775	119	-	1551	9/11/98	15885	83	-	2552	18/11/98
15446	92	9.7	1377	6/11/98	15556	170	58	1461	9/11/98	15666	112	-	1461	9/11/98	15776	120	-	1551	9/11/98	15886	83	-	2552	18/11/98
15447	94	10.2	1377	6/11/98	15557	172	58	1461	9/11/98	15667	113	-	1461	9/11/98	15777	121	-	1551	9/11/98	15887	83	-	2552	18/11/98
15448	96	11.3	1377	6/11/98	15558	175	65	1461	9/11/98	15668	113	-	1461	9/11/98	15778	125	-	1551	9/11/98	15888	83	-	2552	18/11/98
15449	96	11.6	1377	6/11/98	15559	176	67.7	1461	9/11/98	15669	114	-	1461	9/11/98	15779	125	-	1551	9/11/98	15889	83	-	2552	18/11/98
15450	97	11.6	1377	6/11/98	15560	177	65	1461	9/11/98	15670	153	44	792	9/11/98	15780	126	-	1551	9/11/98	15890	84	-	2552	18/11/98
15451	100	13	1377	6/11/98	15561	178	71.7	1461	9/11/98	15671	156	45.4	792	9/11/98	15781	126	-	1551	9/11/98	15891	84	-	2552	18/11/98
15452	100	12.2	1377	6/11/98																				

15949	95	-	2552	18/11/98	16059	80	-	1904	18/11/98	16169	92	-	1333	18/11/98	16279	257	252	807	19/11/98	16389	97	11,3	1148	19/11/98
15950	95	-	2552	18/11/98	16060	81	-	1904	18/11/98	16170	94	-	1333	18/11/98	16280	259	249	807	19/11/98	16390	99	-	1148	19/11/98
15951	95	-	2552	18/11/98	16061	82	-	1904	18/11/98	16171	94	-	1333	18/11/98	16281	322	488	807	19/11/98	16391	100	11,9	1148	19/11/98
15952	95	-	2552	18/11/98	16062	82	-	1904	18/11/98	16172	95	-	1333	18/11/98	16282	487	1912	1386	19/11/98	16392	100	12,3	1148	19/11/98
15953	95	-	2552	18/11/98	16063	83	-	1904	18/11/98	16173	95	-	1333	18/11/98	16283	77	5,78	1386	19/11/98	16393	100	12,1	1148	19/11/98
15954	96	-	2552	18/11/98	16064	83	-	1904	18/11/98	16174	96	-	1333	18/11/98	16284	82	7,25	807	19/11/98	16394	101	13	1148	19/11/98
15955	96	-	2552	18/11/98	16065	84	-	1904	18/11/98	16175	97	-	1333	18/11/98	16285	84	7,5	1386	19/11/98	16395	102	13	1148	19/11/98
15956	96	-	2552	18/11/98	16066	85	-	1904	18/11/98	16176	97	-	1333	18/11/98	16286	84	7,3	807	19/11/98	16396	103	13,8	1148	19/11/98
15957	96	-	2552	18/11/98	16067	85	-	1904	18/11/98	16177	98	-	1333	18/11/98	16287	84	7,91	807	19/11/98	16397	105	13,9	1148	19/11/98
15958	96	-	2552	18/11/98	16068	86	-	1904	18/11/98	16178	98	-	1333	18/11/98	16288	84	7,3	807	19/11/98	16398	105	10,3	1148	19/11/98
15959	96	-	2552	18/11/98	16069	86	-	1904	18/11/98	16179	99	-	1333	18/11/98	16289	85	7,97	807	19/11/98	16399	106	15,7	1148	19/11/98
15960	97	-	2552	18/11/98	16070	86	-	1904	18/11/98	16180	100	-	1333	18/11/98	16290	86	8,32	1386	19/11/98	16400	107	16,2	1148	19/11/98
15961	97	-	2552	18/11/98	16071	87	-	1904	18/11/98	16181	101	-	1333	18/11/98	16291	86	7,6	807	19/11/98	16401	109	16,7	1148	19/11/98
15962	97	-	2552	18/11/98	16072	88	-	1904	18/11/98	16182	103	-	1333	18/11/98	16292	87	8,07	1386	19/11/98	16402	114	19,7	1148	19/11/98
15963	97	-	2552	18/11/98	16073	88	-	1904	18/11/98	16183	104	-	1333	18/11/98	16293	87	8,25	807	19/11/98	16403	115	18,6	1148	19/11/98
15964	98	-	2552	18/11/98	16074	88	-	1904	18/11/98	16184	104	-	1333	18/11/98	16294	87	11,4	807	19/11/98	16404	115	19,6	1148	19/11/98
15965	98	-	2552	18/11/98	16075	88	-	1904	18/11/98	16185	105	-	1333	18/11/98	16295	87	8,02	807	19/11/98	16405	123	22,2	1148	19/11/98
15966	98	-	2552	18/11/98	16076	88	-	1904	18/11/98	16186	105	-	1333	18/11/98	16296	87	8,31	807	19/11/98	16406	125	27,5	1148	19/11/98
15967	98	-	2552	18/11/98	16077	89	-	1904	18/11/98	16187	109	-	1333	18/11/98	16297	87	8,4	807	19/11/98	16407	130	26,5	1148	19/11/98
15968	98	-	2552	18/11/98	16078	90	-	1904	18/11/98	16188	110	-	1333	18/11/98	16298	88	8,8	1386	19/11/98	16408	136	35,9	682	19/11/98
15969	99	-	2552	18/11/98	16079	91	-	1904	18/11/98	16189	112	-	1333	18/11/98	16299	89	6,34	1386	19/11/98	16409	140	35,2	682	19/11/98
15970	99	-	2552	18/11/98	16080	92	-	1904	18/11/98	16190	112	-	1333	18/11/98	16300	89	8,56	1386	19/11/98	16410	151	40,4	682	19/11/98
15971	99	-	2552	18/11/98	16081	93	-	1904	18/11/98	16191	112	-	1333	18/11/98	16301	89	8,8	1386	19/11/98	16411	157	50	682	19/11/98
15972	100	-	2552	18/11/98	16082	94	-	1904	18/11/98	16192	113	-	1333	18/11/98	16302	90	8,7	1386	19/11/98	16412	174	68,1	682	19/11/98
15973	100	-	2552	18/11/98	16083	94	-	1904	18/11/98	16193	114	-	1333	18/11/98	16303	90	9,21	807	19/11/98	16413	191	92	682	19/11/98
15974	100	-	2552	18/11/98	16084	94	-	1904	18/11/98	16194	120	-	1333	18/11/98	16304	90	9,4	807	19/11/98	16414	195	98	682	19/11/98
15975	100	-	2552	18/11/98	16085	95	-	1904	18/11/98	16195	124	-	1333	18/11/98	16305	91	10	1386	19/11/98	16415	215	132	682	19/11/98
15976	100	-	2552	18/11/98	16086	95	-	1904	18/11/98	16196	160	51	1094	18/11/98	16306	91	9,42	807	19/11/98	16416	85	7,41	682	19/11/98
15977	102	-	2552	18/11/98	16087	95	-	1904	18/11/98	16197	164	54	1094	18/11/98	16307	94	10,2	807	19/11/98	16417	89	8,94	682	19/11/98
15978	103	-	2552	18/11/98	16088	96	-	1904	18/11/98	16198	165	54	1094	18/11/98	16308	96	11,1	807	19/11/98	16418	90	8,73	682	19/11/98
15979	103	-	2552	18/11/98	16089	96	-	1904	18/11/98	16199	169	55	1094	18/11/98	16309	97	11,5	807	19/11/98	16419	91	9,77	682	19/11/98
15980	103	-	2552	18/11/98	16090	97	-	1904	18/11/98	16200	170	60	1094	18/11/98	16310	97	11	807	19/11/98	16420	92	9,71	682	19/11/98
15981	106	-	2552	18/11/98	16091	101	-	1904	18/11/98	16201	170	59	1094	18/11/98	16311	97	12,2	807	19/11/98	16421	93	10,3	682	19/11/98
15982	109	-	2552	18/11/98	16092	102	-	1904	18/11/98	16202	170	57	1094	18/11/98	16312	98	11,6	807	19/11/98	16422	93	9,89	682	19/11/98
15983	112	-	2552	18/11/98	16093	103	-	1904	18/11/98	16203	171	61	1094	18/11/98	16313	99	11,2	807	19/11/98	16423	94	10,6	682	19/11/98
15984	113	-	2552	18/11/98	16094	103	-	1904	18/11/98	16204	171	65	1094	18/11/98	16314	99	12,1	807	19/11/98	16424	103	13,7	682	19/11/98
15985	115	-	2552	18/11/98	16095	109	-	1904	18/11/98	16205	172	68	1094	18/11/98	16315	100	11,6	1386	19/11/98	16425	104	13,7	682	19/11/98
15986	116	-	2552	18/11/98	16096	110	-	1904	18/11/98	16206	173	66	1094	18/11/98	16316	103	13,4	807	19/11/98	16426	108	16,3	682	19/11/98
15987	117	-	2552	18/11/98	16097	113	-	1904	18/11/98	16207	173	61	1094	18/11/98	16317	104	13	1386	19/11/98	16427	126	25,4	682	19/11/98
15988	118	-	2552	18/11/98	16098	121	-	1904	18/11/98	16208	174	62	1094	18/11/98	16318	107	16,3	1386	19/11/98	16428	170	60	1159	20/11/98
15989	159	50	1904	18/11/98	16099	161	50	1333	18/11/98	16209	176	61	1094	18/11/98	16319	128	26	1386	19/11/98	16429	171	63	1159	20/11/98
15990	160	51	1904	18/11/98	16100	162	-	1333	18/11/98	16210	177	67	1094	18/11/98	16320	130	26,8	807	19/11/98	16430	175	68	1159	20/11/98
15991	161	47	1904	18/11/98	16101	163	54	1333	18/11/98	16211	180	75	1094	18/11/98	16321	174	61	680	19/11/98	16431	177	69	1159	20/11/98
15992	164	52	1904	18/11/98	16102	164	53	1333	18/11/98	16212	183	81	1094	18/11/98	16322	190	94	680	19/11/98	16432	180	67	1159	20/11/98
15993	165	56	1904	18/11/98	16103	166	57	1333	18/11/98	16213	183	81	1094	18/11/98	16323	198	105	680	19/11/98	16433	189	81	1159	20/11/98
15994	166	55	1904	18/11/98	16104	170	58	1333	18/11/98	16214	184	80	1094	18/11/98	16324	253	204	680	19/11/98	16434	193	95	1159	20/11/98
15995	166	59	1904	18/11/98	16105	170	66	1333	18/11/98	16215	189	91	1094	18/11/98	16325	75	5,54	680	19/11/98	16435	205	103	1159	20/11/98
15996	166	54	1904	18/11/98	16106	171	64	1333	18/11/98	16216	190	90	1094	18/11/98	16326	76	5,6	680	19/11/98	16436	246	177	1159	20/11/98
15997	168	56	1904	18/11/98	16107	171	63	1333	18/11/98	16217	192	100	1094	18/11/98	16327	80	6,52	680	19/11/98	16437	318	431	1159	20/11/98
15998	168	55	1904	18/11/98	16108	171	60	1333	18/11/98	16218	193	99	1094	18/11/98	16328	85	7,64	680	19/11/98	16438	403	1055	1159	20/11/98
15999	168	55	1904	18/11/98	16109	171	61	1333	18/11/98	16219	195	99	1094	18/11/98	16329	87	7,82	680	19/11/98	16439	77	-	1159	20/11/98
16000	169	60	1904	18/11/98	16110	173	66	1333	18/11/98	16220	195	107	1094	18/11/98	16330	88	8,44	680	19/11/98	16440	77	-	1159	20/11/98
16001	169	61	1904	18/11/98	16111	173	63	1333	18/11/98	16221	202</													

16499	173	61	1157	20/11/98	16609	171	61.5	1950	20/11/98	16719	106	-	1950	20/11/98	16829	105	-	1509	20/11/98	16939	205	113	1069	23/11/98
16500	174	66	1157	20/11/98	16610	173	68	1950	20/11/98	16720	109	-	1950	20/11/98	16830	105	-	1509	20/11/98	16940	226	162	1069	23/11/98
16501	175	62	1157	20/11/98	16611	174	67	1950	20/11/98	16721	109	17.7	1950	20/11/98	16831	105	-	1509	20/11/98	16941	234	165	1069	23/11/98
16502	179	71.7	1157	20/11/98	16612	174	66.2	1950	20/11/98	16722	110	-	1950	20/11/98	16832	107	-	1509	20/11/98	16942	235	395	1069	23/11/98
16503	181	75	1157	20/11/98	16613	175	67	1950	20/11/98	16723	111	-	1950	20/11/98	16833	107	-	1509	20/11/98	16943	84	-	1069	23/11/98
16504	183	76	1157	20/11/98	16614	175	65	1950	20/11/98	16724	111	-	1950	20/11/98	16834	111	-	1509	20/11/98	16944	86	-	1069	23/11/98
16505	183	75	1157	20/11/98	16615	175	67	1950	20/11/98	16725	113	-	1950	20/11/98	16835	111	-	1509	20/11/98	16945	92	-	1069	23/11/98
16506	184	75	1157	20/11/98	16616	175	68	1950	20/11/98	16726	113	-	1950	20/11/98	16836	112	-	1509	20/11/98	16946	92	-	1069	23/11/98
16507	187	77	1157	20/11/98	16617	177	68	1950	20/11/98	16727	114	-	1950	20/11/98	16837	113	-	1509	20/11/98	16947	92	-	1069	23/11/98
16508	189	85	1157	20/11/98	16618	177	70.4	1950	20/11/98	16728	115	-	1950	20/11/98	16838	114	-	1509	20/11/98	16948	93	-	1069	23/11/98
16509	190	85	1157	20/11/98	16619	177	68.2	1950	20/11/98	16729	116	-	1950	20/11/98	16839	117	-	1509	20/11/98	16949	93	-	1069	23/11/98
16510	190	84	1157	20/11/98	16620	177	70	1950	20/11/98	16730	128	-	1950	20/11/98	16840	120	-	1509	20/11/98	16950	96	-	1069	23/11/98
16511	191	81	1157	20/11/98	16621	178	67	1950	20/11/98	16731	134	-	1950	20/11/98	16841	123	-	1509	20/11/98	16951	100	-	1069	23/11/98
16512	192	89	1157	20/11/98	16622	178	74	1950	20/11/98	16732	162	55	1509	20/11/98	16842	124	-	1509	20/11/98	16952	102	-	1069	23/11/98
16513	193	99	1157	20/11/98	16623	180	77	1950	20/11/98	16733	163	-	1509	20/11/98	16843	145	36.7	2359	23/11/98	16953	105	-	1069	23/11/98
16514	194	89	1157	20/11/98	16624	183	72	1950	20/11/98	16734	166	56	1509	20/11/98	16844	152	42.3	2359	23/11/98	16954	107	-	1069	23/11/98
16515	195	90	1157	20/11/98	16625	183	77	1950	20/11/98	16735	166	55	1509	20/11/98	16845	159	48.6	2359	23/11/98	16955	109	-	1069	23/11/98
16516	199	100	1157	20/11/98	16626	184	79	1950	20/11/98	16736	168	57.1	1509	20/11/98	16846	160	48.3	2359	23/11/98	16956	110	-	1069	23/11/98
16517	213	117	1157	20/11/98	16627	184	78	1950	20/11/98	16737	169	65	1509	20/11/98	16847	161	50.6	2359	23/11/98	16957	114	-	1069	23/11/98
16518	228	153	1157	20/11/98	16628	184	85	1950	20/11/98	16738	170	61.1	1509	20/11/98	16848	161	45.8	2359	23/11/98	16958	114	-	1069	23/11/98
16519	247	204	1157	20/11/98	16629	187	82	1950	20/11/98	16739	172	65	1509	20/11/98	16849	162	51.4	2359	23/11/98	16959	119	-	1069	23/11/98
16520	249	192	1157	20/11/98	16630	188	84	1950	20/11/98	16740	173	64	1509	20/11/98	16850	163	52.2	2359	23/11/98	16960	124	-	1069	23/11/98
16521	249	196	1157	20/11/98	16631	188	80	1950	20/11/98	16741	173	65	1509	20/11/98	16851	167	59	2359	23/11/98	16961	183	76.5	973	24/11/98
16522	261	214	1157	20/11/98	16632	189	86	1950	20/11/98	16742	173	70	1509	20/11/98	16852	167	61	2359	23/11/98	16962	215	137	973	24/11/98
16523	307	433	1157	20/11/98	16633	190	90	1950	20/11/98	16743	173	66	1509	20/11/98	16853	167	55.6	2359	23/11/98	16963	223	156	973	24/11/98
16524	432	1241	1157	20/11/98	16634	190	91	1950	20/11/98	16744	176	70	1509	20/11/98	16854	167	59	2359	23/11/98	16964	410	1098	973	24/11/98
16525	84	-	1157	20/11/98	16635	191	87	1950	20/11/98	16745	177	68	1509	20/11/98	16855	168	61.5	2359	23/11/98	16965	71	4.81	973	24/11/98
16526	84	-	1157	20/11/98	16636	191	88	1950	20/11/98	16746	178	67	1509	20/11/98	16856	168	60.5	2359	23/11/98	16966	76	-	973	24/11/98
16527	84	-	1157	20/11/98	16637	193	93	1950	20/11/98	16747	180	76	1509	20/11/98	16857	169	58.9	2359	23/11/98	16967	80	6.28	973	24/11/98
16528	88	-	1157	20/11/98	16638	194	87	1950	20/11/98	16748	180	77	1509	20/11/98	16858	169	58.3	2359	23/11/98	16968	80	6.41	973	24/11/98
16529	88	-	1157	20/11/98	16639	196	98	1950	20/11/98	16749	181	82	1509	20/11/98	16859	170	58	2359	23/11/98	16969	80	6.52	973	24/11/98
16530	88	-	1157	20/11/98	16640	197	97	1950	20/11/98	16750	181	71	1509	20/11/98	16860	172	58	2359	23/11/98	16970	83	6.9	973	24/11/98
16531	88	-	1157	20/11/98	16641	200	109	1950	20/11/98	16751	181	73	1509	20/11/98	16861	172	61.2	2359	23/11/98	16971	83	7.29	973	24/11/98
16532	89	-	1157	20/11/98	16642	205	105	1950	20/11/98	16752	183	77	1509	20/11/98	16862	174	58.8	2359	23/11/98	16972	83	7.54	973	24/11/98
16533	89	-	1157	20/11/98	16643	211	122	1950	20/11/98	16753	183	75	1509	20/11/98	16863	174	64	2359	23/11/98	16973	84	7.39	973	24/11/98
16534	90	-	1157	20/11/98	16644	225	143	1950	20/11/98	16754	186	83	1509	20/11/98	16864	175	65.1	2359	23/11/98	16974	85	7.78	973	24/11/98
16535	91	-	1157	20/11/98	16645	232	157	1950	20/11/98	16755	188	86	1509	20/11/98	16865	176	66.7	2359	23/11/98	16975	86	7.83	973	24/11/98
16536	92	-	1157	20/11/98	16646	233	172	1950	20/11/98	16756	189	76	1509	20/11/98	16866	176	66.8	2359	23/11/98	16976	87	7.9	973	24/11/98
16537	93	-	1157	20/11/98	16647	236	164	1950	20/11/98	16757	190	81	1509	20/11/98	16867	176	67	2359	23/11/98	16977	87	8.35	973	24/11/98
16538	93	-	1157	20/11/98	16648	257	217	1950	20/11/98	16758	200	103	1509	20/11/98	16868	177	67	2359	23/11/98	16978	88	8.2	973	24/11/98
16539	94	-	1157	20/11/98	16649	281	307	1950	20/11/98	16759	201	96	1509	20/11/98	16869	177	62.8	2359	23/11/98	16979	89	9.21	973	24/11/98
16540	94	-	1157	20/11/98	16650	334	512	1950	20/11/98	16760	241	194	1509	20/11/98	16870	178	68.7	2359	23/11/98	16980	89	8.46	973	24/11/98
16541	97	-	1157	20/11/98	16651	340	558	1950	20/11/98	16761	242	194	1509	20/11/98	16871	178	70.4	2359	23/11/98	16981	90	8.17	973	24/11/98
16542	98	-	1157	20/11/98	16652	73	-	1950	20/11/98	16762	256	227	1509	20/11/98	16872	179	72	2359	23/11/98	16982	91	9.5	973	24/11/98
16543	98	-	1157	20/11/98	16653	73	-	1950	20/11/98	16763	270	278	1509	20/11/98	16873	180	73.5	2359	23/11/98	16983	91	9.59	973	24/11/98
16544	98	-	1157	20/11/98	16654	77	-	1950	20/11/98	16764	80	-	1509	20/11/98	16874	183	73	2359	23/11/98	16984	92	9.66	973	24/11/98
16545	98	-	1157	20/11/98	16655	77	-	1950	20/11/98	16765	83	-	1509	20/11/98	16875	183	69.5	2359	23/11/98	16985	92	9.77	973	24/11/98
16546	99	-	1157	20/11/98	16656	78	-	1950	20/11/98	16766	85	-	1509	20/11/98	16876	185	85	2359	23/11/98	16986	93	10.1	973	24/11/98
16547	99	-	1157	20/11/98	16657	82	-	1950	20/11/98	16767	85	-	1509	20/11/98	16877	185	79	2359	23/11/98	16987	93	10	973	24/11/98
16548	100	-	1157	20/11/98	16658	82	-	1950	20/11/98	16768	85	-	1509	20/11/98	16878	186	75	2359	23/11/98	16988	94	10	973	24/11/98
16549	100	-	1157	20/11/98	16659	82	7.2	1950	20/11/98	16769	88	-	1509	20/11/98	16879	186	72.6	2359	23/11/98	16989	96	10.8	973	24/11/98
16550	101	-	1157	20/11/98	16660	82	6.91	1950	20/11/98	16770	88	-	1509	20/11/98	16880	187	89	2359	23/11/98	16990	97	11.8	973	24/11/98

17049	98	11.2	1080 24/11/98	17159	293	354	840 25/11/98	17269	180	69	1762 25/11/98	17379	93	-	1750 25/11/98	17489	83	-	1576 26/11/98
17050	99	11.9	1080 24/11/98	17160	330	547	840 25/11/98	17270	191	86	1762 25/11/98	17380	94	-	1750 25/11/98	17490	83	-	1576 26/11/98
17051	99	11.8	1080 24/11/98	17161	385	1000	840 25/11/98	17271	194	88	1762 25/11/98	17381	94	-	1750 25/11/98	17491	84	7.18	1576 26/11/98
17052	100	12.9	1080 24/11/98	17162	70	4.38	840 25/11/98	17272	201	96	1762 25/11/98	17382	94	-	1750 25/11/98	17492	84	-	1576 26/11/98
17053	101	12.9	1080 24/11/98	17163	72	4.54	840 25/11/98	17273	217	129	1762 25/11/98	17383	95	-	1750 25/11/98	17493	84	-	1576 26/11/98
17054	102	13.5	1080 24/11/98	17164	74	4.52	840 25/11/98	17274	235	171	1762 25/11/98	17384	95	-	1750 25/11/98	17494	85	7.64	1576 26/11/98
17055	102	13	1080 24/11/98	17165	74	4.85	840 25/11/98	17275	239	185	1762 25/11/98	17385	96	-	1750 25/11/98	17495	85	-	1576 26/11/98
17056	103	14.7	1080 24/11/98	17166	77	5.75	840 25/11/98	17276	243	187	1762 25/11/98	17386	96	-	1750 25/11/98	17496	85	-	1576 26/11/98
17057	104	13.9	1080 24/11/98	17167	78	8.4	840 25/11/98	17277	245	201	1762 25/11/98	17387	96	-	1750 25/11/98	17497	85	-	1576 26/11/98
17058	104	14.2	1080 24/11/98	17168	82	6.83	840 25/11/98	17278	250	199	1762 25/11/98	17388	97	-	1750 25/11/98	17498	85	-	1576 26/11/98
17059	105	13.7	1080 24/11/98	17169	83	6.89	840 25/11/98	17279	254	226	1762 25/11/98	17389	97	-	1750 25/11/98	17499	85	-	1576 26/11/98
17060	105	14.2	1080 24/11/98	17170	83	6.99	840 25/11/98	17280	266	276	1762 25/11/98	17390	97	-	1750 25/11/98	17500	85	-	1576 26/11/98
17061	106	14.3	1080 24/11/98	17171	84	7.44	840 25/11/98	17281	269	243	1762 25/11/98	17391	98	-	1750 25/11/98	17501	85	-	1576 26/11/98
17062	110	15.9	1080 24/11/98	17172	84	7.45	840 25/11/98	17282	317	471	1762 25/11/98	17392	100	-	1750 25/11/98	17502	85	-	1576 26/11/98
17063	110	17	1080 24/11/98	17173	85	7.46	840 25/11/98	17283	70	4.52	1762 25/11/98	17393	100	-	1750 25/11/98	17503	86	-	1576 26/11/98
17064	111	17.3	1080 24/11/98	17174	86	8.32	840 25/11/98	17284	72	5.38	1762 25/11/98	17394	100	-	1750 25/11/98	17504	86	-	1576 26/11/98
17065	113	17.6	1080 24/11/98	17175	86	8.12	840 25/11/98	17285	75	5.37	1762 25/11/98	17395	100	-	1750 25/11/98	17505	87	-	1576 26/11/98
17066	118	20.3	1080 24/11/98	17176	86	7.99	840 25/11/98	17286	76	5.76	1762 25/11/98	17396	100	-	1750 25/11/98	17506	88	8.27	1576 26/11/98
17067	120	21.3	1080 24/11/98	17177	86	8.51	840 25/11/98	17287	76	6.07	1762 25/11/98	17397	101	-	1750 25/11/98	17507	88	8.24	1576 26/11/98
17068	124	25.8	1080 24/11/98	17178	88	8.02	840 25/11/98	17288	77	6.25	1762 25/11/98	17398	101	-	1750 25/11/98	17508	88	-	1576 26/11/98
17069	125	24.6	1080 24/11/98	17179	89	9.05	840 25/11/98	17289	78	5.96	1762 25/11/98	17399	102	-	1750 25/11/98	17509	88	-	1576 26/11/98
17070	129	21.3	1080 24/11/98	17180	90	9.38	840 25/11/98	17290	80	6.47	1762 25/11/98	17400	102	-	1750 25/11/98	17510	88	-	1576 26/11/98
17071	153	42	1134 24/11/98	17181	92	9.82	840 25/11/98	17291	80	6.57	1762 25/11/98	17401	107	-	1750 25/11/98	17511	88	-	1576 26/11/98
17072	166	52.1	1134 24/11/98	17182	92	9.44	840 25/11/98	17292	81	6.5	1762 25/11/98	17402	107	-	1750 25/11/98	17512	88	-	1576 26/11/98
17073	167	55.3	1134 24/11/98	17183	94	10.3	840 25/11/98	17293	81	7.22	1762 25/11/98	17403	109	-	1750 25/11/98	17513	89	-	1576 26/11/98
17074	180	67	1134 24/11/98	17184	95	10.7	840 25/11/98	17294	81	7.06	1762 25/11/98	17404	111	-	1750 25/11/98	17514	89	-	1576 26/11/98
17075	183	75	1134 24/11/98	17185	95	10.4	840 25/11/98	17295	82	7.23	1762 25/11/98	17405	112	-	1750 25/11/98	17515	90	8.85	1576 26/11/98
17076	184	73	1134 24/11/98	17186	96	11.7	840 25/11/98	17296	82	7.12	1762 25/11/98	17406	115	-	1750 25/11/98	17516	90	9.36	1576 26/11/98
17077	185	85	1134 24/11/98	17187	96	11	840 25/11/98	17297	83	7.87	1762 25/11/98	17407	116	-	1750 25/11/98	17517	90	-	1576 26/11/98
17078	201	93	1134 24/11/98	17188	97	11	840 25/11/98	17298	83	7.4	1762 25/11/98	17408	116	-	1750 25/11/98	17518	90	-	1576 26/11/98
17079	210	104	1134 24/11/98	17189	97	11.2	840 25/11/98	17299	83	6.99	1762 25/11/98	17409	117	-	1750 25/11/98	17519	90	-	1576 26/11/98
17080	232	168	1134 24/11/98	17190	98	11.8	840 25/11/98	17300	85	7.61	1762 25/11/98	17410	118	-	1750 25/11/98	17520	90	-	1576 26/11/98
17081	254	218	1134 24/11/98	17191	100	12	840 25/11/98	17301	86	7.94	1762 25/11/98	17411	163	50.2	570 25/11/98	17521	90	-	1576 26/11/98
17082	517	236.1	1134 24/11/98	17192	100	12.1	840 25/11/98	17302	86	7.96	1762 25/11/98	17412	173	57.7	570 25/11/98	17522	90	-	1576 26/11/98
17083	75	5.12	1134 24/11/98	17193	103	10	840 25/11/98	17303	87	8.81	1762 25/11/98	17413	73	-	570 25/11/98	17523	91	-	1576 26/11/98
17084	76	5.05	1134 24/11/98	17194	103	13.6	840 25/11/98	17304	88	8.15	1762 25/11/98	17414	81	-	570 25/11/98	17524	91	-	1576 26/11/98
17085	77	5.49	1134 24/11/98	17195	106	14.8	840 25/11/98	17305	88	8.89	1762 25/11/98	17415	86	-	570 25/11/98	17525	91	-	1576 26/11/98
17086	77	5.82	1134 24/11/98	17196	108	14.3	840 25/11/98	17306	88	8.89	1762 25/11/98	17416	88	-	570 25/11/98	17526	92	10.6	1576 26/11/98
17087	81	6.4	1134 24/11/98	17197	115	18.3	840 25/11/98	17307	89	8.17	1762 25/11/98	17417	90	-	570 25/11/98	17527	92	-	1576 26/11/98
17088	82	7.04	1134 24/11/98	17198	117	19.8	840 25/11/98	17308	90	9.13	1762 25/11/98	17418	91	-	570 25/11/98	17528	92	-	1576 26/11/98
17089	83	7.3	1134 24/11/98	17199	120	22.7	840 25/11/98	17309	91	9.57	1762 25/11/98	17419	92	-	570 25/11/98	17529	93	-	1576 26/11/98
17090	83	7.52	1134 24/11/98	17200	123	22.4	840 25/11/98	17310	91	9.7	1762 25/11/98	17420	100	-	570 25/11/98	17530	93	-	1576 26/11/98
17091	84	7.1	1134 24/11/98	17201	167	58.5	1581 25/11/98	17311	91	9.26	1762 25/11/98	17421	101	-	570 25/11/98	17531	94	-	1576 26/11/98
17092	84	6.74	1134 24/11/98	17202	169	54.6	1581 25/11/98	17312	92	9.84	1762 25/11/98	17422	101	-	570 25/11/98	17532	94	-	1576 26/11/98
17093	84	7.27	1134 24/11/98	17203	170	59.9	1581 25/11/98	17313	92	9.56	1762 25/11/98	17423	102	-	570 25/11/98	17533	95	-	1576 26/11/98
17094	84	7.13	1134 24/11/98	17204	173	65.4	1581 25/11/98	17314	92	10.3	1762 25/11/98	17424	112	-	570 25/11/98	17534	95	-	1576 26/11/98
17095	85	7.3	1134 24/11/98	17205	173	57.2	1581 25/11/98	17315	92	9.47	1762 25/11/98	17425	113	-	570 25/11/98	17535	95	-	1576 26/11/98
17096	85	7.39	1134 24/11/98	17206	179	71	1581 25/11/98	17316	93	9.88	1762 25/11/98	17426	117	-	570 25/11/98	17536	96	-	1576 26/11/98
17097	85	7.54	1134 24/11/98	17207	182	71.7	1581 25/11/98	17317	94	10.1	1762 25/11/98	17427	118	-	570 25/11/98	17537	96	-	1576 26/11/98
17098	86	11.4	1134 24/11/98	17208	188	79	1581 25/11/98	17318	96	11	1762 25/11/98	17428	163	52.6	625 26/11/98	17538	96	-	1576 26/11/98
17099	87	8.49	1134 24/11/98	17209	189	79.5	1581 25/11/98	17319	96	10.9	1762 25/11/98	17429	176	72.8	625 26/11/98	17539	97	12	1576 26/11/98
17100	87	7.76	1134 24/11/98	17210	191	88	1581 25/11/98	17320	96	11.1	1762 25/11/98	17430	181	66.2	625 26/11/98	17540	97	-	1576 26/11/98
17101	88	8.21	1134 24/11/98	17211	192	90	1581 25/11/98	17321	97	11.6	1762 25/11/98	17431	201	109	625 26/11/98	17541	98	-	1576 26/11/98
17102	89	7.38	1134 24/11/98	17212	192	90	1581 25/11/98	17322	98	11.8	1762 25/11/98	17432	210	114	625 26/11/98	17542	98	-	1576 26/11/98
17103	89	8.4	1134 24/11/98	17213	193	86	1581 25/11/98	17323	100	12.3	1762 25/11/98	17433	228	159	625 26/11/98	17543	98	-	1576 26/11/98
17104	90	8.55	1134 24/11/98	17214	193	89	1581 25/11/98	17324	100	12.4	1762 25/11/98	17434	77	5.79	625 26/11/98	17544	99	12.5	1576 26/11/98
17105	90	8.66	1134 24/11/98	17215	193	89	1581 25/11/98	17325	100	13.1	1762 25/11/98	17435	81	6.					

17599	76	-	1875 26/11/98	17709	235	166	1148 26/11/98	17819	83	6.81	1609	1/2/99	17929	86	7.51	835	2/2/99	18039	99	-	1481	2/2/99
17600	76	5.5	1875 26/11/98	17710	240	183	1148 26/11/98	17820	87	8.16	1609	1/2/99	17930	86	7.5	835	2/2/99	18040	99	-	1481	2/2/99
17601	76	5.75	1875 26/11/98	17711	263	249	1148 26/11/98	17821	89	9.22	1609	1/2/99	17931	86	8.05	835	2/2/99	18041	100	-	1481	2/2/99
17602	78	5.88	1875 26/11/98	17712	273	266	1148 26/11/98	17822	90	9.07	1609	1/2/99	17932	94	10	835	2/2/99	18042	100	-	1481	2/2/99
17603	79	6.04	1875 26/11/98	17713	322	497	1148 26/11/98	17823	92	9.72	1609	1/2/99	17933	100	12.3	835	2/2/99	18043	100	-	1481	2/2/99
17604	80	8.35	1875 26/11/98	17714	85	7.65	1148 26/11/98	17824	95	10.1	1609	1/2/99	17934	100	13.3	835	2/2/99	18044	101	-	1481	2/2/99
17605	81	-	1875 26/11/98	17715	85	7.98	1148 26/11/98	17825	95	10.5	1609	1/2/99	17935	107	14.5	835	2/2/99	18045	102	-	1481	2/2/99
17606	81	-	1875 26/11/98	17716	87	8.53	1148 26/11/98	17826	95	10.4	1609	1/2/99	17936	108	16.5	835	2/2/99	18046	102	-	1481	2/2/99
17607	82	7.35	1875 26/11/98	17717	90	9.04	1148 26/11/98	17827	95	10.7	1609	1/2/99	17937	108	14.4	835	2/2/99	18047	103	-	1481	2/2/99
17608	83	7.27	1875 26/11/98	17718	90	9.69	1148 26/11/98	17828	96	10.8	1609	1/2/99	17938	160	49.6	889	2/2/99	18048	104	-	1481	2/2/99
17609	83	7.24	1875 26/11/98	17719	90	9.58	1148 26/11/98	17829	97	10.8	1609	1/2/99	17939	161	53.8	889	2/2/99	18049	104	-	1481	2/2/99
17610	83	7.1	1875 26/11/98	17720	90	8.89	1148 26/11/98	17830	97	11.3	1609	1/2/99	17940	165	56.3	889	2/2/99	18050	104	-	1481	2/2/99
17611	84	-	1875 26/11/98	17721	90	9.4	1148 26/11/98	17831	97	11.2	1609	1/2/99	17941	168	55.5	889	2/2/99	18051	104	-	1481	2/2/99
17612	84	-	1875 26/11/98	17722	91	9.47	1148 26/11/98	17832	98	11.9	1609	1/2/99	17942	184	80.1	889	2/2/99	18052	106	-	1481	2/2/99
17613	85	7.33	1875 26/11/98	17723	91	9.42	1148 26/11/98	17833	99	11.2	1609	1/2/99	17943	190	80.5	889	2/2/99	18053	110	-	1481	2/2/99
17614	85	8.28	1875 26/11/98	17724	92	9.74	1148 26/11/98	17834	100	12.5	1609	1/2/99	17944	193	97	889	2/2/99	18054	112	-	1481	2/2/99
17615	85	7.46	1875 26/11/98	17725	92	9.8	1148 26/11/98	17835	100	11.3	1609	1/2/99	17945	194	93	889	2/2/99	18055	121	-	1481	2/2/99
17616	87	-	1875 26/11/98	17726	95	10.2	1148 26/11/98	17836	102	12.3	1609	1/2/99	17946	240	165	889	2/2/99	18056	122	-	1481	2/2/99
17617	87	8.58	1875 26/11/98	17727	95	10.9	1148 26/11/98	17837	107	15.1	1609	1/2/99	17947	263	275	889	2/2/99	18057	125	-	1481	2/2/99
17618	87	8.28	1875 26/11/98	17728	96	10.9	1148 26/11/98	17838	116	19.1	1609	1/2/99	17948	314	407	889	2/2/99	18058	145	-	1481	2/2/99
17619	88	8.95	1875 26/11/98	17729	96	11.2	1148 26/11/98	17839	118	21.2	1609	1/2/99	17949	415	983	889	2/2/99	18059	158	50.4	1806	3/2/99
17620	88	8.49	1875 26/11/98	17730	97	11.8	1148 26/11/98	17840	335	576	959	1/2/99	17950	84	7.63	889	2/2/99	18060	166	52.8	1806	3/2/99
17621	88	8.13	1875 26/11/98	17731	97	11.4	1148 26/11/98	17841	367	757	959	1/2/99	17951	93	9.49	889	2/2/99	18061	173	60.2	1806	3/2/99
17622	89	-	1875 26/11/98	17732	98	10.9	1148 26/11/98	17842	398	1119	959	1/2/99	17952	96	10.1	889	2/2/99	18062	174	60	1806	3/2/99
17623	90	-	1875 26/11/98	17733	99	12.2	1148 26/11/98	17843	71	4.94	959	1/2/99	17953	99	12.1	889	2/2/99	18063	174	61.1	1806	3/2/99
17624	90	-	1875 26/11/98	17734	100	12.7	1148 26/11/98	17844	76	5.21	959	1/2/99	17954	100	11.9	889	2/2/99	18064	177	67.8	1806	3/2/99
17625	90	9.26	1875 26/11/98	17735	101	17.5	1148 26/11/98	17845	80	6.36	959	1/2/99	17955	102	13.5	889	2/2/99	18065	179	68.7	1806	3/2/99
17626	91	9.17	1875 26/11/98	17736	101	13.5	1148 26/11/98	17846	94	10.3	959	1/2/99	17956	110	16.8	889	2/2/99	18066	180	66	1806	3/2/99
17627	91	9.11	1875 26/11/98	17737	101	12.8	1148 26/11/98	17847	99	10.9	959	1/2/99	17957	115	19.4	889	2/2/99	18067	188	78.5	1806	3/2/99
17628	92	9.9	1875 26/11/98	17738	102	12.1	1148 26/11/98	17848	102	13.1	959	1/2/99	17958	161	53	943	2/2/99	18068	189	78.4	1806	3/2/99
17629	93	-	1875 26/11/98	17739	103	13.7	1148 26/11/98	17849	102	12.8	959	1/2/99	17959	184	80.6	943	2/2/99	18069	194	95.2	1806	3/2/99
17630	93	9.57	1875 26/11/98	17740	104	14.2	1148 26/11/98	17850	114	17.7	959	1/2/99	17960	203	104	943	2/2/99	18070	194	80	1806	3/2/99
17631	95	-	1875 26/11/98	17741	104	13.8	1148 26/11/98	17851	116	18.5	959	1/2/99	17961	231	170	943	2/2/99	18071	195	93.4	1806	3/2/99
17632	95	10.1	1875 26/11/98	17742	106	-	1148 26/11/98	17852	118	20.8	959	1/2/99	17962	90	-	943	2/2/99	18072	196	90	1806	3/2/99
17633	95	10.8	1875 26/11/98	17743	109	-	1148 26/11/98	17853	131	28.9	959	1/2/99	17963	90	-	943	2/2/99	18073	240	188	1806	3/2/99
17634	96	10.7	1875 26/11/98	17744	113	17.8	1148 26/11/98	17854	136	30.1	959	1/2/99	17964	94	9.8	943	2/2/99	18074	242	180	1806	3/2/99
17635	98	-	1875 26/11/98	17745	118	20	1148 26/11/98	17855	168	54.9	930	1/2/99	17965	97	-	943	2/2/99	18075	263	229	1806	3/2/99
17636	100	-	1875 26/11/98	17746	126	25	1148 26/11/98	17856	299	352	930	1/2/99	17966	98	-	943	2/2/99	18076	299	375	1806	3/2/99
17637	100	12.7	1875 26/11/98	17747	134	-	1148 26/11/98	17857	335	543	930	1/2/99	17967	99	-	943	2/2/99	18077	405	1084	1806	3/2/99
17638	100	12.3	1875 26/11/98	17748	162	53	753 26/11/98	17858	337	627	930	1/2/99	17968	102	13.1	943	2/2/99	18078	499	2255	1806	3/2/99
17639	101	-	1875 26/11/98	17749	163	57.1	753 26/11/98	17859	345	608	930	1/2/99	17969	107	15.2	943	2/2/99	18079	74	4.72	1806	3/2/99
17640	102	12.8	1875 26/11/98	17750	167	57.3	753 26/11/98	17860	387	805	930	1/2/99	17970	108	-	943	2/2/99	18080	74	4.93	1806	3/2/99
17641	102	12.9	1875 26/11/98	17751	169	59.6	753 26/11/98	17861	70	3.84	930	1/2/99	17971	110	-	943	2/2/99	18081	74	5.22	1806	3/2/99
17642	102	13.2	1875 26/11/98	17752	170	55	753 26/11/98	17862	80	5.73	930	1/2/99	17972	162	-	574	2/2/99	18082	77	5.45	1806	3/2/99
17643	103	-	1875 26/11/98	17753	170	63	753 26/11/98	17863	82	6.66	930	1/2/99	17973	269	304	574	2/2/99	18083	77	5.65	1806	3/2/99
17644	103	14.2	1875 26/11/98	17754	170	62.6	753 26/11/98	17864	83	6.92	930	1/2/99	17974	84	-	574	2/2/99	18084	77	5.66	1806	3/2/99
17645	103	13.2	1875 26/11/98	17755	173	57	753 26/11/98	17865	86	7.56	930	1/2/99	17975	87	-	574	2/2/99	18085	78	5.95	1806	3/2/99
17646	104	13.4	1875 26/11/98	17756	173	62	753 26/11/98	17866	87	7.76	930	1/2/99	17976	103	-	574	2/2/99	18086	78	5.62	1806	3/2/99
17647	105	-	1875 26/11/98	17757	174	61.1	753 26/11/98	17867	88	8.18	930	1/2/99	17977	103	-	574	2/2/99	18087	79	5.76	1806	3/2/99
17648	105	14.3	1875 26/11/98	17758	174	66.1	753 26/11/98	17868	93	9.66	930	1/2/99	17978	116	-	574	2/2/99	18088	79	6	1806	3/2/99
17649	106	-	1875 26/11/98	17759	175	69.3	753 26/11/98	17869	98	11.6	930	1/2/99	17979	164	49.5	1481	2/2/99	18089	80	6.42	1806	3/2/99
17650	107	-	1875 26/11/98	17760	175	60.5	753 26/11/98	17870	106	14.2	930	1/2/99	17980	164	55	1481	2/2/99	18090	80	6.36	1806	3/2/99
17651	107	15.2	1875 26/11/98	17761	176	63.3	753 26/11/98	17871	109	16.3	930	1/2/99	17981	165	51.5	1481	2/2/99	18091	80	6.35	1806	3/2/99
17652	107	14.6	1875 26/11/98	17762	178	64.1	753 26/11/98	17872	110	17.1	930	1/2/99	17982	165	50	1481	2/2/99	18092	81	6.12	1806	3/2/99
17653	110	-	1875 26/11/98	17763	180	72.9	753 26/11/98	17873	11													

18149	79	-	1308	3/2/99	18259	81	-	2197	5/2/99	18369	98	11.7	1880	5/2/99	18479	212	129	830	10/2/99	18589	86	7.31	2076	12/2/99
18150	79	-	1308	3/2/99	18260	81	-	2197	5/2/99	18370	98	10.5	1880	5/2/99	18480	224	147	830	10/2/99	18590	86	7.34	2076	12/2/99
18151	80	5.77	1308	3/2/99	18261	82	-	2197	5/2/99	18371	98	11	1880	5/2/99	18481	86	7.76	830	10/2/99	18591	88	7.14	2076	12/2/99
18152	80	8.36	1308	3/2/99	18262	83	-	2197	5/2/99	18372	98	11.8	1880	5/2/99	18482	89	8.39	830	10/2/99	18592	88	7.11	2076	12/2/99
18153	82	6.87	1308	3/2/99	18263	83	-	2197	5/2/99	18373	99	11.3	1880	5/2/99	18483	93	9.5	830	10/2/99	18593	88	7.42	2076	12/2/99
18154	82	-	1308	3/2/99	18264	83	-	2197	5/2/99	18374	99	11.8	1880	5/2/99	18484	94	10.2	830	10/2/99	18594	90	8.64	2076	12/2/99
18155	82	-	1308	3/2/99	18265	85	-	2197	5/2/99	18375	99	11.2	1880	5/2/99	18485	96	10.7	830	10/2/99	18595	92	9.15	2076	12/2/99
18156	82	-	1308	3/2/99	18266	86	-	2197	5/2/99	18376	100	11.5	1880	5/2/99	18486	99	11.1	830	10/2/99	18596	92	8.57	2076	12/2/99
18157	83	7.5	1308	3/2/99	18267	86	-	2197	5/2/99	18377	101	12.3	1880	5/2/99	18487	102	13.2	830	10/2/99	18597	92	8.5	2076	12/2/99
18158	83	7.79	1308	3/2/99	18268	86	-	2197	5/2/99	18378	101	12.7	1880	5/2/99	18488	110	15.7	830	10/2/99	18598	92	8.89	2076	12/2/99
18159	83	8.04	1308	3/2/99	18269	87	-	2197	5/2/99	18379	101	12.5	1880	5/2/99	18489	111	16.2	830	10/2/99	18599	93	9.34	2076	12/2/99
18160	83	-	1308	3/2/99	18270	87	-	2197	5/2/99	18380	101	12	1880	5/2/99	18490	161	50	1452	10/2/99	18600	94	10	2076	12/2/99
18161	84	7.11	1308	3/2/99	18271	87	-	2197	5/2/99	18381	101	12.5	1880	5/2/99	18491	170	57.5	1452	10/2/99	18601	95	9.84	2076	12/2/99
18162	84	-	1308	3/2/99	18272	88	-	2197	5/2/99	18382	102	12.7	1880	5/2/99	18492	180	74	1452	10/2/99	18602	97	11.2	2076	12/2/99
18163	85	8.1	1308	3/2/99	18273	89	-	2197	5/2/99	18383	102	12.5	1880	5/2/99	18493	186	79	1452	10/2/99	18603	97	10.1	2076	12/2/99
18164	85	-	1308	3/2/99	18274	89	-	2197	5/2/99	18384	102	13	1880	5/2/99	18494	194	83	1452	10/2/99	18604	162	52.9	1043	12/2/99
18165	86	8.02	1308	3/2/99	18275	89	-	2197	5/2/99	18385	103	13	1880	5/2/99	18495	194	90	1452	10/2/99	18605	187	95	1043	12/2/99
18166	86	-	1308	3/2/99	18276	89	-	2197	5/2/99	18386	103	13.4	1880	5/2/99	18496	202	113	1452	10/2/99	18606	187	86	1043	12/2/99
18167	86	-	1308	3/2/99	18277	89	-	2197	5/2/99	18387	104	13.5	1880	5/2/99	18497	249	201	1452	10/2/99	18607	192	86	1043	12/2/99
18168	88	8.36	1308	3/2/99	18278	89	-	2197	5/2/99	18388	105	13.5	1880	5/2/99	18498	267	266	1452	10/2/99	18608	193	99	1043	12/2/99
18169	88	8.1	1308	3/2/99	18279	89	-	2197	5/2/99	18389	105	13.5	1880	5/2/99	18499	394	995	1452	10/2/99	18609	197	100	1043	12/2/99
18170	88	8.76	1308	3/2/99	18280	90	-	2197	5/2/99	18390	106	14	1880	5/2/99	18500	396	949	1452	10/2/99	18610	320	498	1043	12/2/99
18171	88	8.99	1308	3/2/99	18281	90	-	2197	5/2/99	18391	107	16.1	1880	5/2/99	18501	424	1243	1452	10/2/99	18611	82	6.43	1043	12/2/99
18172	88	-	1308	3/2/99	18282	91	-	2197	5/2/99	18392	110	15	1880	5/2/99	18502	82	7.22	1452	10/2/99	18612	87	8.72	1043	12/2/99
18173	89	8.44	1308	3/2/99	18283	91	-	2197	5/2/99	18393	111	16.3	1880	5/2/99	18503	83	6.55	1452	10/2/99	18613	87	8.1	1043	12/2/99
18174	92	-	1308	3/2/99	18284	92	-	2197	5/2/99	18394	111	16.3	1880	5/2/99	18504	84	7.04	1452	10/2/99	18614	91	8.97	1043	12/2/99
18175	93	-	1308	3/2/99	18285	92	-	2197	5/2/99	18395	111	17	1880	5/2/99	18505	84	-	1452	10/2/99	18615	91	9.34	1043	12/2/99
18176	93	-	1308	3/2/99	18286	92	-	2197	5/2/99	18396	112	18.1	1880	5/2/99	18506	89	8.82	1452	10/2/99	18616	92	9.76	1043	12/2/99
18177	94	10.3	1308	3/2/99	18287	93	-	2197	5/2/99	18397	112	15.6	1880	5/2/99	18507	89	8.71	1452	10/2/99	18617	92	9.25	1043	12/2/99
18178	94	-	1308	3/2/99	18288	95	-	2197	5/2/99	18398	118	19.8	1880	5/2/99	18508	90	9.48	1452	10/2/99	18618	93	10.8	1043	12/2/99
18179	95	10.5	1308	3/2/99	18289	95	-	2197	5/2/99	18399	119	19.8	1880	5/2/99	18509	95	10.2	1452	10/2/99	18619	95	10.8	1043	12/2/99
18180	96	10.8	1308	3/2/99	18290	95	-	2197	5/2/99	18400	131	25.8	1880	5/2/99	18510	95	10.8	1452	10/2/99	18620	95	10.6	1043	12/2/99
18181	96	11.3	1308	3/2/99	18291	95	-	2197	5/2/99	18401	173	62.8	935	8/2/99	18511	95	10.6	1452	10/2/99	18621	97	11.9	1043	12/2/99
18182	97	-	1308	3/2/99	18292	96	-	2197	5/2/99	18402	179	69.1	935	8/2/99	18512	96	11.2	1452	10/2/99	18622	98	11.2	1043	12/2/99
18183	97	-	1308	3/2/99	18293	96	-	2197	5/2/99	18403	191	90	935	8/2/99	18513	98	11.3	1452	10/2/99	18623	100	12.8	1043	12/2/99
18184	98	11.5	1308	3/2/99	18294	96	-	2197	5/2/99	18404	194	95	935	8/2/99	18514	100	12.6	1452	10/2/99	18624	101	11.7	1043	12/2/99
18185	98	-	1308	3/2/99	18295	97	-	2197	5/2/99	18405	307	448	935	8/2/99	18515	101	13	1452	10/2/99	18625	101	13.4	1043	12/2/99
18186	98	-	1308	3/2/99	18296	97	-	2197	5/2/99	18406	75	4.99	935	8/2/99	18516	104	15.3	1452	10/2/99	18626	101	12.6	1043	12/2/99
18187	98	-	1308	3/2/99	18297	97	-	2197	5/2/99	18407	93	9.91	935	8/2/99	18517	105	13.9	1452	10/2/99	18627	101	13.4	1043	12/2/99
18188	100	-	1308	3/2/99	18298	97	-	2197	5/2/99	18408	95	10.8	935	8/2/99	18518	106	15.8	1452	10/2/99	18628	102	11.4	1043	12/2/99
18189	101	11.4	1308	3/2/99	18299	97	-	2197	5/2/99	18409	95	10.2	935	8/2/99	18519	108	16.2	1452	10/2/99	18629	103	13.3	1043	12/2/99
18190	103	12.6	1308	3/2/99	18300	98	-	2197	5/2/99	18410	97	10.9	935	8/2/99	18520	108	14.9	1452	10/2/99	18630	103	13.8	1043	12/2/99
18191	104	13.2	1308	3/2/99	18301	98	-	2197	5/2/99	18411	98	10.3	935	8/2/99	18521	109	16.6	1452	10/2/99	18631	103	13.1	1043	12/2/99
18192	105	14.4	1308	3/2/99	18302	98	-	2197	5/2/99	18412	98	11.8	935	8/2/99	18522	110	17.3	1452	10/2/99	18632	103	13.5	1043	12/2/99
18193	105	-	1308	3/2/99	18303	99	-	2197	5/2/99	18413	98	11.4	935	8/2/99	18523	112	18.1	1452	10/2/99	18633	105	14	1043	12/2/99
18194	105	-	1308	3/2/99	18304	99	-	2197	5/2/99	18414	100	10.7	935	8/2/99	18524	118	20.4	1452	10/2/99	18634	105	14.4	1043	12/2/99
18195	106	16.1	1308	3/2/99	18305	100	-	2197	5/2/99	18415	102	12.9	935	8/2/99	18525	118	20.8	1452	10/2/99	18635	106	13.2	1043	12/2/99
18196	106	15	1308	3/2/99	18306	100	-	2197	5/2/99	18416	104	14.6	935	8/2/99	18526	173	-	1306	10/2/99	18636	107	15.5	1043	12/2/99
18197	107	14.2	1308	3/2/99	18307	102	-	2197	5/2/99	18417	105	14.5	935	8/2/99	18527	174	-	1306	10/2/99	18637	108	15.3	1043	12/2/99
18198	108	-	1308	3/2/99	18308	102	-	2197	5/2/99	18418	108	18.1	935	8/2/99	18528	177	-	1306	10/2/99	18638	109	15.1	1043	12/2/99
18199	109	-	1308	3/2/99	18309	103	-	2197	5/2/99	18419	108	15.2	935	8/2/99	18529	178	-	1306	10/2/99	18639	110	16.8	1043	12/2/99
18200	122	-	1308	3/2/99	18310	103	-	2197	5/2/99	18420	113	18.3	935	8/2/99	18530	191	-	1306	10/2/99	18640	113	17.7	1043	12/2/99
18201	174	61	918	3/2/99	18311	104	-	2197	5/2/99	18421	182	73.7	641	8/2/99	18531	191	-	1306	10/2/99	18641	114	16.5	1043	12/2/99
18202	189	93	918	3/2/99	18312	105	-	2197	5/2/99	18422	187													

18699	90	9.04	832	15/2/99	18809	95	9.69	1303	15/2/99	18919	106	13.7	1206	17/2/99	19029	91	-	1364	17/2/99	19139	83	6.78	1319	19/2/99
18700	90	8.38	832	15/2/99	18810	95	9.84	1303	15/2/99	18920	109	14.6	1206	17/2/99	19030	91	-	1364	17/2/99	19140	84	7.55	1319	19/2/99
18701	94	10.2	832	15/2/99	18811	97	11.2	1303	15/2/99	18921	110	17.5	1206	17/2/99	19031	91	-	1364	17/2/99	19141	84	7.33	1319	19/2/99
18702	95	10.6	832	15/2/99	18812	97	9.91	1303	15/2/99	18922	111	15.7	1206	17/2/99	19032	92	-	1364	17/2/99	19142	85	6.53	1319	19/2/99
18703	97	10.7	832	15/2/99	18813	97	9.74	1303	15/2/99	18923	114	17.8	1206	17/2/99	19033	92	-	1364	17/2/99	19143	85	7.25	1319	19/2/99
18704	98	11.4	832	15/2/99	18814	97	10.5	1303	15/2/99	18924	117	20.1	1206	17/2/99	19034	92	-	1364	17/2/99	19144	85	7.34	1319	19/2/99
18705	98	11.9	832	15/2/99	18815	97	10.9	1303	15/2/99	18925	119	19.9	1206	17/2/99	19035	92	-	1364	17/2/99	19145	86	7.06	1319	19/2/99
18706	100	12.4	832	15/2/99	18816	98	11.1	1303	15/2/99	18926	183	78.5	1212	17/2/99	19036	92	-	1364	17/2/99	19146	87	8.03	1319	19/2/99
18707	101	12.7	832	15/2/99	18817	98	10.7	1303	15/2/99	18927	190	88.1	1212	17/2/99	19037	92	-	1364	17/2/99	19147	87	7.53	1319	19/2/99
18708	103	13.4	832	15/2/99	18818	99	11.2	1303	15/2/99	18928	432	1269	1212	17/2/99	19038	92	-	1364	17/2/99	19148	88	7.84	1319	19/2/99
18709	106	14.4	832	15/2/99	18819	99	12.1	1303	15/2/99	18929	88	7.87	1212	17/2/99	19039	92	-	1364	17/2/99	19149	89	8.01	1319	19/2/99
18710	110	16.9	832	15/2/99	18820	100	11.9	1303	15/2/99	18930	90	8.85	1212	17/2/99	19040	93	-	1364	17/2/99	19150	90	7.85	1319	19/2/99
18711	120	21.7	832	15/2/99	18821	100	12.2	1303	15/2/99	18931	91	9.37	1212	17/2/99	19041	93	-	1364	17/2/99	19151	91	8.8	1319	19/2/99
18712	167	53.4	857	15/2/99	18822	100	11.1	1303	15/2/99	18932	91	9.12	1212	17/2/99	19042	93	-	1364	17/2/99	19152	92	8.93	1319	19/2/99
18713	177	71	857	15/2/99	18823	101	11.5	1303	15/2/99	18933	91	8.88	1212	17/2/99	19043	93	-	1364	17/2/99	19153	96	9.83	1319	19/2/99
18714	217	133	857	15/2/99	18824	101	11.3	1303	15/2/99	18934	91	9.51	1212	17/2/99	19044	93	-	1364	17/2/99	19154	99	11.5	1319	19/2/99
18715	273	299	857	15/2/99	18825	102	12.3	1303	15/2/99	18935	91	8.85	1212	17/2/99	19045	93	-	1364	17/2/99	19155	101	12.3	1319	19/2/99
18716	290	359	857	15/2/99	18826	102	12.1	1303	15/2/99	18936	92	9.19	1212	17/2/99	19046	93	-	1364	17/2/99	19156	104	12.8	1319	19/2/99
18717	340	577	857	15/2/99	18827	103	12.7	1303	15/2/99	18937	92	8.81	1212	17/2/99	19047	94	-	1364	17/2/99	19157	105	13.4	1319	19/2/99
18718	74	4.8	857	15/2/99	18828	110	15.8	1303	15/2/99	18938	92	9.3	1212	17/2/99	19048	94	-	1364	17/2/99	19158	105	13.1	1319	19/2/99
18719	82	6.41	857	15/2/99	18829	116	18	1303	15/2/99	18939	93	7.77	1212	17/2/99	19049	94	-	1364	17/2/99	19159	107	15.6	1319	19/2/99
18720	84	7.13	857	15/2/99	18830	160	47.4	1867	17/2/99	18940	93	9.53	1212	17/2/99	19050	94	-	1364	17/2/99	19160	107	13.8	1319	19/2/99
18721	84	6.84	857	15/2/99	18831	177	64.8	1867	17/2/99	18941	94	9.75	1212	17/2/99	19051	94	-	1364	17/2/99	19161	108	15	1319	19/2/99
18722	86	7.74	857	15/2/99	18832	180	69	1867	17/2/99	18942	94	9.85	1212	17/2/99	19052	95	-	1364	17/2/99	19162	111	17.7	1319	19/2/99
18723	88	8.49	857	15/2/99	18833	185	73.4	1867	17/2/99	18943	96	10.3	1212	17/2/99	19053	95	-	1364	17/2/99	19163	113	17.7	1319	19/2/99
18724	89	8.74	857	15/2/99	18834	194	87	1867	17/2/99	18944	96	9.93	1212	17/2/99	19054	95	-	1364	17/2/99	19164	119	20.4	1319	19/2/99
18725	90	8.61	857	15/2/99	18835	201	98	1867	17/2/99	18945	99	11.1	1212	17/2/99	19055	96	-	1364	17/2/99	19165	165	54.1	1688	19/2/99
18726	93	9.75	857	15/2/99	18836	208	95	1867	17/2/99	18946	100	12.1	1212	17/2/99	19056	97	-	1364	17/2/99	19166	172	62.2	1688	19/2/99
18727	94	10.5	857	15/2/99	18837	230	161	1867	17/2/99	18947	100	12.6	1212	17/2/99	19057	97	-	1364	17/2/99	19167	175	63.4	1688	19/2/99
18728	97	11	857	15/2/99	18838	290	320	1867	17/2/99	18948	101	13.2	1212	17/2/99	19058	97	-	1364	17/2/99	19168	175	65.7	1688	19/2/99
18729	98	11.1	857	15/2/99	18839	538	2476	1867	17/2/99	18949	101	11.4	1212	17/2/99	19059	97	-	1364	17/2/99	19169	176	65.6	1688	19/2/99
18730	98	11.3	857	15/2/99	18840	545	2616	1867	17/2/99	18950	102	12.2	1212	17/2/99	19060	99	-	1364	17/2/99	19170	176	64.7	1688	19/2/99
18731	99	11.5	857	15/2/99	18841	72	4.48	1867	17/2/99	18951	104	13.2	1212	17/2/99	19061	99	-	1364	17/2/99	19171	177	71.7	1688	19/2/99
18732	100	11.6	857	15/2/99	18842	74	4.93	1867	17/2/99	18952	105	12.5	1212	17/2/99	19062	100	-	1364	17/2/99	19172	177	60.4	1688	19/2/99
18733	101	12.5	857	15/2/99	18843	74	5	1867	17/2/99	18953	107	14.7	1212	17/2/99	19063	100	-	1364	17/2/99	19173	181	66.6	1688	19/2/99
18734	101	11.9	857	15/2/99	18844	76	5.58	1867	17/2/99	18954	118	20.7	1212	17/2/99	19064	100	-	1364	17/2/99	19174	192	90.6	1688	19/2/99
18735	105	13.6	857	15/2/99	18845	77	5.56	1867	17/2/99	18955	122	20.9	1212	17/2/99	19065	101	-	1364	17/2/99	19175	196	98	1688	19/2/99
18736	107	14	857	15/2/99	18846	78	5.87	1867	17/2/99	18956	168	62.5	858	17/2/99	19066	102	-	1364	17/2/99	19176	197	95.9	1688	19/2/99
18737	112	17.4	857	15/2/99	18847	79	6.08	1867	17/2/99	18957	176	65.9	858	17/2/99	19067	102	-	1364	17/2/99	19177	203	108	1688	19/2/99
18738	114	18.9	857	15/2/99	18848	81	6.24	1867	17/2/99	18958	180	72.6	858	17/2/99	19068	103	-	1364	17/2/99	19178	232	140	1688	19/2/99
18739	119	21.6	857	15/2/99	18849	81	6.63	1867	17/2/99	18959	191	82	858	17/2/99	19069	103	-	1364	17/2/99	19179	251	217	1688	19/2/99
18740	120	21.9	857	15/2/99	18850	82	6.69	1867	17/2/99	18960	192	89	858	17/2/99	19070	104	-	1364	17/2/99	19180	252	210	1688	19/2/99
18741	121	21.8	857	15/2/99	18851	82	6.08	1867	17/2/99	18961	193	79	858	17/2/99	19071	106	-	1364	17/2/99	19181	253	213	1688	19/2/99
18742	174	61.9	1342	15/2/99	18852	82	6.04	1867	17/2/99	18962	252	230	858	17/2/99	19072	106	-	1364	17/2/99	19182	255	238	1688	19/2/99
18743	72	3.93	1342	15/2/99	18853	82	6.64	1867	17/2/99	18963	85	6.87	858	17/2/99	19073	107	-	1364	17/2/99	19183	336	606	1688	19/2/99
18744	73	4.62	1342	15/2/99	18854	82	6.38	1867	17/2/99	18964	89	8.03	858	17/2/99	19074	107	-	1364	17/2/99	19184	87	7.84	1688	19/2/99
18745	84	6.95	1342	15/2/99	18855	83	6.58	1867	17/2/99	18965	90	7.98	858	17/2/99	19075	107	-	1364	17/2/99	19185	88	8.34	1688	19/2/99
18746	89	8.67	1342	15/2/99	18856	84	6.98	1867	17/2/99	18966	90	8.04	858	17/2/99	19076	109	-	1364	17/2/99	19186	89	9.19	1688	19/2/99
18747	90	9.13	1342	15/2/99	18857	89	8.28	1867	17/2/99	18967	90	8.68	858	17/2/99	19077	110	-	1364	17/2/99	19187	94	9.89	1688	19/2/99
18748	92	9.77	1342	15/2/99	18858	90	8.38	1867	17/2/99	18968	91	9.05	858	17/2/99	19078	112	-	1364	17/2/99	19188	97	11	1688	19/2/99
18749	94	9.86	1342	15/2/99	18859	90	8.62	1867	17/2/99	18969	94	9.42	858	17/2/99	19079	113	-	1364	17/2/99	19189	100	11.7	1688	19/2/99
18750	94	9.3	1342	15/2/99	18860	92	8.49	1867	17/2/99	18970	97	9.23	858	17/2/99	19080	115	-	1364	17/2/99	19190	100	12.1	1688	19/2/99
18751	98	10.5	1342	15/2/99	18861																			

19249	88	7.66	2362	22/2/99	19359	107	-	1125	22/2/99	19469	353	690	521	1/3/99	19579	204	105	-	10/4/99	19689	90	8.52	-	14/4/99
19250	89	8.03	2362	22/2/99	19360	112	-	1125	22/2/99	19470	416	957	521	1/3/99	19580	204	99.6	-	10/4/99	19690	91	9.39	-	14/4/99
19251	89	8.86	2362	22/2/99	19361	114	-	1125	22/2/99	19471	75	5.18	521	1/3/99	19581	204	125	-	10/4/99	19691	92	9.27	-	14/4/99
19252	89	7.76	2362	22/2/99	19362	117	-	1125	22/2/99	19472	79	6.42	521	1/3/99	19582	206	113	-	10/4/99	19692	92	9.5	-	14/4/99
19253	89	9.27	2362	22/2/99	19363	119	-	1125	22/2/99	19473	84	7.57	521	1/3/99	19583	207	-	-	10/4/99	19693	92	9.46	-	14/4/99
19254	90	8.02	2362	22/2/99	19364	176	70	733	22/2/99	19474	87	8.79	521	1/3/99	19584	207	134	-	10/4/99	19694	92	9.51	-	14/4/99
19255	90	8.43	2362	22/2/99	19365	215	127	733	22/2/99	19475	92	9.4	521	1/3/99	19585	210	121	-	10/4/99	19695	92	9.88	-	14/4/99
19256	90	8.55	2362	22/2/99	19366	339	564	733	22/2/99	19476	98	11	521	1/3/99	19586	210	122	-	10/4/99	19696	92	9.92	-	14/4/99
19257	90	8.39	2362	22/2/99	19367	71	4.43	733	22/2/99	19477	106	14.2	521	1/3/99	19587	210	115	-	10/4/99	19697	92	9.23	-	14/4/99
19258	90	8.75	2362	22/2/99	19368	74	4.76	733	22/2/99	19478	110	16.8	521	1/3/99	19588	212	123	-	10/4/99	19698	92	9.04	-	14/4/99
19259	90	9.17	2362	22/2/99	19369	76	-	733	22/2/99	19479	119	22.1	521	1/3/99	19589	213	138	-	10/4/99	19699	93	9.5	-	14/4/99
19260	90	8.06	2362	22/2/99	19370	76	-	733	22/2/99	19480	171	61	521	1/3/99	19590	214	130	-	10/4/99	19700	93	9.92	-	14/4/99
19261	90	7.93	2362	22/2/99	19371	77	5.61	733	22/2/99	19481	174	62	521	1/3/99	19591	217	125	-	10/4/99	19701	93	10.9	-	14/4/99
19262	91	9.01	2362	22/2/99	19372	83	6.31	733	22/2/99	19482	176	73	521	1/3/99	19592	223	136	-	10/4/99	19702	93	8.81	-	14/4/99
19263	91	8.86	2362	22/2/99	19373	86	-	733	22/2/99	19483	176	65	521	1/3/99	19593	224	137	-	10/4/99	19703	94	9.68	-	14/4/99
19264	91	8.61	2362	22/2/99	19374	89	8.03	733	22/2/99	19484	182	77	521	1/3/99	19594	225	149	-	10/4/99	19704	94	10.2	-	14/4/99
19265	92	8.57	2362	22/2/99	19375	90	-	733	22/2/99	19485	183	76	521	1/3/99	19595	225	142	-	10/4/99	19705	94	10.4	-	14/4/99
19266	92	9.25	2362	22/2/99	19376	91	8.64	733	22/2/99	19486	196	98	521	1/3/99	19596	226	150	-	10/4/99	19706	94	9.84	-	14/4/99
19267	92	9.16	2362	22/2/99	19377	92	-	733	22/2/99	19487	245	186	521	1/3/99	19597	229	158	-	10/4/99	19707	94	10.7	-	14/4/99
19268	92	8.99	2362	22/2/99	19378	94	-	733	22/2/99	19488	262	206	521	1/3/99	19598	230	156	-	10/4/99	19708	94	10.7	-	14/4/99
19269	92	9.08	2362	22/2/99	19379	96	10.7	733	22/2/99	19489	298	388	521	1/3/99	19599	237	185	-	10/4/99	19709	95	11.4	-	14/4/99
19270	93	9.67	2362	22/2/99	19380	98	11.2	733	22/2/99	19490	77	5.68	521	1/3/99	19600	240	178	-	10/4/99	19710	95	11	-	14/4/99
19271	93	9.82	2362	22/2/99	19381	104	-	733	22/2/99	19491	81	6.6	521	1/3/99	19601	257	224	-	10/4/99	19711	95	11.8	-	14/4/99
19272	93	9.49	2362	22/2/99	19382	106	-	733	22/2/99	19492	82	6.62	521	1/3/99	19602	266	265	-	10/4/99	19712	96	10.3	-	14/4/99
19273	93	10	2362	22/2/99	19383	107	14.2	733	22/2/99	19493	85	7.21	521	1/3/99	19603	267	247	-	10/4/99	19713	96	11.6	-	14/4/99
19274	93	9.19	2362	22/2/99	19384	108	15	733	22/2/99	19494	86	7.52	521	1/3/99	19604	270	260	-	10/4/99	19714	96	10.9	-	14/4/99
19275	93	9.59	2362	22/2/99	19385	109	-	733	22/2/99	19495	86	7.29	521	1/3/99	19605	287	270	-	10/4/99	19715	96	10.4	-	14/4/99
19276	94	9.32	2362	22/2/99	19386	113	17.9	733	22/2/99	19496	88	8.32	521	1/3/99	19606	101	12.6	-	10/4/99	19716	96	10.9	-	14/4/99
19277	94	9.88	2362	22/2/99	19387	119	20.7	733	22/2/99	19497	89	8.14	521	1/3/99	19607	114	16	-	10/4/99	19717	97	11.7	-	14/4/99
19278	94	10.1	2362	22/2/99	19388	121	22.8	733	22/2/99	19498	91	8.88	521	1/3/99	19608	116	17.4	-	10/4/99	19718	97	11.3	-	14/4/99
19279	95	10.8	2362	22/2/99	19389	171	57.3	1365	22/2/99	19499	93	9.33	521	1/3/99	19609	121	21.7	-	10/4/99	19719	97	11.2	-	14/4/99
19280	95	9.44	2362	22/2/99	19390	426	1288	1365	22/2/99	19500	96	10.6	521	1/3/99	19610	123	21.3	-	10/4/99	19720	97	11.5	-	14/4/99
19281	95	10.5	2362	22/2/99	19391	89	8.29	1365	22/2/99	19501	100	11.8	521	1/3/99	19611	123	22.6	-	10/4/99	19721	97	12.2	-	14/4/99
19282	96	10.4	2362	22/2/99	19392	90	8.87	1365	22/2/99	19502	100	12.5	521	1/3/99	19612	124	23.3	-	10/4/99	19722	98	10.8	-	14/4/99
19283	96	10.7	2362	22/2/99	19393	91	8.93	1365	22/2/99	19503	101	12.8	521	1/3/99	19613	127	24.2	-	10/4/99	19723	98	11.5	-	14/4/99
19284	96	10.3	2362	22/2/99	19394	92	9.58	1365	22/2/99	19504	101	11.6	521	1/3/99	19614	127	25.3	-	10/4/99	19724	98	11.1	-	14/4/99
19285	97	10.6	2362	22/2/99	19395	93	9.46	1365	22/2/99	19505	102	12.5	521	1/3/99	19615	128	25	-	10/4/99	19725	98	12.3	-	14/4/99
19286	98	11.2	2362	22/2/99	19396	94	9.61	1365	22/2/99	19506	106	14.7	521	1/3/99	19616	128	24.5	-	10/4/99	19726	98	11.5	-	14/4/99
19287	98	11.8	2362	22/2/99	19397	94	9.77	1365	22/2/99	19507	108	14.3	521	1/3/99	19617	128	28.7	-	10/4/99	19727	99	11.2	-	14/4/99
19288	99	10.8	2362	22/2/99	19398	95	9.7	1365	22/2/99	19508	113	17.7	521	1/3/99	19618	132	26.3	-	10/4/99	19728	99	11.4	-	14/4/99
19289	99	11.7	2362	22/2/99	19399	95	9.81	1365	22/2/99	19509	123	21.8	521	1/3/99	19619	132	28.7	-	10/4/99	19729	100	12.4	-	14/4/99
19290	99	11	2362	22/2/99	19400	96	10.7	1365	22/2/99	19510	127	25.4	521	1/3/99	19620	133	28.6	-	10/4/99	19730	100	12.2	-	14/4/99
19291	99	11.3	2362	22/2/99	19401	96	10.4	1365	22/2/99	19511	169	57.9	656	1/3/99	19621	144	38.1	-	10/4/99	19731	100	12.5	-	14/4/99
19292	99	11.7	2362	22/2/99	19402	100	11.3	1365	22/2/99	19512	174	58.4	656	1/3/99	19622	144	34.7	-	10/4/99	19732	100	11.6	-	14/4/99
19293	99	11.4	2362	22/2/99	19403	102	13.1	1365	22/2/99	19513	176	68.1	656	1/3/99	19623	145	37.8	-	10/4/99	19733	100	10.6	-	14/4/99
19294	100	12	2362	22/2/99	19404	103	13.3	1365	22/2/99	19514	250	209	656	1/3/99	19624	165	54	-	10/4/99	19734	100	12.7	-	14/4/99
19295	100	12	2362	22/2/99	19405	104	12.8	1365	22/2/99	19515	85	7.12	656	1/3/99	19625	165	59	-	10/4/99	19735	100	12.6	-	14/4/99
19296	100	11.3	2362	22/2/99	19406	105	13.6	1365	22/2/99	19516	91	8.95	656	1/3/99	19626	166	64	-	10/4/99	19736	100	12.8	-	14/4/99
19297	100	12.1	2362	22/2/99	19407	110	15.3	1365	22/2/99	19517	92	8.64	656	1/3/99	19627	168	58	-	10/4/99	19737	100	11.8	-	14/4/99
19298	100	12.1	2362	22/2/99	19408	110	14.8	1365	22/2/99	19518	92	9.68	656	1/3/99	19628	172	81	-	10/4/99	19738	100	12.6	-	14/4/99
19299	100	11.7	2362	22/2/99	19409	111	15.6	1365	22/2/99	19519	93	9.54	656	1/3/99	19629	176	79	-	10/4/99	19739	101	11.7	-	14/4/99
19300	101	11.5	2362	22/2/99	19410	111	16.1	1365	22/2/99	19520	102	11.8	656	1/3/99	19630	178	72	-	10/4/99	19740	101	12	-	14/4/99
19301	101	12.1	2362	22/2/99	19411	113	15.6	1365	22/2/99	19521	105	13.7	656	1/3/99	19631	179	72	-	10/4/99	19741	101	12	-	14/4/99
19302	101	12.3	2362	22/2/99	19412	120	20.1	1365	22/2/99	19522	107	14.9	656	1/3/99	19632	179	70	-	10/4/99	19742	10			

19799	217	136	-	6/5/99	19909	110	15,8	-	25/5/99	20019	124	22,2	1364	14/6/99	20129	123	25	1146	14/6/99	20239	130	28,2	1839	14/6/99
19800	226	161	-	6/5/99	19910	110	17,1	-	25/5/99	20020	124	25,7	1364	14/6/99	20130	123	-	1146	14/6/99	20240	131	30,6	1839	14/6/99
19801	244	183	-	6/5/99	19911	111	-	-	25/5/99	20021	124	24,9	1364	14/6/99	20131	124	24,4	1146	14/6/99	20241	131	30,6	1839	14/6/99
19802	252	212	-	6/5/99	19912	111	16,8	-	25/5/99	20022	124	26,4	1364	14/6/99	20132	125	24,3	1146	14/6/99	20242	132	28	1839	14/6/99
19803	254	225	-	6/5/99	19913	112	17,9	-	25/5/99	20023	125	26,7	1364	14/6/99	20133	127	26,7	1146	14/6/99	20243	132	28,6	1839	14/6/99
19804	272	290	-	6/5/99	19914	112	17,6	-	25/5/99	20024	125	26,8	1364	14/6/99	20134	127	26,2	1146	14/6/99	20244	132	29,7	1839	14/6/99
19805	82	6,79	-	6/5/99	19915	112	16,6	-	25/5/99	20025	127	26,1	1364	14/6/99	20135	127	26,8	1146	14/6/99	20245	136	35,5	1839	14/6/99
19806	83	7,6	-	6/5/99	19916	112	17,2	-	25/5/99	20026	127	24,2	1364	14/6/99	20136	127	26,2	1146	14/6/99	20246	136	34,8	1839	14/6/99
19807	85	8,3	-	6/5/99	19917	113	17,9	-	25/5/99	20027	127	28,8	1364	14/6/99	20137	128	26,7	1146	14/6/99	20247	140	33,7	1839	14/6/99
19808	87	8,13	-	6/5/99	19918	114	-	-	25/5/99	20028	127	27,2	1364	14/6/99	20138	128	26,5	1146	14/6/99	20248	142	33,7	1839	14/6/99
19809	89	9,48	-	6/5/99	19919	116	-	-	25/5/99	20029	128	24,5	1364	14/6/99	20139	129	25,4	1146	14/6/99	20249	142	35,6	1839	14/6/99
19810	90	8,83	-	6/5/99	19920	116	-	-	25/5/99	20030	128	28,4	1364	14/6/99	20140	129	28,3	1146	14/6/99	20250	143	-	1839	14/6/99
19811	90	9,56	-	6/5/99	19921	117	-	-	25/5/99	20031	128	27,4	1364	14/6/99	20141	129	28,3	1146	14/6/99	20251	143	37,1	1839	14/6/99
19812	90	9,06	-	6/5/99	19922	117	19,1	-	25/5/99	20032	129	26,5	1364	14/6/99	20142	129	28,1	1146	14/6/99	20252	145	38,9	1839	14/6/99
19813	90	9,98	-	6/5/99	19923	117	20,7	-	25/5/99	20033	130	28,6	1364	14/6/99	20143	129	30,3	1146	14/6/99	20253	148	-	1839	14/6/99
19814	91	9,99	-	6/5/99	19924	118	19,6	-	25/5/99	20034	130	28,9	1364	14/6/99	20144	129	27,8	1146	14/6/99	20254	152	46,3	1839	14/6/99
19815	91	10,2	-	6/5/99	19925	119	20,2	-	25/5/99	20035	132	30,6	1364	14/6/99	20145	130	28,6	1146	14/6/99	20255	152	48,6	1839	14/6/99
19816	92	9,99	-	6/5/99	19926	119	21,3	-	25/5/99	20036	133	31,5	1364	14/6/99	20146	130	30,1	1146	14/6/99	20256	152	47,1	1839	14/6/99
19817	92	10,1	-	6/5/99	19927	120	21,4	-	25/5/99	20037	134	28,5	1364	14/6/99	20147	130	28,3	1146	14/6/99	20257	154	48,4	1839	14/6/99
19818	92	11,4	-	6/5/99	19928	120	20,9	-	25/5/99	20038	134	27,7	1364	14/6/99	20148	130	30,5	1146	14/6/99	20258	154	46,5	1839	14/6/99
19819	94	10,6	-	6/5/99	19929	120	20,4	-	25/5/99	20039	134	31,6	1364	14/6/99	20149	130	28,8	1146	14/6/99	20259	186	85	1432	14/6/99
19820	94	10,3	-	6/5/99	19930	121	-	-	25/5/99	20040	135	31,4	1364	14/6/99	20150	130	29,1	1146	14/6/99	20260	198	105	1432	14/6/99
19821	94	10,8	-	6/5/99	19931	122	22,9	-	25/5/99	20041	135	31	1364	14/6/99	20151	130	-	1146	14/6/99	20261	218	159	1432	14/6/99
19822	95	10,4	-	6/5/99	19932	122	-	-	25/5/99	20042	135	29,9	1364	14/6/99	20152	132	30	1146	14/6/99	20262	111	20,5	1432	14/6/99
19823	96	11,2	-	6/5/99	19933	122	22,2	-	25/5/99	20043	135	32,9	1364	14/6/99	20153	132	31,7	1146	14/6/99	20263	115	18,8	1432	14/6/99
19824	97	11,7	-	6/5/99	19934	122	24,5	-	25/5/99	20044	135	34,5	1364	14/6/99	20154	133	31,7	1146	14/6/99	20264	117	21,5	1432	14/6/99
19825	97	12	-	6/5/99	19935	122	-	-	25/5/99	20045	135	30,6	1364	14/6/99	20155	134	32,8	1146	14/6/99	20265	117	20,4	1432	14/6/99
19826	97	12,4	-	6/5/99	19936	123	23,4	-	25/5/99	20046	136	31,7	1364	14/6/99	20156	135	32,5	1146	14/6/99	20266	121	23,7	1432	14/6/99
19827	98	11,4	-	6/5/99	19937	124	24,4	-	25/5/99	20047	136	33	1364	14/6/99	20157	135	32,3	1146	14/6/99	20267	125	26,2	1432	14/6/99
19828	98	13,1	-	6/5/99	19938	127	25,6	-	25/5/99	20048	136	32,8	1364	14/6/99	20158	136	31,4	1146	14/6/99	20268	126	27,2	1432	14/6/99
19829	102	13	-	6/5/99	19939	127	26,7	-	25/5/99	20049	136	30,2	1364	14/6/99	20159	136	36,4	1146	14/6/99	20269	127	27	1432	14/6/99
19830	102	13,6	-	6/5/99	19940	128	26,7	-	25/5/99	20050	136	32,8	1364	14/6/99	20160	137	33,2	1146	14/6/99	20270	128	27,6	1432	14/6/99
19831	104	14,2	-	6/5/99	19941	137	31,7	-	25/5/99	20051	136	34,6	1364	14/6/99	20161	137	33,8	1146	14/6/99	20271	130	31,9	1432	14/6/99
19832	104	14,5	-	6/5/99	19942	137	34,8	-	25/5/99	20052	136	32,6	1364	14/6/99	20162	138	34,8	1146	14/6/99	20272	133	33,9	1432	14/6/99
19833	104	14,7	-	6/5/99	19943	139	37,9	-	25/5/99	20053	137	33,3	1364	14/6/99	20163	138	36,2	1146	14/6/99	20273	133	29,6	1432	14/6/99
19834	105	14,6	-	6/5/99	19944	141	38	-	25/5/99	20054	137	31,2	1364	14/6/99	20164	139	35,4	1146	14/6/99	20274	137	33,7	1432	14/6/99
19835	105	14,5	-	6/5/99	19945	149	44	-	25/5/99	20055	138	33,7	1364	14/6/99	20165	140	35,9	1146	14/6/99	20275	138	32,5	1432	14/6/99
19836	105	15,6	-	6/5/99	19946	502	2053	-	25/5/99	20056	138	32,8	1364	14/6/99	20166	140	34,2	1146	14/6/99	20276	148	45,4	1432	14/6/99
19837	105	14,8	-	6/5/99	19947	198	106	751	14/6/99	20057	138	33,4	1364	14/6/99	20167	140	35,7	1146	14/6/99	20277	153	50,8	1432	14/6/99
19838	105	15,7	-	6/5/99	19948	203	109	751	14/6/99	20058	139	35	1364	14/6/99	20168	140	38,4	1146	14/6/99	20278	190	88	1432	14/6/99
19839	106	14,5	-	6/5/99	19949	203	113	751	14/6/99	20059	139	36,9	1364	14/6/99	20169	142	38,3	1146	14/6/99	20279	191	-	1432	14/6/99
19840	106	16,6	-	6/5/99	19950	204	108	751	14/6/99	20060	140	40,4	1364	14/6/99	20170	143	35,3	1146	14/6/99	20280	201	-	1432	14/6/99
19841	106	15,7	-	6/5/99	19951	222	152	751	14/6/99	20061	140	37,1	1364	14/6/99	20171	144	38,6	1146	14/6/99	20281	205	-	1432	14/6/99
19842	107	15,2	-	6/5/99	19952	232	199	751	14/6/99	20062	140	35,5	1364	14/6/99	20172	145	41,3	1146	14/6/99	20282	207	120	1432	14/6/99
19843	107	16	-	6/5/99	19953	239	174	751	14/6/99	20063	141	37,1	1364	14/6/99	20173	146	43,5	1146	14/6/99	20283	209	-	1432	14/6/99
19844	108	16,4	-	6/5/99	19954	239	213	751	14/6/99	20064	142	35,5	1364	14/6/99	20174	148	41,9	1146	14/6/99	20284	212	131	1432	14/6/99
19845	108	16,2	-	6/5/99	19955	263	267	751	14/6/99	20065	144	38,6	1364	14/6/99	20175	149	40,7	1146	14/6/99	20285	212	-	1432	14/6/99
19846	108	16,9	-	6/5/99	19956	275	377	751	14/6/99	20066	145	38,4	1364	14/6/99	20176	151	47,5	1146	14/6/99	20286	213	131	1432	14/6/99
19847	108	15,7	-	6/5/99	19957	112	17,8	751	14/6/99	20067	145	40,2	1364	14/6/99	20177	152	45,3	1146	14/6/99	20287	216	-	1432	14/6/99
19848	108	16	-	6/5/99	19958	114	17,9	751	14/6/99	20068	145	39,8	1364	14/6/99	20178	155	48,2	1146	14/6/99	20288	218	143	1432	14/6/99
19849	109	16,2	-	6/5/99	19959	115	20,1	751	14/6/99	20069	146	35,8	1364	14/6/99	20179	157	49,4	1146	14/6/99	20289	221	157	1432	14/6/99
19850	110	17,4	-	6/5/99	19960	118	21,3	751	14/6/99	20070	148	44,8	1364	14/6/99	20180	159	51,5	1146	14/6/99	20290	222	-	1432	14/6/99
19851	111	18,1	-	6/5/99	19961	119	19,8	751	14/6/99	20071	148	43,2	1364	14/6/99	20181	192	87	1839	14/6/99					

20349	136	33.4	1432	14/6/99	20459	127	-	1042	15/6/99	20569	118	20.4	835	15/6/99	20679	128	-	1301	15/6/99	20789	205	121	940	15/6/99
20350	136	-	1432	14/6/99	20460	127	-	1042	15/6/99	20570	119	23.2	835	15/6/99	20680	128	-	1301	15/6/99	20790	210	146	940	15/6/99
20351	137	34	1432	14/6/99	20461	127	28.3	1042	15/6/99	20571	119	20.3	835	15/6/99	20681	128	-	1301	15/6/99	20791	217	137	940	15/6/99
20352	137	-	1432	14/6/99	20462	128	-	1042	15/6/99	20572	119	23.4	835	15/6/99	20682	128	-	1301	15/6/99	20792	243	210	940	15/6/99
20353	137	-	1432	14/6/99	20463	128	-	1042	15/6/99	20573	120	22.8	835	15/6/99	20683	129	-	1301	15/6/99	20793	246	218	940	15/6/99
20354	138	33.2	1432	14/6/99	20464	128	-	1042	15/6/99	20574	120	25.2	835	15/6/99	20684	129	-	1301	15/6/99	20794	248	174	940	15/6/99
20355	138	34.7	1432	14/6/99	20465	128	-	1042	15/6/99	20575	120	22.6	835	15/6/99	20685	129	-	1301	15/6/99	20795	257	240	940	15/6/99
20356	140	35.6	1432	14/6/99	20466	129	-	1042	15/6/99	20576	121	23.2	835	15/6/99	20686	129	-	1301	15/6/99	20796	106	13.8	940	15/6/99
20357	140	-	1432	14/6/99	20467	129	-	1042	15/6/99	20577	122	25	835	15/6/99	20687	130	-	1301	15/6/99	20797	107	14.9	940	15/6/99
20358	141	-	1432	14/6/99	20468	129	-	1042	15/6/99	20578	122	23.4	835	15/6/99	20688	130	-	1301	15/6/99	20798	113	17.5	940	15/6/99
20359	142	37.6	1432	14/6/99	20469	129	-	1042	15/6/99	20579	122	25.2	835	15/6/99	20689	130	-	1301	15/6/99	20799	114	21.1	940	15/6/99
20360	142	37.7	1432	14/6/99	20470	130	-	1042	15/6/99	20580	123	24.8	835	15/6/99	20690	130	-	1301	15/6/99	20800	116	19.8	940	15/6/99
20361	142	-	1432	14/6/99	20471	130	-	1042	15/6/99	20581	124	28	835	15/6/99	20691	130	-	1301	15/6/99	20801	116	20	940	15/6/99
20362	142	36.7	1432	14/6/99	20472	130	-	1042	15/6/99	20582	125	26.8	835	15/6/99	20692	131	-	1301	15/6/99	20802	118	20.2	940	15/6/99
20363	142	-	1432	14/6/99	20473	130	-	1042	15/6/99	20583	125	25.8	835	15/6/99	20693	131	-	1301	15/6/99	20803	118	21.2	940	15/6/99
20364	143	-	1432	14/6/99	20474	130	-	1042	15/6/99	20584	126	28.5	835	15/6/99	20694	131	-	1301	15/6/99	20804	119	21.5	940	15/6/99
20365	143	-	1432	14/6/99	20475	130	-	1042	15/6/99	20585	126	30.5	835	15/6/99	20695	131	-	1301	15/6/99	20805	120	21.5	940	15/6/99
20366	144	38.1	1432	14/6/99	20476	130	-	1042	15/6/99	20586	127	32.7	835	15/6/99	20696	131	-	1301	15/6/99	20806	121	22.8	940	15/6/99
20367	144	38	1432	14/6/99	20477	130	-	1042	15/6/99	20587	127	29.3	835	15/6/99	20697	131	-	1301	15/6/99	20807	122	22.3	940	15/6/99
20368	144	-	1432	14/6/99	20478	130	29.1	1042	15/6/99	20588	128	30.2	835	15/6/99	20698	131	-	1301	15/6/99	20808	122	21.8	940	15/6/99
20369	144	-	1432	14/6/99	20479	130	32.8	1042	15/6/99	20589	128	30.2	835	15/6/99	20699	132	-	1301	15/6/99	20809	122	21.8	940	15/6/99
20370	145	32.3	1432	14/6/99	20480	131	-	1042	15/6/99	20590	128	28.8	835	15/6/99	20700	132	-	1301	15/6/99	20810	123	23.6	940	15/6/99
20371	145	-	1432	14/6/99	20481	131	-	1042	15/6/99	20591	128	26.8	835	15/6/99	20701	132	-	1301	15/6/99	20811	123	23.7	940	15/6/99
20372	145	-	1432	14/6/99	20482	131	35.5	1042	15/6/99	20592	129	31.8	835	15/6/99	20702	132	-	1301	15/6/99	20812	123	24.5	940	15/6/99
20373	147	34.7	1432	14/6/99	20483	132	-	1042	15/6/99	20593	129	27.7	835	15/6/99	20703	133	-	1301	15/6/99	20813	125	22.5	940	15/6/99
20374	149	36.6	1432	14/6/99	20484	132	-	1042	15/6/99	20594	129	32.1	835	15/6/99	20704	134	-	1301	15/6/99	20814	126	25.9	940	15/6/99
20375	150	-	1432	14/6/99	20485	132	33.2	1042	15/6/99	20595	129	28.5	835	15/6/99	20705	135	-	1301	15/6/99	20815	126	25.2	940	15/6/99
20376	151	-	1432	14/6/99	20486	133	33.1	1042	15/6/99	20596	130	30.3	835	15/6/99	20706	135	-	1301	15/6/99	20816	126	24.1	940	15/6/99
20377	152	48.2	1432	14/6/99	20487	134	-	1042	15/6/99	20597	130	32.5	835	15/6/99	20707	135	-	1301	15/6/99	20817	127	24.5	940	15/6/99
20378	224	159	671	15/6/99	20488	134	-	1042	15/6/99	20598	130	31.3	835	15/6/99	20708	135	-	1301	15/6/99	20818	127	24.6	940	15/6/99
20379	229	157	671	15/6/99	20489	134	-	1042	15/6/99	20599	132	31.2	835	15/6/99	20709	135	-	1301	15/6/99	20819	128	24.7	940	15/6/99
20380	114	18.4	671	15/6/99	20490	134	-	1042	15/6/99	20600	136	37.4	835	15/6/99	20710	135	-	1301	15/6/99	20820	128	26.6	940	15/6/99
20381	115	19.5	671	15/6/99	20491	134	-	1042	15/6/99	20601	136	38.4	835	15/6/99	20711	136	-	1301	15/6/99	20821	128	26.2	940	15/6/99
20382	115	20.5	671	15/6/99	20492	134	-	1042	15/6/99	20602	137	36	835	15/6/99	20712	136	-	1301	15/6/99	20822	128	25	940	15/6/99
20383	118	20.2	671	15/6/99	20493	135	-	1042	15/6/99	20603	137	33.9	835	15/6/99	20713	136	-	1301	15/6/99	20823	128	25.8	940	15/6/99
20384	118	20.1	671	15/6/99	20494	135	-	1042	15/6/99	20604	138	40.3	835	15/6/99	20714	136	-	1301	15/6/99	20824	128	29	940	15/6/99
20385	119	21.1	671	15/6/99	20495	135	-	1042	15/6/99	20605	140	37.3	835	15/6/99	20715	137	-	1301	15/6/99	20825	130	28.9	940	15/6/99
20386	119	22	671	15/6/99	20496	135	-	1042	15/6/99	20606	140	34.2	835	15/6/99	20716	137	-	1301	15/6/99	20826	130	27.1	940	15/6/99
20387	121	23.1	671	15/6/99	20497	136	-	1042	15/6/99	20607	140	46.3	835	15/6/99	20717	137	-	1301	15/6/99	20827	133	27.2	940	15/6/99
20388	124	22.7	671	15/6/99	20498	136	-	1042	15/6/99	20608	140	40.1	835	15/6/99	20718	137	-	1301	15/6/99	20828	133	31.1	940	15/6/99
20389	124	23	671	15/6/99	20499	136	-	1042	15/6/99	20609	142	43.4	835	15/6/99	20719	137	-	1301	15/6/99	20829	133	27.3	940	15/6/99
20390	125	23.9	671	15/6/99	20500	137	-	1042	15/6/99	20610	142	41	835	15/6/99	20720	138	-	1301	15/6/99	20830	134	27.1	940	15/6/99
20391	127	25	671	15/6/99	20501	137	-	1042	15/6/99	20611	144	40.4	835	15/6/99	20721	138	-	1301	15/6/99	20831	135	30.8	940	15/6/99
20392	127	26.7	671	15/6/99	20502	137	-	1042	15/6/99	20612	147	44.1	835	15/6/99	20722	138	-	1301	15/6/99	20832	136	30.8	940	15/6/99
20393	128	26.4	671	15/6/99	20503	139	-	1042	15/6/99	20613	151	47.6	835	15/6/99	20723	138	-	1301	15/6/99	20833	136	30.3	940	15/6/99
20394	128	27.9	671	15/6/99	20504	139	-	1042	15/6/99	20614	152	59.4	835	15/6/99	20724	139	-	1301	15/6/99	20834	137	34.7	940	15/6/99
20395	129	28.6	671	15/6/99	20505	140	-	1042	15/6/99	20615	155	52.5	835	15/6/99	20725	139	-	1301	15/6/99	20835	137	34.9	940	15/6/99
20396	129	31	671	15/6/99	20506	141	-	1042	15/6/99	20616	157	55.3	835	15/6/99	20726	140	-	1301	15/6/99	20836	139	33.5	940	15/6/99
20397	129	28.5	671	15/6/99	20507	141	-	1042	15/6/99	20617	165	74.5	835	15/6/99	20727	140	-	1301	15/6/99	20837	140	32.4	940	15/6/99
20398	132	28.8	671	15/6/99	20508	142	-	1042	15/6/99	20618	170	65	835	15/6/99	20728	140	-	1301	15/6/99	20838	140	33.8	940	15/6/99
20399	132	30.2	671	15/6/99	20509	142	-	1042	15/6/99	20619	171	69	835	15/6/99	20729	140	-	1301	15/6/99	20839	140	34.5	940	15/6/99
20400	133	29.3	671	15/6/99	20510	142	-	1042	15/6/99	20620	24	0.19	835	15/6/99	20730	140	-	1301	15/6/99	20840	141	36.9	940	15/6/99
20401	134	29.3	671	15/6/99	20511	142	-	1042	15/6/99	20621	34	0.49	835	15/6/99	20731	140	-	1301	15/6/99	20841	141	34.1	940	15/6/

20899	219	151	1638	16/6/99	21009	144	-	1638	16/6/99	21119	219	155	993	16/6/99	21229	138	-	1243	16/6/99	21339	125	25.8	1208	17/6/99
20900	226	161	1638	16/6/99	21010	145	-	1638	16/6/99	21120	237	240	993	16/6/99	21230	138	-	1243	16/6/99	21340	126	25.8	1208	17/6/99
20901	234	190	1638	16/6/99	21011	145	-	1638	16/6/99	21121	111	16.6	993	16/6/99	21231	138	-	1243	16/6/99	21341	126	26.7	1208	17/6/99
20902	239	198	1638	16/6/99	21012	145	-	1638	16/6/99	21122	115	19.6	993	16/6/99	21232	138	-	1243	16/6/99	21342	126	25.5	1208	17/6/99
20903	242	215	1638	16/6/99	21013	146	-	1638	16/6/99	21123	117	-	993	16/6/99	21233	138	-	1243	16/6/99	21343	126	24.9	1208	17/6/99
20904	246	217	1638	16/6/99	21014	148	-	1638	16/6/99	21124	118	19.8	993	16/6/99	21234	140	-	1243	16/6/99	21344	127	25.8	1208	17/6/99
20905	255	243	1638	16/6/99	21015	148	-	1638	16/6/99	21125	118	21.6	993	16/6/99	21235	141	-	1243	16/6/99	21345	128	26.9	1208	17/6/99
20906	266	306	1638	16/6/99	21016	148	-	1638	16/6/99	21126	119	20.9	993	16/6/99	21236	141	-	1243	16/6/99	21346	128	27.6	1208	17/6/99
20907	103	-	1638	16/6/99	21017	149	-	1638	16/6/99	21127	123	22.8	993	16/6/99	21237	141	-	1243	16/6/99	21347	129	29.1	1208	17/6/99
20908	110	-	1638	16/6/99	21018	150	-	1638	16/6/99	21128	124	24.4	993	16/6/99	21238	141	-	1243	16/6/99	21348	129	28.9	1208	17/6/99
20909	110	-	1638	16/6/99	21019	150	-	1638	16/6/99	21129	124	24.9	993	16/6/99	21239	141	-	1243	16/6/99	21349	129	29.3	1208	17/6/99
20910	110	-	1638	16/6/99	21020	150	-	1638	16/6/99	21130	124	22.7	993	16/6/99	21240	142	-	1243	16/6/99	21350	130	27.3	1208	17/6/99
20911	110	16	1638	16/6/99	21021	152	-	1638	16/6/99	21131	126	27.1	993	16/6/99	21241	144	-	1243	16/6/99	21351	130	28.7	1208	17/6/99
20912	111	-	1638	16/6/99	21022	152	-	1638	16/6/99	21132	126	27.7	993	16/6/99	21242	144	-	1243	16/6/99	21352	130	29.5	1208	17/6/99
20913	111	-	1638	16/6/99	21023	153	-	1638	16/6/99	21133	127	27.3	993	16/6/99	21243	145	-	1243	16/6/99	21353	130	28.3	1208	17/6/99
20914	112	-	1638	16/6/99	21024	154	-	1638	16/6/99	21134	127	27.7	993	16/6/99	21244	145	-	1243	16/6/99	21354	130	29.5	1208	17/6/99
20915	113	-	1638	16/6/99	21025	155	-	1638	16/6/99	21135	127	26.5	993	16/6/99	21245	146	-	1243	16/6/99	21355	131	27.8	1208	17/6/99
20916	113	18.6	1638	16/6/99	21026	155	-	1638	16/6/99	21136	127	32.9	993	16/6/99	21246	146	-	1243	16/6/99	21356	131	28	1208	17/6/99
20917	114	-	1638	16/6/99	21027	156	56	1638	16/6/99	21137	129	28.7	993	16/6/99	21247	148	-	1243	16/6/99	21357	131	28.1	1208	17/6/99
20918	114	-	1638	16/6/99	21028	157	-	1638	16/6/99	21138	130	27.8	993	16/6/99	21248	150	-	1243	16/6/99	21358	131	29.7	1208	17/6/99
20919	114	18.9	1638	16/6/99	21029	158	-	1638	16/6/99	21139	131	28.6	993	16/6/99	21249	153	-	1243	16/6/99	21359	131	30.1	1208	17/6/99
20920	115	-	1638	16/6/99	21030	159	-	1638	16/6/99	21140	131	27.6	993	16/6/99	21250	154	-	1243	16/6/99	21360	131	30.2	1208	17/6/99
20921	115	-	1638	16/6/99	21031	162	63	1638	16/6/99	21141	132	32	993	16/6/99	21251	156	-	1243	16/6/99	21361	131	31.5	1208	17/6/99
20922	115	-	1638	16/6/99	21032	163	-	1638	16/6/99	21142	132	29.9	993	16/6/99	21252	164	-	1243	16/6/99	21362	132	30.2	1208	17/6/99
20923	115	-	1638	16/6/99	21033	168	69	1638	16/6/99	21143	132	27.7	993	16/6/99	21253	58	-	1243	16/6/99	21363	132	29.1	1208	17/6/99
20924	115	-	1638	16/6/99	21034	169	70	1638	16/6/99	21144	132	30	993	16/6/99	21254	190	85	1011	17/6/99	21364	133	30.8	1208	17/6/99
20925	116	-	1638	16/6/99	21035	172	61	1638	16/6/99	21145	132	30	993	16/6/99	21255	193	91	1011	17/6/99	21365	133	29.7	1208	17/6/99
20926	117	-	1638	16/6/99	21036	176	-	1638	16/6/99	21146	133	29.7	993	16/6/99	21256	196	104	1011	17/6/99	21366	134	29.5	1208	17/6/99
20927	117	-	1638	16/6/99	21037	184	88	1745	16/6/99	21147	133	29.8	993	16/6/99	21257	207	121	1011	17/6/99	21367	134	31.7	1208	17/6/99
20928	117	-	1638	16/6/99	21038	212	137	1745	16/6/99	21148	133	30.7	993	16/6/99	21258	213	146	1011	17/6/99	21368	134	31.1	1208	17/6/99
20929	117	-	1638	16/6/99	21039	241	200	1745	16/6/99	21149	133	30.1	993	16/6/99	21259	220	137	1011	17/6/99	21369	134	31.3	1208	17/6/99
20930	117	-	1638	16/6/99	21040	266	297	1745	16/6/99	21150	135	32.7	993	16/6/99	21260	243	208	1011	17/6/99	21370	134	29.8	1208	17/6/99
20931	118	-	1638	16/6/99	21041	111	18.2	1745	16/6/99	21151	136	31.4	993	16/6/99	21261	253	246	1011	17/6/99	21371	134	32.4	1208	17/6/99
20932	119	-	1638	16/6/99	21042	112	19.3	1745	16/6/99	21152	136	31.8	993	16/6/99	21262	268	282	1011	17/6/99	21372	134	31.7	1208	17/6/99
20933	119	-	1638	16/6/99	21043	114	18	1745	16/6/99	21153	137	36.4	993	16/6/99	21263	309	495	1011	17/6/99	21373	135	31.1	1208	17/6/99
20934	120	-	1638	16/6/99	21044	116	19.5	1745	16/6/99	21154	138	36.4	993	16/6/99	21264	119	21	1011	17/6/99	21374	135	33.9	1208	17/6/99
20935	121	-	1638	16/6/99	21045	117	20.6	1745	16/6/99	21155	138	34.9	993	16/6/99	21265	119	22.2	1011	17/6/99	21375	135	32.4	1208	17/6/99
20936	121	-	1638	16/6/99	21046	118	23.7	1745	16/6/99	21156	140	37.1	993	16/6/99	21266	120	21.9	1011	17/6/99	21376	135	32.6	1208	17/6/99
20937	121	-	1638	16/6/99	21047	118	21.2	1745	16/6/99	21157	140	37.7	993	16/6/99	21267	120	23.1	1011	17/6/99	21377	135	33.6	1208	17/6/99
20938	122	-	1638	16/6/99	21048	118	20	1745	16/6/99	21158	140	35.8	993	16/6/99	21268	121	22.3	1011	17/6/99	21378	135	30.5	1208	17/6/99
20939	122	-	1638	16/6/99	21049	118	20.9	1745	16/6/99	21159	140	36.2	993	16/6/99	21269	122	22.2	1011	17/6/99	21379	136	31.6	1208	17/6/99
20940	122	-	1638	16/6/99	21050	118	21	1745	16/6/99	21160	140	35.7	993	16/6/99	21270	124	24.7	1011	17/6/99	21380	136	33.5	1208	17/6/99
20941	122	-	1638	16/6/99	21051	119	21.7	1745	16/6/99	21161	140	35.3	993	16/6/99	21271	124	23.1	1011	17/6/99	21381	136	34.2	1208	17/6/99
20942	123	-	1638	16/6/99	21052	119	21.1	1745	16/6/99	21162	141	36.4	993	16/6/99	21272	125	24.1	1011	17/6/99	21382	136	33.8	1208	17/6/99
20943	123	-	1638	16/6/99	21053	121	24.9	1745	16/6/99	21163	141	35.4	993	16/6/99	21273	125	26.9	1011	17/6/99	21383	136	33.2	1208	17/6/99
20944	123	-	1638	16/6/99	21054	121	24.4	1745	16/6/99	21164	141	39.5	993	16/6/99	21274	126	28.3	1011	17/6/99	21384	136	33.3	1208	17/6/99
20945	123	-	1638	16/6/99	21055	122	25	1745	16/6/99	21165	143	41.5	993	16/6/99	21275	128	27.4	1011	17/6/99	21385	136	32.6	1208	17/6/99
20946	123	-	1638	16/6/99	21056	122	25.8	1745	16/6/99	21166	144	37.3	993	16/6/99	21276	129	27.9	1011	17/6/99	21386	136	34.7	1208	17/6/99
20947	124	-	1638	16/6/99	21057	122	22.7	1745	16/6/99	21167	145	41.2	993	16/6/99	21277	130	27.4	1011	17/6/99	21387	137	32.7	1208	17/6/99
20948	124	-	1638	16/6/99	21058	123	26.2	1745	16/6/99	21168	146	46.6	993	16/6/99	21278	130	27	1011	17/6/99	21388	137	34	1208	17/6/99
20949	124	-	1638	16/6/99	21059	124	23.3	1745	16/6/99	21169	146	40.5	993	16/6/99	21279	131	29.2	1011	17/6/99	21389	138	34.8	1208	17/6/99
20950	125	-	1638	16/6/99	21060	124	25.6	1745	16/6/99	21170	148	42	993	16/6/99	21280	131	28.5	1011	17/6/99	21390	138	34.8	1208	17/6/99
20951	125	-	1638	16/6/99	21061	125	24.9	1745																

21449	130	28.9	825	17/6/99	21559	126	-	1709	17/6/99	21669	134	33.1	580	18/6/99	21779	118	-	1194	18/6/99	21889	132	27.4	1643	18/6/99
21450	130	28.1	825	17/6/99	21560	126	-	1709	17/6/99	21670	134	30.5	580	18/6/99	21780	122	-	1194	18/6/99	21890	132	-	1643	18/6/99
21451	131	30.8	825	17/6/99	21561	126	-	1709	17/6/99	21671	135	32.3	580	18/6/99	21781	123	-	1194	18/6/99	21891	132	-	1643	18/6/99
21452	131	30.5	825	17/6/99	21562	127	-	1709	17/6/99	21672	135	33.1	580	18/6/99	21782	123	-	1194	18/6/99	21892	133	29.2	1643	18/6/99
21453	131	30.5	825	17/6/99	21563	127	-	1709	17/6/99	21673	135	30.9	580	18/6/99	21783	127	-	1194	18/6/99	21893	133	32	1643	18/6/99
21454	131	30.6	825	17/6/99	21564	127	-	1709	17/6/99	21674	136	33.8	580	18/6/99	21784	127	-	1194	18/6/99	21894	133	-	1643	18/6/99
21455	132	31.1	825	17/6/99	21565	127	-	1709	17/6/99	21675	139	35.7	580	18/6/99	21785	127	-	1194	18/6/99	21895	133	-	1643	18/6/99
21456	132	31	825	17/6/99	21566	127	-	1709	17/6/99	21676	140	35	580	18/6/99	21786	130	-	1194	18/6/99	21896	133	-	1643	18/6/99
21457	134	31.4	825	17/6/99	21567	127	-	1709	17/6/99	21677	140	35	580	18/6/99	21787	130	-	1194	18/6/99	21897	134	-	1643	18/6/99
21458	135	32.5	825	17/6/99	21568	128	-	1709	17/6/99	21678	140	36	580	18/6/99	21788	130	-	1194	18/6/99	21898	134	-	1643	18/6/99
21459	135	32.1	825	17/6/99	21569	128	-	1709	17/6/99	21679	141	34.9	580	18/6/99	21789	130	-	1194	18/6/99	21899	135	31.8	1643	18/6/99
21460	135	32.9	825	17/6/99	21570	128	-	1709	17/6/99	21680	142	37	580	18/6/99	21790	131	-	1194	18/6/99	21900	135	-	1643	18/6/99
21461	135	33.5	825	17/6/99	21571	128	-	1709	17/6/99	21681	142	36.3	580	18/6/99	21791	131	-	1194	18/6/99	21901	136	30.4	1643	18/6/99
21462	136	33.3	825	17/6/99	21572	129	-	1709	17/6/99	21682	145	42	580	18/6/99	21792	132	-	1194	18/6/99	21902	138	33.7	1643	18/6/99
21463	136	31.9	825	17/6/99	21573	129	-	1709	17/6/99	21683	146	40.1	580	18/6/99	21793	132	-	1194	18/6/99	21903	138	32.8	1643	18/6/99
21464	137	35.1	825	17/6/99	21574	129	-	1709	17/6/99	21684	148	43.3	580	18/6/99	21794	133	-	1194	18/6/99	21904	138	34.1	1643	18/6/99
21465	138	35.9	825	17/6/99	21575	129	-	1709	17/6/99	21685	149	47.5	580	18/6/99	21795	134	-	1194	18/6/99	21905	139	-	1643	18/6/99
21466	139	38.5	825	17/6/99	21576	129	-	1709	17/6/99	21686	154	49.1	580	18/6/99	21796	135	-	1194	18/6/99	21906	139	-	1643	18/6/99
21467	140	36.2	825	17/6/99	21577	130	-	1709	17/6/99	21687	154	53	580	18/6/99	21797	135	-	1194	18/6/99	21907	140	33	1643	18/6/99
21468	140	35.5	825	17/6/99	21578	130	-	1709	17/6/99	21688	164	69.6	580	18/6/99	21798	135	-	1194	18/6/99	21908	140	-	1643	18/6/99
21469	141	36.3	825	17/6/99	21579	130	-	1709	17/6/99	21689	180	75	580	18/6/99	21799	136	-	1194	18/6/99	21909	141	39.5	1643	18/6/99
21470	141	35.3	825	17/6/99	21580	130	-	1709	17/6/99	21690	254	282	1477	18/6/99	21800	140	-	1194	18/6/99	21910	141	38.1	1643	18/6/99
21471	142	36.8	825	17/6/99	21581	130	-	1709	17/6/99	21691	197	110	1477	18/6/99	21801	140	-	1194	18/6/99	21911	141	-	1643	18/6/99
21472	145	39.5	825	17/6/99	21582	130	-	1709	17/6/99	21692	206	115	1477	18/6/99	21802	141	-	1194	18/6/99	21912	142	35	1643	18/6/99
21473	145	42.2	825	17/6/99	21583	130	-	1709	17/6/99	21693	250	222	1477	18/6/99	21803	143	-	1194	18/6/99	21913	142	38.8	1643	18/6/99
21474	146	42	825	17/6/99	21584	130	-	1709	17/6/99	21694	188	94	1477	18/6/99	21804	145	-	1194	18/6/99	21914	143	40	1643	18/6/99
21475	147	44.8	825	17/6/99	21585	131	-	1709	17/6/99	21695	201	117	1477	18/6/99	21805	146	-	1194	18/6/99	21915	143	-	1643	18/6/99
21476	148	43.3	825	17/6/99	21586	131	-	1709	17/6/99	21696	208	132	1477	18/6/99	21806	148	-	1194	18/6/99	21916	147	40.4	1643	18/6/99
21477	148	42.9	825	17/6/99	21587	131	-	1709	17/6/99	21697	210	122	1477	18/6/99	21807	148	-	1194	18/6/99	21917	148	39.4	1643	18/6/99
21478	150	44.8	825	17/6/99	21588	132	-	1709	17/6/99	21698	212	132	1477	18/6/99	21808	149	-	1194	18/6/99	21918	150	-	1643	18/6/99
21479	150	48.7	825	17/6/99	21589	132	-	1709	17/6/99	21699	229	173	1477	18/6/99	21809	150	-	1194	18/6/99	21919	151	45.7	1643	18/6/99
21480	151	44.5	825	17/6/99	21590	132	-	1709	17/6/99	21700	249	206	1477	18/6/99	21810	151	-	1194	18/6/99	21920	155	51.9	1643	18/6/99
21481	152	45.3	825	17/6/99	21591	132	-	1709	17/6/99	21701	276	292	1477	18/6/99	21811	154	-	1194	18/6/99	21921	161	52.8	1643	18/6/99
21482	155	47.6	825	17/6/99	21592	132	-	1709	17/6/99	21702	107	15.5	1477	18/6/99	21812	155	-	1194	18/6/99	21922	171	65.1	1643	18/6/99
21483	157	52.9	825	17/6/99	21593	132	-	1709	17/6/99	21703	115	20.5	1477	18/6/99	21813	156	-	1194	18/6/99	21923	172	64.8	1643	18/6/99
21484	158	53.2	825	17/6/99	21594	132	-	1709	17/6/99	21704	116	19	1477	18/6/99	21814	157	-	1194	18/6/99	21924	195	105	1200	18/6/99
21485	163	56.6	825	17/6/99	21595	132	-	1709	17/6/99	21705	117	21.7	1477	18/6/99	21815	160	-	1194	18/6/99	21925	204	125	1200	18/6/99
21486	163	53.1	825	17/6/99	21596	132	-	1709	17/6/99	21706	117	-	1477	18/6/99	21816	169	66	1194	18/6/99	21926	211	130	1200	18/6/99
21487	167	60.5	825	17/6/99	21597	133	-	1709	17/6/99	21707	118	-	1477	18/6/99	21817	230	177	1643	18/6/99	21927	246	203	1200	18/6/99
21488	192	94	1709	17/6/99	21598	133	-	1709	17/6/99	21708	121	23	1477	18/6/99	21818	191	96	1643	18/6/99	21928	250	227	1200	18/6/99
21489	189	-	1709	17/6/99	21599	134	-	1709	17/6/99	21709	123	29.9	1477	18/6/99	21819	198	105	1643	18/6/99	21929	115	-	1200	18/6/99
21490	190	93	1709	17/6/99	21600	135	-	1709	17/6/99	21710	123	-	1477	18/6/99	21820	199	114	1643	18/6/99	21930	116	-	1200	18/6/99
21491	194	100	1709	17/6/99	21601	135	-	1709	17/6/99	21711	124	26.5	1477	18/6/99	21821	206	111	1643	18/6/99	21931	119	19.4	1200	18/6/99
21492	194	97	1709	17/6/99	21602	135	-	1709	17/6/99	21712	125	23.9	1477	18/6/99	21822	206	108	1643	18/6/99	21932	120	-	1200	18/6/99
21493	196	105	1709	17/6/99	21603	136	-	1709	17/6/99	21713	125	26.5	1477	18/6/99	21823	210	125	1643	18/6/99	21933	121	-	1200	18/6/99
21494	201	103	1709	17/6/99	21604	136	-	1709	17/6/99	21714	125	23.4	1477	18/6/99	21824	218	135	1643	18/6/99	21934	123	25.9	1200	18/6/99
21495	202	113	1709	17/6/99	21605	136	-	1709	17/6/99	21715	125	26.1	1477	18/6/99	21825	220	149	1643	18/6/99	21935	124	24.2	1200	18/6/99
21496	203	121	1709	17/6/99	21606	136	-	1709	17/6/99	21716	126	27	1477	18/6/99	21826	222	150	1643	18/6/99	21936	125	-	1200	18/6/99
21497	203	118	1709	17/6/99	21607	137	-	1709	17/6/99	21717	127	27.8	1477	18/6/99	21827	225	157	1643	18/6/99	21937	125	-	1200	18/6/99
21498	204	117	1709	17/6/99	21608	137	-	1709	17/6/99	21718	128	27.4	1477	18/6/99	21828	260	286	1643	18/6/99	21938	126	-	1200	18/6/99
21499	205	103	1709	17/6/99	21609	137	-	1709	17/6/99	21719	128	29.5	1477	18/6/99	21829	277	317	1643	18/6/99	21939	126	-	1200	18/6/99
21500	207	111	1709	17/6/99	21610	137	-	1709	17/6/99	21720	129	-	1477	18/6/99	21830	300	395	1643	18/6/99	21940	127	24.8	1200	18/6/99
21501	207	137	1709	17/6/99	21611	137	-	1709	17/6/99	21721	130	28	1477	18/6/99	21831	104	13.9	1643	18/6/99	21941	127	27.8</		

21999	136	34.1	1146	21/6/99	22109	153	41.2	1352	21/6/99	22219	134	30.8	916	21/6/99	22329	129	-	722	21/6/99	22439	145	-	1429	22/6/99
22000	136	35	1146	21/6/99	22110	155	58.4	1352	21/6/99	22220	135	30.7	916	21/6/99	22330	130	-	722	21/6/99	22440	146	41.4	1429	22/6/99
22001	137	32.9	1146	21/6/99	22111	158	48.9	1352	21/6/99	22221	135	37.9	916	21/6/99	22331	130	-	722	21/6/99	22441	146	41.4	1429	22/6/99
22002	139	34.5	1146	21/6/99	22112	158	52	1352	21/6/99	22222	135	33.9	916	21/6/99	22332	131	-	722	21/6/99	22442	146	-	1429	22/6/99
22003	140	35.5	1146	21/6/99	22113	159	60.2	1352	21/6/99	22223	135	34.1	916	21/6/99	22333	131	-	722	21/6/99	22443	146	-	1429	22/6/99
22004	141	37.5	1146	21/6/99	22114	160	57.9	1352	21/6/99	22224	136	36.8	916	21/6/99	22334	132	-	722	21/6/99	22444	147	40.5	1429	22/6/99
22005	141	36.3	1146	21/6/99	22115	163	68.8	1352	21/6/99	22225	137	34.1	916	21/6/99	22335	132	-	722	21/6/99	22445	147	45.1	1429	22/6/99
22006	143	38	1146	21/6/99	22116	164	63.7	1352	21/6/99	22226	138	35	916	21/6/99	22336	133	-	722	21/6/99	22446	147	-	1429	22/6/99
22007	143	38.2	1146	21/6/99	22117	166	68.9	1352	21/6/99	22227	140	36.3	916	21/6/99	22337	134	-	722	21/6/99	22447	147	-	1429	22/6/99
22008	145	39.4	1146	21/6/99	22118	187	93	986	21/6/99	22228	140	39.3	916	21/6/99	22338	134	-	722	21/6/99	22448	149	45.9	1429	22/6/99
22009	146	38.3	1146	21/6/99	22119	213	130	986	21/6/99	22229	141	-	916	21/6/99	22339	135	-	722	21/6/99	22449	152	45.4	1429	22/6/99
22010	146	38.8	1146	21/6/99	22120	221	164	986	21/6/99	22230	141	35.3	916	21/6/99	22340	135	-	722	21/6/99	22450	152	-	1429	22/6/99
22011	147	45.6	1146	21/6/99	22121	222	171	986	21/6/99	22231	143	40.3	916	21/6/99	22341	135	-	722	21/6/99	22451	152	-	1429	22/6/99
22012	147	46.7	1146	21/6/99	22122	223	147	986	21/6/99	22232	143	39.2	916	21/6/99	22342	135	-	722	21/6/99	22452	154	-	1429	22/6/99
22013	148	49.7	1146	21/6/99	22123	224	161	986	21/6/99	22233	145	44.5	916	21/6/99	22343	136	-	722	21/6/99	22453	155	-	1429	22/6/99
22014	148	46.9	1146	21/6/99	22124	254	258	986	21/6/99	22234	149	43.2	916	21/6/99	22344	136	-	722	21/6/99	22454	156	50.9	1429	22/6/99
22015	149	42.5	1146	21/6/99	22125	289	370	986	21/6/99	22235	152	50	916	21/6/99	22345	137	-	722	21/6/99	22455	157	51.7	1429	22/6/99
22016	150	45.5	1146	21/6/99	22126	303	399	986	21/6/99	22236	152	54.9	916	21/6/99	22346	137	-	722	21/6/99	22456	157	-	1429	22/6/99
22017	150	50.6	1146	21/6/99	22127	338	611	986	21/6/99	22237	156	55.6	916	21/6/99	22347	138	-	722	21/6/99	22457	158	-	1429	22/6/99
22018	156	48	1146	21/6/99	22128	115	18.4	986	21/6/99	22238	156	53.8	916	21/6/99	22348	139	-	722	21/6/99	22458	159	-	1429	22/6/99
22019	156	48.8	1146	21/6/99	22129	115	21	986	21/6/99	22239	158	52.8	916	21/6/99	22349	139	-	722	21/6/99	22459	160	53.7	1429	22/6/99
22020	164	58.9	1146	21/6/99	22130	117	20.9	986	21/6/99	22240	158	52	916	21/6/99	22350	140	-	722	21/6/99	22460	162	56	1429	22/6/99
22021	167	64.5	1146	21/6/99	22131	117	20.5	986	21/6/99	22241	159	53.4	916	21/6/99	22351	140	-	722	21/6/99	22461	163	56.6	1429	22/6/99
22022	171	68.5	1146	21/6/99	22132	123	23.9	986	21/6/99	22242	161	56	916	21/6/99	22352	141	-	722	21/6/99	22462	163	56.9	1429	22/6/99
22023	221	164	1352	21/6/99	22133	124	24.6	986	21/6/99	22243	161	51.7	916	21/6/99	22353	141	-	722	21/6/99	22463	163	54	1429	22/6/99
22024	242	230	1352	21/6/99	22134	124	23.5	986	21/6/99	22244	165	62.2	916	21/6/99	22354	145	-	722	21/6/99	22464	163	58	1429	22/6/99
22025	147	51.9	1352	21/6/99	22135	125	21.8	986	21/6/99	22245	167	56.4	916	21/6/99	22355	145	-	722	21/6/99	22465	166	60.1	1429	22/6/99
22026	155	55.2	1352	21/6/99	22136	125	24.2	986	21/6/99	22246	168	63.7	916	21/6/99	22356	145	-	722	21/6/99	22466	169	61.8	1429	22/6/99
22027	202	115	1352	21/6/99	22137	125	26.4	986	21/6/99	22247	172	65.5	916	21/6/99	22357	147	-	722	21/6/99	22467	169	62.5	1429	22/6/99
22028	205	146	1352	21/6/99	22138	126	25.8	986	21/6/99	22248	175	78.2	916	21/6/99	22358	148	-	722	21/6/99	22468	170	66	1429	22/6/99
22029	205	124	1352	21/6/99	22139	126	23.7	986	21/6/99	22249	180	81.7	916	21/6/99	22359	148	-	722	21/6/99	22469	171	65.7	1429	22/6/99
22030	208	131	1352	21/6/99	22140	130	30.9	986	21/6/99	22250	182	83	916	21/6/99	22360	149	-	722	21/6/99	22470	172	66.2	1429	22/6/99
22031	212	134	1352	21/6/99	22141	130	26.4	986	21/6/99	22251	205	115	899	21/6/99	22361	150	-	722	21/6/99	22471	174	67.8	1429	22/6/99
22032	219	163	1352	21/6/99	22142	131	29.4	986	21/6/99	22252	220	144	899	21/6/99	22362	153	-	722	21/6/99	22472	175	67	1429	22/6/99
22033	222	167	1352	21/6/99	22143	131	30.4	986	21/6/99	22253	223	155	899	21/6/99	22363	153	-	722	21/6/99	22473	175	72.4	1429	22/6/99
22034	224	161	1352	21/6/99	22144	131	30.4	986	21/6/99	22254	238	167	899	21/6/99	22364	154	-	722	21/6/99	22474	177	69.6	1429	22/6/99
22035	226	197	1352	21/6/99	22145	133	29.6	986	21/6/99	22255	269	277	899	21/6/99	22365	154	-	722	21/6/99	22475	178	78.1	1429	22/6/99
22036	226	212	1352	21/6/99	22146	133	30.4	986	21/6/99	22256	121	22	899	21/6/99	22366	154	-	722	21/6/99	22476	181	81.8	1429	22/6/99
22037	228	187	1352	21/6/99	22147	133	32.6	986	21/6/99	22257	123	24.5	899	21/6/99	22367	155	-	722	21/6/99	22477	254	256	1581	22/6/99
22038	228	190	1352	21/6/99	22148	135	32.1	986	21/6/99	22258	125	26.1	899	21/6/99	22368	163	-	722	21/6/99	22478	269	276	1581	22/6/99
22039	230	175	1352	21/6/99	22149	135	32.6	986	21/6/99	22259	126	25.1	899	21/6/99	22369	43	1.11	1007	22/6/99	22479	282	367	1581	22/6/99
22040	230	181	1352	21/6/99	22150	135	36.7	986	21/6/99	22260	126	24.9	899	21/6/99	22370	202	-	1007	22/6/99	22480	290	342	1581	22/6/99
22041	232	185	1352	21/6/99	22151	135	35.6	986	21/6/99	22261	127	26.8	899	21/6/99	22371	125	-	1007	22/6/99	22481	120	22.4	1581	22/6/99
22042	233	196	1352	21/6/99	22152	136	35.4	986	21/6/99	22262	128	27.5	899	21/6/99	22372	125	-	998	22/6/99	22482	120	25	1581	22/6/99
22043	237	240	1352	21/6/99	22153	137	34.7	986	21/6/99	22263	130	29.6	899	21/6/99	22373	128	-	998	22/6/99	22483	120	-	1581	22/6/99
22044	268	279	1352	21/6/99	22154	138	35.2	986	21/6/99	22264	130	27.8	899	21/6/99	22374	129	-	998	22/6/99	22484	123	-	1581	22/6/99
22045	277	346	1352	21/6/99	22155	139	34.5	986	21/6/99	22265	130	30	899	21/6/99	22375	130	-	1007	22/6/99	22485	123	-	1581	22/6/99
22046	285	347	1352	21/6/99	22156	139	36	986	21/6/99	22266	131	31.3	899	21/6/99	22376	131	-	1007	22/6/99	22486	123	-	1581	22/6/99
22047	288	366	1352	21/6/99	22157	140	34.8	986	21/6/99	22267	132	28.9	899	21/6/99	22377	131	-	1007	22/6/99	22487	126	-	1581	22/6/99
22048	288	379	1352	21/6/99	22158	140	33.2	986	21/6/99	22268	132	30.6	899	21/6/99	22378	132	-	1007	22/6/99	22488	126	-	1581	22/6/99
22049	290	386	1352	21/6/99	22159	140	39.3	986	21/6/99	22269	134	31.7	899	21/6/99	22379	132	-	1007	22/6/99	22489	127	-	1581	22/6/99
22050	295	395	1352	21/6/99	22160	140	34.4	986	21/6/99	22270	134	31.3	899	21/6/99	22380	132	-	998	22/6/99	22490	130	-	1581	22/6/99
22051	305	451	1352	21/6/99	22161	140	39.5	986	21/6/99	22271	134	30												

22549	120	24.9	1327	22/6/99	22659	121	24.7	1659	22/6/99	22769	141	38.1	587	23/6/99	22879	149	50.7	1007	28/6/99	22989	140	37.6	1658	28/6/99
22550	121	24.1	1327	22/6/99	22660	125	26.8	1659	22/6/99	22770	144	41.3	587	23/6/99	22880	150	47.5	1007	28/6/99	22990	140	38	1658	28/6/99
22551	121	24.4	1327	22/6/99	22661	126	28	1659	22/6/99	22771	149	51.9	587	23/6/99	22881	153	49.5	1007	28/6/99	22991	140	35.8	1658	28/6/99
22552	121	25.2	1327	22/6/99	22662	128	26.5	1659	22/6/99	22772	150	53.2	587	23/6/99	22882	154	52.2	1007	28/6/99	22992	140	36.1	1658	28/6/99
22553	121	25.4	1327	22/6/99	22663	129	28.8	1659	22/6/99	22773	155	54.3	587	23/6/99	22883	156	61.3	1007	28/6/99	22993	140	36.2	1658	28/6/99
22554	125	27	1327	22/6/99	22664	133	31.1	1659	22/6/99	22774	156	53.9	587	23/6/99	22884	156	58.3	1007	28/6/99	22994	140	39.3	1658	28/6/99
22555	125	29.8	1327	22/6/99	22665	134	32.5	1659	22/6/99	22775	157	54.6	587	23/6/99	22885	156	52.7	1007	28/6/99	22995	141	38.9	1658	28/6/99
22556	125	26.9	1327	22/6/99	22666	135	34.4	1659	22/6/99	22776	157	57.3	587	23/6/99	22886	157	53.2	1007	28/6/99	22996	141	38.9	1658	28/6/99
22557	126	28.6	1327	22/6/99	22667	135	32.1	1659	22/6/99	22777	159	54.5	587	23/6/99	22887	157	56.8	1007	28/6/99	22997	141	37.7	1658	28/6/99
22558	127	27.6	1327	22/6/99	22668	136	34.9	1659	22/6/99	22778	162	62.9	587	23/6/99	22888	157	65.3	1007	28/6/99	22998	142	43.3	1658	28/6/99
22559	127	29.1	1327	22/6/99	22669	139	36.7	1659	22/6/99	22779	168	70.7	587	23/6/99	22889	157	65.4	1007	28/6/99	22999	143	39.6	1658	28/6/99
22560	127	29.1	1327	22/6/99	22670	140	43.2	1659	22/6/99	22780	180	83	587	23/6/99	22890	158	62.7	1007	28/6/99	23000	144	41.2	1658	28/6/99
22561	127	29.2	1327	22/6/99	22671	141	38	1659	22/6/99	22781	180	81	587	23/6/99	22891	159	57.9	1007	28/6/99	23001	144	38.7	1658	28/6/99
22562	127	-	1327	22/6/99	22672	142	40.2	1659	22/6/99	22782	201	106	514	23/6/99	22892	160	63.4	1007	28/6/99	23002	145	40.8	1658	28/6/99
22563	127	27.7	1327	22/6/99	22673	143	39.5	1659	22/6/99	22783	225	152	514	23/6/99	22893	160	61.7	1007	28/6/99	23003	145	44.3	1658	28/6/99
22564	128	29.6	1327	22/6/99	22674	144	40.3	1659	22/6/99	22784	131	33.7	514	23/6/99	22894	160	-	1007	28/6/99	23004	145	40.6	1658	28/6/99
22565	128	28.4	1327	22/6/99	22675	145	42.9	1659	22/6/99	22785	139	39.2	514	23/6/99	22895	160	59.1	1007	28/6/99	23005	145	41.6	1658	28/6/99
22566	128	-	1327	22/6/99	22676	146	44.3	1659	22/6/99	22786	146	-	514	23/6/99	22896	161	61.1	1007	28/6/99	23006	146	45.3	1658	28/6/99
22567	129	29	1327	22/6/99	22677	146	44.3	1659	22/6/99	22787	148	47.3	514	23/6/99	22897	165	67.1	1007	28/6/99	23007	146	45.6	1658	28/6/99
22568	129	30.5	1327	22/6/99	22678	148	48.6	1659	22/6/99	22788	149	47	514	23/6/99	22898	167	72.9	1007	28/6/99	23008	146	44	1658	28/6/99
22569	130	28.7	1327	22/6/99	22679	149	47.3	1659	22/6/99	22789	150	47.8	514	23/6/99	22899	167	66.2	1007	28/6/99	23009	150	47.3	1658	28/6/99
22570	131	31.9	1327	22/6/99	22680	150	47.9	1659	22/6/99	22790	155	57.3	514	23/6/99	22900	168	75.6	1007	28/6/99	23010	152	49.7	1658	28/6/99
22571	132	32.5	1327	22/6/99	22681	150	45.8	1659	22/6/99	22791	157	59.6	514	23/6/99	22901	170	62	1007	28/6/99	23011	152	-	1658	28/6/99
22572	132	30.5	1327	22/6/99	22682	153	51	1659	22/6/99	22792	158	57	514	23/6/99	22902	171	77.2	1007	28/6/99	23012	154	52.9	1658	28/6/99
22573	133	30.9	1327	22/6/99	22683	153	50.4	1659	22/6/99	22793	162	63	514	23/6/99	22903	207	127	751	28/6/99	23013	155	50.4	1658	28/6/99
22574	133	-	1327	22/6/99	22684	154	50.8	1659	22/6/99	22794	165	67.2	514	23/6/99	22904	215	143	751	28/6/99	23014	160	61.3	1658	28/6/99
22575	134	36.7	1327	22/6/99	22685	155	49.4	1659	22/6/99	22795	180	76	514	23/6/99	22905	230	166	751	28/6/99	23015	163	62.9	1658	28/6/99
22576	135	36.7	1327	22/6/99	22686	159	57.3	1659	22/6/99	22796	231	188	953	28/6/99	22906	273	326	751	28/6/99	23016	182	83	1658	28/6/99
22577	135	35.2	1327	22/6/99	22687	162	57.5	1659	22/6/99	22797	236	183	953	28/6/99	22907	116	20.9	751	28/6/99	23017	166	25.8	1658	28/6/99
22578	135	32.9	1327	22/6/99	22688	168	62.3	1659	22/6/99	22798	366	790	953	28/6/99	22908	125	30.2	751	28/6/99	23018	210	118	1267	28/6/99
22579	135	-	1327	22/6/99	22689	189	92	900	23/6/99	22799	122	26.7	953	28/6/99	22909	125	26.7	751	28/6/99	23019	211	125	1267	28/6/99
22580	137	34	1327	22/6/99	22690	209	139	900	23/6/99	22800	125	28.3	953	28/6/99	22910	125	26.4	751	28/6/99	23020	228	173	1267	28/6/99
22581	137	35.4	1327	22/6/99	22691	219	148	900	23/6/99	22801	126	30	953	28/6/99	22911	129	29.7	751	28/6/99	23021	124	26.4	1267	28/6/99
22582	137	36.4	1327	22/6/99	22692	221	157	900	23/6/99	22802	126	27.4	953	28/6/99	22912	129	29.2	751	28/6/99	23022	126	25	1267	28/6/99
22583	137	34.5	1327	22/6/99	22693	226	163	900	23/6/99	22803	127	28.8	953	28/6/99	22913	130	29.5	751	28/6/99	23023	126	23.9	1267	28/6/99
22584	137	-	1327	22/6/99	22694	305	452	900	23/6/99	22804	129	31.1	953	28/6/99	22914	131	30	751	28/6/99	23024	128	28.1	1267	28/6/99
22585	139	38.2	1327	22/6/99	22695	116	19.6	900	23/6/99	22805	129	30.2	953	28/6/99	22915	133	35.5	751	28/6/99	23025	131	31.7	1267	28/6/99
22586	140	-	1327	22/6/99	22696	130	30	900	23/6/99	22806	130	33.5	953	28/6/99	22916	133	34.6	751	28/6/99	23026	131	32.7	1267	28/6/99
22587	142	39	1327	22/6/99	22697	130	32.8	900	23/6/99	22807	130	30.3	953	28/6/99	22917	134	32	751	28/6/99	23027	132	30.9	1267	28/6/99
22588	142	41.3	1327	22/6/99	22698	132	32.4	900	23/6/99	22808	130	29.9	953	28/6/99	22918	135	35.3	751	28/6/99	23028	132	30.7	1267	28/6/99
22589	142	39.8	1327	22/6/99	22699	132	31.5	900	23/6/99	22809	130	32.5	953	28/6/99	22919	135	32.7	751	28/6/99	23029	133	31.5	1267	28/6/99
22590	145	44.3	1327	22/6/99	22700	133	35.3	900	23/6/99	22810	133	31.6	953	28/6/99	22920	136	32.4	751	28/6/99	23030	135	31.9	1267	28/6/99
22591	145	44.5	1327	22/6/99	22701	134	31.8	900	23/6/99	22811	135	39.2	953	28/6/99	22921	139	36.1	751	28/6/99	23031	135	31.1	1267	28/6/99
22592	147	-	1327	22/6/99	22702	137	36.1	900	23/6/99	22812	138	37.5	953	28/6/99	22922	140	39.6	751	28/6/99	23032	135	35	1267	28/6/99
22593	149	49.6	1327	22/6/99	22703	140	43	900	23/6/99	22813	139	38.4	953	28/6/99	22923	143	42.1	751	28/6/99	23033	135	32.4	1267	28/6/99
22594	151	52.8	1327	22/6/99	22704	142	41.2	900	23/6/99	22814	140	37.8	953	28/6/99	22924	145	43.5	751	28/6/99	23034	136	34.2	1267	28/6/99
22595	151	51	1327	22/6/99	22705	144	45.2	900	23/6/99	22815	140	39.8	953	28/6/99	22925	145	45	751	28/6/99	23035	136	37.3	1267	28/6/99
22596	152	-	1327	22/6/99	22706	144	42.2	900	23/6/99	22816	142	44.3	953	28/6/99	22926	146	43.1	751	28/6/99	23036	137	35.1	1267	28/6/99
22597	152	-	1327	22/6/99	22707	145	43.8	900	23/6/99	22817	145	45.4	953	28/6/99	22927	146	43.6	751	28/6/99	23037	137	33.8	1267	28/6/99
22598	172	69.8	1327	22/6/99	22708	149	50.4	900	23/6/99	22818	149	46	953	28/6/99	22928	146	41.6	751	28/6/99	23038	137	37.5	1267	28/6/99
22599	193	93	1038	22/6/99	22709	149	43.4	900	23/6/99	22819	149	50.6	953	28/6/99	22929	147	45	751	28/6/99	23039	137	36.3	1267	28/6/99
22600	196	115	1038	22/6/99	22710	149	49.1																	

23099	140	37.7	1045	29/6/99	23209	261	270	1014	29/6/99	23319	142	38.3	1027	29/6/99	23429	153	54	1530	29/7/99	23539	182	79	760	29/7/99
23100	140	38.5	1045	29/6/99	23210	127	27.3	1014	29/6/99	23320	143	36.5	1027	29/6/99	23430	153	34	1530	29/7/99	23540	184	87.6	760	29/7/99
23101	141	37.5	1045	29/6/99	23211	132	30.8	1014	29/6/99	23321	143	30.4	1027	29/6/99	23431	156	48	1530	29/7/99	23541	192	93	760	29/7/99
23102	143	38.9	1045	29/6/99	23212	132	30.8	1014	29/6/99	23322	145	49.6	1027	29/6/99	23432	158	51	1530	29/7/99	23542	210	116	760	29/7/99
23103	143	42.1	1045	29/6/99	23213	134	32.8	1014	29/6/99	23323	145	41	1027	29/6/99	23433	160	58	1530	29/7/99	23543	88	9.6	760	29/7/99
23104	143	41.9	1045	29/6/99	23214	134	31.6	1014	29/6/99	23324	146	43	1027	29/6/99	23434	161	54	1530	29/7/99	23544	256	23.8	1479	29/7/99
23105	144	41.7	1045	29/6/99	23215	137	35	1014	29/6/99	23325	148	45.5	1027	29/6/99	23435	162	54	1530	29/7/99	23545	222	152	1479	29/7/99
23106	146	44.1	1045	29/6/99	23216	138	38.7	1014	29/6/99	23326	150	46.5	1027	29/6/99	23436	163	55	1530	29/7/99	23546	226	143	1479	29/7/99
23107	148	41.4	1045	29/6/99	23217	140	39.8	1014	29/6/99	23327	150	43.9	1027	29/6/99	23437	167	54	1530	29/7/99	23547	227	156	1479	29/7/99
23108	150	47.3	1045	29/6/99	23218	141	41.4	1014	29/6/99	23328	151	45.6	1027	29/6/99	23438	170	65	1530	29/7/99	23548	236	177	1479	29/7/99
23109	150	47.7	1045	29/6/99	23219	141	41.1	1014	29/6/99	23329	151	48.5	1027	29/6/99	23439	241	208	1530	29/7/99	23549	238	169	1479	29/7/99
23110	150	48.7	1045	29/6/99	23220	142	41.7	1014	29/6/99	23330	151	46.9	1027	29/6/99	23440	248	226	1530	29/7/99	23550	250	217	1479	29/7/99
23111	150	46.3	1045	29/6/99	23221	142	44.7	1014	29/6/99	23331	152	45.4	1027	29/6/99	23441	251	252	1530	29/7/99	23551	274	274	1479	29/7/99
23112	151	53.5	1045	29/6/99	23222	143	40.2	1014	29/6/99	23332	152	46	1027	29/6/99	23442	260	246	1530	29/7/99	23552	294	343	1479	29/7/99
23113	152	47.6	1045	29/6/99	23223	143	39.9	1014	29/6/99	23333	154	51	1027	29/6/99	23443	143	44	1530	29/7/99	23553	294	404	1479	29/7/99
23114	153	52.3	1045	29/6/99	23224	145	44.2	1014	29/6/99	23334	154	46.2	1027	29/6/99	23444	143	37	1530	29/7/99	23554	304	424	1479	29/7/99
23115	157	49.2	1045	29/6/99	23225	146	45.9	1014	29/6/99	23335	155	61.9	1027	29/6/99	23445	144	39	1530	29/7/99	23555	130	-	1479	29/7/99
23116	160	53.5	1045	29/6/99	23226	147	47.8	1014	29/6/99	23336	155	48.2	1027	29/6/99	23446	150	48	1530	29/7/99	23556	133	32.8	1479	29/7/99
23117	173	80.7	1045	29/6/99	23227	149	46.3	1014	29/6/99	23337	155	51.9	1027	29/6/99	23447	153	41	1530	29/7/99	23557	144	41.2	1479	29/7/99
23118	190	106	1180	29/6/99	23228	149	45.3	1014	29/6/99	23338	157	47.5	1027	29/6/99	23448	153	46	1530	29/7/99	23558	145	42.4	1479	29/7/99
23119	220	156	1180	29/6/99	23229	151	45.5	1014	29/6/99	23339	164	60.7	1027	29/6/99	23449	154	50	1530	29/7/99	23559	146	43.3	1479	29/7/99
23120	225	181	1180	29/6/99	23230	151	49.1	1014	29/6/99	23340	170	61.4	1027	29/6/99	23450	154	43	1530	29/7/99	23560	150	46.5	1479	29/7/99
23121	128	28.2	1180	29/6/99	23231	152	47.8	1014	29/6/99	23341	172	68.9	1027	29/6/99	23451	155	43	1530	29/7/99	23561	151	45.2	1479	29/7/99
23122	130	30.7	1180	29/6/99	23232	152	53.9	1014	29/6/99	23342	240	197	586	29/7/99	23452	155	46	1530	29/7/99	23562	151	47.8	1479	29/7/99
23123	130	30.9	1180	29/6/99	23233	154	51.6	1014	29/6/99	23343	139	30.7	586	29/7/99	23453	157	58	1530	29/7/99	23563	152	47.7	1479	29/7/99
23124	132	29.5	1180	29/6/99	23234	155	51.1	1014	29/6/99	23344	144	38.3	586	29/7/99	23454	158	54	1530	29/7/99	23564	153	46.3	1479	29/7/99
23125	133	31.4	1180	29/6/99	23235	159	59.7	1014	29/6/99	23345	153	46	586	29/7/99	23455	158	49	1530	29/7/99	23565	153	46.6	1479	29/7/99
23126	133	31.2	1180	29/6/99	23236	161	59.6	1014	29/6/99	23346	155	50	586	29/7/99	23456	161	55	1530	29/7/99	23566	154	50.6	1479	29/7/99
23127	133	32.3	1180	29/6/99	23237	162	63.1	1014	29/6/99	23347	161	53.4	586	29/7/99	23457	162	54	1530	29/7/99	23567	155	48.9	1479	29/7/99
23128	135	33.6	1180	29/6/99	23238	163	63.2	1014	29/6/99	23348	161	54.8	586	29/7/99	23458	165	53	1530	29/7/99	23568	156	50.5	1479	29/7/99
23129	135	38.5	1180	29/6/99	23239	165	66.9	1014	29/6/99	23349	162	54.3	586	29/7/99	23459	166	58	1530	29/7/99	23569	156	48.2	1479	29/7/99
23130	139	39.3	1180	29/6/99	23240	171	69.9	1014	29/6/99	23350	165	61	586	29/7/99	23460	166	57	1530	29/7/99	23570	157	53.3	1479	29/7/99
23131	140	38.4	1180	29/6/99	23241	173	74	1014	29/6/99	23351	168	63.5	586	29/7/99	23461	170	77	1530	29/7/99	23571	159	52.8	1479	29/7/99
23132	141	38.7	1180	29/6/99	23242	175	75.9	1014	29/6/99	23352	169	60.3	586	29/7/99	23462	170	64	1530	29/7/99	23572	162	56.5	1479	29/7/99
23133	142	39.9	1180	29/6/99	23243	175	77.6	1014	29/6/99	23353	176	70.1	586	29/7/99	23463	173	65	1530	29/7/99	23573	163	55.3	1479	29/7/99
23134	142	42.1	1180	29/6/99	23244	304	422	1139	29/6/99	23354	181	81.1	586	29/7/99	23464	173	69	1530	29/7/99	23574	163	59.3	1479	29/7/99
23135	143	41.6	1180	29/6/99	23245	185	83	1139	29/6/99	23355	200	101	586	29/7/99	23465	177	77	1530	29/7/99	23575	164	55.8	1479	29/7/99
23136	143	45.5	1180	29/6/99	23246	230	154	1139	29/6/99	23356	202	115	586	29/7/99	23466	177	73	1530	29/7/99	23576	165	58.1	1479	29/7/99
23137	145	42	1180	29/6/99	23247	233	201	1139	29/6/99	23357	58	2.82	586	29/7/99	23467	182	79	1530	29/7/99	23577	165	62.5	1479	29/7/99
23138	145	44.5	1180	29/6/99	23248	235	186	1139	29/6/99	23358	72	4.94	586	29/7/99	23468	186	77	1530	29/7/99	23578	165	57.5	1479	29/7/99
23139	146	42.2	1180	29/6/99	23249	129	28.7	1139	29/6/99	23359	75	5.91	586	29/7/99	23469	194	86	1530	29/7/99	23579	165	61.3	1479	29/7/99
23140	148	46.8	1180	29/6/99	23250	134	34.1	1139	29/6/99	23360	76	6.22	586	29/7/99	23470	204	119	1530	29/7/99	23580	165	59.3	1479	29/7/99
23141	149	48.6	1180	29/6/99	23251	136	37.2	1139	29/6/99	23361	78	6.69	586	29/7/99	23471	65	4.27	1530	29/7/99	23581	166	57.5	1479	29/7/99
23142	149	49.9	1180	29/6/99	23252	136	39.5	1139	29/6/99	23362	78	6.75	586	29/7/99	23472	76	6.34	1530	29/7/99	23582	167	65.1	1479	29/7/99
23143	150	45.1	1180	29/6/99	23253	136	39.4	1139	29/6/99	23363	78	6.74	586	29/7/99	23473	79	7.31	1530	29/7/99	23583	167	64	1479	29/7/99
23144	150	49.6	1180	29/6/99	23254	136	34.4	1139	29/6/99	23364	80	7.33	586	29/7/99	23474	81	7.91	1530	29/7/99	23584	167	61.5	1479	29/7/99
23145	150	49.1	1180	29/6/99	23255	136	34.3	1139	29/6/99	23365	82	7.67	586	29/7/99	23475	81	8.03	1530	29/7/99	23585	168	58.8	1479	29/7/99
23146	151	48.6	1180	29/6/99	23256	137	37.4	1139	29/6/99	23366	83	7.57	586	29/7/99	23476	89	11.1	1530	29/7/99	23586	168	61.2	1479	29/7/99
23147	153	52.9	1180	29/6/99	23257	138	37.4	1139	29/6/99	23367	84	9.11	586	29/7/99	23477	91	10.9	1530	29/7/99	23587	170	66.3	1479	29/7/99
23148	153	46.9	1180	29/6/99	23258	138	36.4	1139	29/6/99	23368	91	10.9	586	29/7/99	23478	97	14.2	1530	29/7/99	23588	170	63.9	1479	29/7/99
23149	154	58.3	1180	29/6/99	23259	138	37.4	1139	29/6/99	23369	92	11.6	586	29/7/99	23479	349	610	1530	29/7/99	23589	171	64.7	1479	29/7/99
23150	155	52.7	1180	29/6/99	23260	139	37.2	1139	29/6/99															

23649	81	-	2706 15/11/99	23759	109	-	2706 15/11/99	23869	120	-	2331 15/11/99	23979	257	291	1043 16/11/99	24089	178	74	1043 16/11/99
23650	82	-	2706 15/11/99	23760	109	-	2706 15/11/99	23870	124	-	2331 15/11/99	23980	258	253	1043 16/11/99	24090	178	75	1043 16/11/99
23651	83	-	2706 15/11/99	23761	110	-	2706 15/11/99	23871	159	55.4	818 15/11/99	23981	260	267	1043 16/11/99	24091	179	82	1043 16/11/99
23652	83	-	2706 15/11/99	23762	111	-	2706 15/11/99	23872	173	68.2	818 15/11/99	23982	263	267	1043 16/11/99	24092	180	73	1043 16/11/99
23653	83	-	2706 15/11/99	23763	111	-	2706 15/11/99	23873	159	52.3	818 15/11/99	23983	264	332	1043 16/11/99	24093	181	75	1043 16/11/99
23654	84	-	2706 15/11/99	23764	112	-	2706 15/11/99	23874	165	59.5	818 15/11/99	23984	265	261	1043 16/11/99	24094	181	75	1043 16/11/99
23655	85	-	2706 15/11/99	23765	112	-	2706 15/11/99	23875	172	68.1	818 15/11/99	23985	296	378	1043 16/11/99	24095	182	82	1043 16/11/99
23656	85	-	2706 15/11/99	23766	112	-	2706 15/11/99	23876	80	-	818 15/11/99	23986	319	498	1043 16/11/99	24096	182	84	1043 16/11/99
23657	85	-	2706 15/11/99	23767	114	-	2706 15/11/99	23877	86	-	818 15/11/99	23987	321	516	1043 16/11/99	24097	183	85	1043 16/11/99
23658	86	-	2706 15/11/99	23768	115	-	2706 15/11/99	23878	88	-	818 15/11/99	23988	151	51	1043 16/11/99	24098	183	82	1043 16/11/99
23659	86	-	2706 15/11/99	23769	115	-	2706 15/11/99	23879	90	-	818 15/11/99	23989	152	49	1043 16/11/99	24099	183	85	1043 16/11/99
23660	86	-	2706 15/11/99	23770	116	-	2706 15/11/99	23880	92	-	818 15/11/99	23990	153	44	1043 16/11/99	24100	184	86	1043 16/11/99
23661	86	-	2706 15/11/99	23771	117	-	2706 15/11/99	23881	92	-	818 15/11/99	23991	153	45	1043 16/11/99	24101	184	81	1043 16/11/99
23662	87	-	2706 15/11/99	23772	117	-	2706 15/11/99	23882	95	-	818 15/11/99	23992	155	47	1043 16/11/99	24102	188	80	1043 16/11/99
23663	87	-	2706 15/11/99	23773	118	-	2706 15/11/99	23883	95	-	818 15/11/99	23993	156	49	1043 16/11/99	24103	193	99	1043 16/11/99
23664	87	-	2706 15/11/99	23774	118	-	2706 15/11/99	23884	95	-	818 15/11/99	23994	160	51	1043 16/11/99	24104	205	124	1043 16/11/99
23665	87	-	2706 15/11/99	23775	119	-	2706 15/11/99	23885	96	-	818 15/11/99	23995	161	54	1043 16/11/99	24105	210	125	1043 16/11/99
23666	87	-	2706 15/11/99	23776	124	-	2706 15/11/99	23886	96	-	818 15/11/99	23996	162	53	1043 16/11/99	24106	96	11.5	1043 16/11/99
23667	87	-	2706 15/11/99	23777	124	-	2706 15/11/99	23887	97	-	818 15/11/99	23997	162	53	1043 16/11/99	24107	96	11.6	1043 16/11/99
23668	88	-	2706 15/11/99	23778	126	-	2706 15/11/99	23888	97	-	818 15/11/99	23998	162	54	1043 16/11/99	24108	97	11.7	1043 16/11/99
23669	88	-	2706 15/11/99	23779	221	162	2331 15/11/99	23889	98	-	818 15/11/99	23999	164	54	1043 16/11/99	24109	100	12.9	1043 16/11/99
23670	88	-	2706 15/11/99	23780	161	55.9	2331 15/11/99	23890	99	-	818 15/11/99	24000	165	65	1043 16/11/99	24110	101	13.3	1043 16/11/99
23671	89	-	2706 15/11/99	23781	163	58	2331 15/11/99	23891	104	-	818 15/11/99	24001	165	58	1043 16/11/99	24111	101	13.4	1043 16/11/99
23672	89	-	2706 15/11/99	23782	164	57.9	2331 15/11/99	23892	104	-	818 15/11/99	24002	166	60	1043 16/11/99	24112	101	14.2	1043 16/11/99
23673	89	-	2706 15/11/99	23783	165	54.9	2331 15/11/99	23893	106	-	818 15/11/99	24003	167	60	1043 16/11/99	24113	104	14.7	1043 16/11/99
23674	89	-	2706 15/11/99	23784	165	57.2	2331 15/11/99	23894	109	-	818 15/11/99	24004	167	60	1043 16/11/99	24114	106	15.4	1043 16/11/99
23675	89	-	2706 15/11/99	23785	166	57.8	2331 15/11/99	23895	109	-	818 15/11/99	24005	169	60	1043 16/11/99	24115	106	15.2	1043 16/11/99
23676	89	-	2706 15/11/99	23786	167	63.6	2331 15/11/99	23896	119	-	818 15/11/99	24006	171	67	1043 16/11/99	24116	106	15.9	1043 16/11/99
23677	89	-	2706 15/11/99	23787	168	61.3	2331 15/11/99	23897	135	-	818 15/11/99	24007	172	65	1043 16/11/99	24117	106	15.5	1043 16/11/99
23678	90	-	2706 15/11/99	23788	170	61.2	2331 15/11/99	23898	252	239	955 15/11/99	24008	172	66	1043 16/11/99	24118	110	18	1043 16/11/99
23679	90	-	2706 15/11/99	23789	175	72.9	2331 15/11/99	23899	280	320	955 15/11/99	24009	173	63	1043 16/11/99	24119	116	20.3	1043 16/11/99
23680	90	-	2706 15/11/99	23790	176	67.5	2331 15/11/99	23900	151	33.5	955 15/11/99	24010	173	66	1043 16/11/99	24120	116	23	1043 16/11/99
23681	90	-	2706 15/11/99	23791	178	68.6	2331 15/11/99	23901	153	43.4	955 15/11/99	24011	173	67	1043 16/11/99	24121	117	19.4	1043 16/11/99
23682	91	-	2706 15/11/99	23792	183	82.4	2331 15/11/99	23902	155	48.7	955 15/11/99	24012	174	68	1043 16/11/99	24122	119	19.6	1043 16/11/99
23683	91	-	2706 15/11/99	23793	186	87	2331 15/11/99	23903	159	53	955 15/11/99	24013	174	66	1043 16/11/99	24123	127	27.6	1043 16/11/99
23684	91	-	2706 15/11/99	23794	187	81.3	2331 15/11/99	23904	161	52.5	955 15/11/99	24014	175	71	1043 16/11/99	24124	129	29.1	1043 16/11/99
23685	91	-	2706 15/11/99	23795	192	84.9	2331 15/11/99	23905	163	55.2	955 15/11/99	24015	175	72	1043 16/11/99	24125	242	218	731 16/11/99
23686	91	-	2706 15/11/99	23796	248	230	2331 15/11/99	23906	164	55.6	955 15/11/99	24016	176	76	1043 16/11/99	24126	250	227	731 16/11/99
23687	91	-	2706 15/11/99	23797	150	44.2	2331 15/11/99	23907	165	60.5	955 15/11/99	24017	177	72	1043 16/11/99	24127	320	478	731 16/11/99
23688	92	-	2706 15/11/99	23798	156	48.9	2331 15/11/99	23908	165	54.4	955 15/11/99	24018	177	79	1043 16/11/99	24128	244	210	731 16/11/99
23689	92	-	2706 15/11/99	23799	161	54.4	2331 15/11/99	23909	165	59.3	955 15/11/99	24019	177	73	1043 16/11/99	24129	265	261	731 16/11/99
23690	92	-	2706 15/11/99	23800	167	59.9	2331 15/11/99	23910	166	57.2	955 15/11/99	24020	178	67	1043 16/11/99	24130	305	454	731 16/11/99
23691	92	-	2706 15/11/99	23801	167	60.2	2331 15/11/99	23911	169	66.5	955 15/11/99	24021	178	73	1043 16/11/99	24131	202	114	731 16/11/99
23692	92	-	2706 15/11/99	23802	168	63.6	2331 15/11/99	23912	170	61.8	955 15/11/99	24022	179	74	1043 16/11/99	24132	156	46	731 16/11/99
23693	92	-	2706 15/11/99	23803	171	68	2331 15/11/99	23913	175	68	955 15/11/99	24023	179	84	1043 16/11/99	24133	166	52	731 16/11/99
23694	92	-	2706 15/11/99	23804	173	68.1	2331 15/11/99	23914	176	67.4	955 15/11/99	24024	180	78	1043 16/11/99	24134	169	60	731 16/11/99
23695	93	-	2706 15/11/99	23805	175	70.3	2331 15/11/99	23915	176	72.6	955 15/11/99	24025	182	80	1043 16/11/99	24135	176	68	731 16/11/99
23696	93	-	2706 15/11/99	23806	175	76	2331 15/11/99	23916	177	68.2	955 15/11/99	24026	183	82	1043 16/11/99	24136	177	69	731 16/11/99
23697	93	-	2706 15/11/99	23807	178	71.2	2331 15/11/99	23917	179	71.1	955 15/11/99	24027	184	76	1043 16/11/99	24137	179	69	731 16/11/99
23698	93	-	2706 15/11/99	23808	179	78.8	2331 15/11/99	23918	184	78.2	955 15/11/99	24028	185	80	1043 16/11/99	24138	181	75	731 16/11/99
23699	93	-	2706 15/11/99	23809	179	72.9	2331 15/11/99	23919	199	94.1	955 15/11/99	24029	188	83	1043 16/11/99	24139	192	83	731 16/11/99
23700	93	-	2706 15/11/99	23810	180	83.3	2331 15/11/99	23920	222	141	955 15/11/99	24030	190	88	1043 16/11/99	24140	206	108	731 16/11/99
23701	93	-	2706 15/11/99	23811	182	76.5	2331 15/11/99	23921	243	195	955 15/11/99	24031	191	101	1043 16/11/99	24141	91	8.87	731 16/11/99
23702	93	-	2706 15/11/99	23812	184	86.2	2331 15/11/99	23922	273	318	955 15/11/99	24032	191	105	1043 16/11/99	24142	93	9.45	731 16/11/99
23703	94	-	2706 15/11/99	23813	188	86.4	2331 15/11/99	23923	304	432	955 15/11/99	24033	192	102	1043 16/11/99	24143	101	12.8	731 16/11/99
23704	94	-	2706 15/11/99	23814	194	90.9	2331 15/11/99	23924	326	461	955 15/11/99	24034	200	111	1043 16/11/99	24144	103	12.8	731 16/11/99
23705	94	-	2706 15/11/99	23815	196	98.8	2331 15/11/99	23925	355	50.5	955 15/11/99	24035	202	121	1043 16/11/99	24145	104	1	

24199	183	78	650	16/11/99	24309	110	17.7	1228	16/11/99	24419	154	45	2024	17/11/99	24529	126	24.9	2024	17/11/99	24639	100	12.8	2761	18/11/99
24200	185	76	650	16/11/99	24310	111	16.7	1228	16/11/99	24420	154	47.1	2024	17/11/99	24530	127	24.6	2024	17/11/99	24640	100	12.4	2761	18/11/99
24201	185	78	650	16/11/99	24311	112	16.2	1228	16/11/99	24421	156	54	2024	17/11/99	24531	128	25.6	2024	17/11/99	24641	101	12.4	2761	18/11/99
24202	185	81	650	16/11/99	24312	112	19.1	1228	16/11/99	24422	156	45.7	2024	17/11/99	24532	134	39	2024	17/11/99	24642	101	13.8	2761	18/11/99
24203	190	79	650	16/11/99	24313	115	17.7	1228	16/11/99	24423	158	48	2024	17/11/99	24533	135	31.3	2024	17/11/99	24643	102	12.5	2761	18/11/99
24204	190	87	650	16/11/99	24314	117	19.6	1228	16/11/99	24424	159	48.9	2024	17/11/99	24534	226	170	2024	17/11/99	24644	102	13.4	2761	18/11/99
24205	191	85	650	16/11/99	24315	120	21.9	1228	16/11/99	24425	159	47.8	2024	17/11/99	24535	229	166	2024	17/11/99	24645	102	12.8	2761	18/11/99
24206	191	87	650	16/11/99	24316	122	20.6	1228	16/11/99	24426	160	54.5	2024	17/11/99	24536	229	160	2024	17/11/99	24646	102	13	2761	18/11/99
24207	192	88	650	16/11/99	24317	125	23.7	1228	16/11/99	24427	161	56	2024	17/11/99	24537	234	198	2024	17/11/99	24647	103	14.3	2761	18/11/99
24208	193	92	650	16/11/99	24318	125	23.7	1228	16/11/99	24428	162	51.5	2024	17/11/99	24538	234	175	2024	17/11/99	24648	105	-	2761	18/11/99
24209	193	93	650	16/11/99	24319	126	24.2	1228	16/11/99	24429	164	54	2024	17/11/99	24539	248	211	2024	17/11/99	24649	106	14.1	2761	18/11/99
24210	199	95	650	16/11/99	24320	242	221	1630	17/11/99	24430	165	57	2024	17/11/99	24540	248	229	2024	17/11/99	24650	106	13.5	2761	18/11/99
24211	82	6.97	650	16/11/99	24321	248	242	1630	17/11/99	24431	166	53	2024	17/11/99	24541	250	237	2024	17/11/99	24651	106	14.6	2761	18/11/99
24212	92	9.18	650	16/11/99	24322	231	166	1630	17/11/99	24432	167	54	2024	17/11/99	24542	278	313	2024	17/11/99	24652	108	14.4	2761	18/11/99
24213	97	12.2	650	16/11/99	24323	235	182	1630	17/11/99	24433	167	56	2024	17/11/99	24543	283	359	2024	17/11/99	24653	108	14.4	2761	18/11/99
24214	98	11.2	650	16/11/99	24324	243	238	1630	17/11/99	24434	168	54	2024	17/11/99	24544	285	357	2024	17/11/99	24654	109	15.9	2761	18/11/99
24215	99	10.9	650	16/11/99	24325	255	241	1630	17/11/99	24435	168	65	2024	17/11/99	24545	306	432	2024	17/11/99	24655	111	17.1	2761	18/11/99
24216	99	11.8	650	16/11/99	24326	257	263	1630	17/11/99	24436	168	61	2024	17/11/99	24546	223	152	2024	17/11/99	24656	111	17.5	2761	18/11/99
24217	100	12.2	650	16/11/99	24327	264	262	1630	17/11/99	24437	169	58	2024	17/11/99	24547	224	158	2024	17/11/99	24657	112	18.2	2761	18/11/99
24218	101	13.2	650	16/11/99	24328	269	289	1630	17/11/99	24438	169	60	2024	17/11/99	24548	226	165	2024	17/11/99	24658	113	17.3	2761	18/11/99
24219	102	12.2	650	16/11/99	24329	226	137	1630	17/11/99	24439	169	58	2024	17/11/99	24549	238	184	2024	17/11/99	24659	114	18.5	2761	18/11/99
24220	103	12.7	650	16/11/99	24330	162	52	1630	17/11/99	24440	170	60	2024	17/11/99	24550	239	192	2024	17/11/99	24660	118	19.7	2761	18/11/99
24221	104	14.2	650	16/11/99	24331	164	57	1630	17/11/99	24441	172	67	2024	17/11/99	24551	241	195	2024	17/11/99	24661	118	20.4	2761	18/11/99
24222	105	14.2	650	16/11/99	24332	164	59.5	1630	17/11/99	24442	172	62	2024	17/11/99	24552	248	192	2024	17/11/99	24662	118	19.8	2761	18/11/99
24223	106	12.1	650	16/11/99	24333	169	61	1630	17/11/99	24443	172	61	2024	17/11/99	24553	267	284	2024	17/11/99	24663	118	19.4	2761	18/11/99
24224	106	14.9	650	16/11/99	24334	169	58	1630	17/11/99	24444	173	61	2024	17/11/99	24554	321	484	2024	17/11/99	24664	120	20.6	2761	18/11/99
24225	109	17	650	16/11/99	24335	170	59	1630	17/11/99	24445	173	59	2024	17/11/99	24555	330	493	2024	17/11/99	24665	121	23.2	2761	18/11/99
24226	112	16.4	650	16/11/99	24336	170	65	1630	17/11/99	24446	173	66	2024	17/11/99	24556	218	137	2024	17/11/99	24666	121	20.8	2761	18/11/99
24227	112	16.6	650	16/11/99	24337	172	60	1630	17/11/99	24447	173	68	2024	17/11/99	24557	219	145	2024	17/11/99	24667	122	21.8	2761	18/11/99
24228	112	15.5	650	16/11/99	24338	173	61	1630	17/11/99	24448	174	62	2024	17/11/99	24558	226	145	2024	17/11/99	24668	125	23.8	2761	18/11/99
24229	113	18.8	650	16/11/99	24339	174	68	1630	17/11/99	24449	175	65	2024	17/11/99	24559	152	41.5	2024	17/11/99	24669	126	23.9	2761	18/11/99
24230	114	17.1	650	16/11/99	24340	175	68	1630	17/11/99	24450	175	62	2024	17/11/99	24560	154	45	2024	17/11/99	24670	128	27	2761	18/11/99
24231	115	18.7	650	16/11/99	24341	175	67	1630	17/11/99	24451	175	65	2024	17/11/99	24561	156	44.8	2024	17/11/99	24671	132	27.6	2761	18/11/99
24232	116	19	650	16/11/99	24342	176	67	1630	17/11/99	24452	175	62	2024	17/11/99	24562	157	46.5	2024	17/11/99	24672	134	28.4	2761	18/11/99
24233	121	21.2	650	16/11/99	24343	177	74	1630	17/11/99	24453	175	68	2024	17/11/99	24563	157	46.8	2024	17/11/99	24673	212	135	1901	18/11/99
24234	121	22.7	650	16/11/99	24344	177	69	1630	17/11/99	24454	176	68	2024	17/11/99	24564	157	43.7	2024	17/11/99	24674	240	203	1901	18/11/99
24235	122	22.9	650	16/11/99	24345	179	67	1630	17/11/99	24455	177	70	2024	17/11/99	24565	159	49.2	2024	17/11/99	24675	256	232	1901	18/11/99
24236	122	24.6	650	16/11/99	24346	181	72	1630	17/11/99	24456	177	68	2024	17/11/99	24566	159	49.6	2024	17/11/99	24676	293	380	1901	18/11/99
24237	124	23.6	650	16/11/99	24347	182	75	1630	17/11/99	24457	177	70	2024	17/11/99	24567	161	47.4	2024	17/11/99	24677	223	168	1901	18/11/99
24238	124	23.5	650	16/11/99	24348	182	73	1630	17/11/99	24458	178	73	2024	17/11/99	24568	162	47.5	2024	17/11/99	24678	233	184	1901	18/11/99
24239	125	23.3	650	16/11/99	24349	183	76	1630	17/11/99	24459	178	70	2024	17/11/99	24569	162	50	2024	17/11/99	24679	234	186	1901	18/11/99
24240	129	23.8	650	16/11/99	24350	184	75	1630	17/11/99	24460	179	72	2024	17/11/99	24570	162	51.7	2024	17/11/99	24680	236	175	1901	18/11/99
24241	130	25.2	650	16/11/99	24351	185	76	1630	17/11/99	24461	179	65	2024	17/11/99	24571	163	51.8	2024	17/11/99	24681	236	182	1901	18/11/99
24242	140	34.9	650	16/11/99	24352	185	80	1630	17/11/99	24462	180	77	2024	17/11/99	24572	164	55.7	2024	17/11/99	24682	220	139	1901	18/11/99
24243	230	151	1228	16/11/99	24353	185	82	1630	17/11/99	24463	181	72	2024	17/11/99	24573	165	53.5	2024	17/11/99	24683	232	159	1901	18/11/99
24244	241	193	1228	16/11/99	24354	186	80	1630	17/11/99	24464	181	79	2024	17/11/99	24574	165	54.1	2024	17/11/99	24684	156	51	1901	18/11/99
24245	260	242	1228	16/11/99	24355	186	80	1630	17/11/99	24465	184	73	2024	17/11/99	24575	165	53.6	2024	17/11/99	24685	157	48.1	1901	18/11/99
24246	265	249	1228	16/11/99	24356	188	78	1630	17/11/99	24466	185	79	2024	17/11/99	24576	165	55.5	2024	17/11/99	24686	157	48	1901	18/11/99
24247	237	193	1228	16/11/99	24357	189	89	1630	17/11/99	24467	185	81	2024	17/11/99	24577	166	55.6	2024	17/11/99	24687	160	53	1901	18/11/99
24248	251	234	1228	16/11/99	24358	191	85	1630	17/11/99	24468	185	78	2024	17/11/99	24578	166	52.8	2024	17/11/99	24688	165	52.5	1901	18/11/99
24249	255	253	1228	16/11/99	24359	191	85	1630	17/11/99	24469	185	75	2024	17/11/9										

24749	101	13.1	1901/18/11/99	24859	97	10.6	1246/19/11/99	24969	106	14.9	? 19/11/99	25079	99	11.7	811/22/11/99	25189	106	14.5	2301/23/11/99
24750	102	13.2	1901/18/11/99	24860	99	11.2	1246/19/11/99	24970	106	14.9	? 19/11/99	25080	99	11.1	811/22/11/99	25190	108	15.2	2301/23/11/99
24751	102	12.6	1901/18/11/99	24861	100	11.2	1246/19/11/99	24971	106	13.8	? 19/11/99	25081	100	12.4	811/22/11/99	25191	109	15.4	2301/23/11/99
24752	103	13.9	1901/18/11/99	24862	101	12.1	1246/19/11/99	24972	106	14.4	? 19/11/99	25082	100	11.9	811/22/11/99	25192	110	15.9	2301/23/11/99
24753	103	13.8	1901/18/11/99	24863	101	12.9	1246/19/11/99	24973	107	14.3	? 19/11/99	25083	103	13.3	811/22/11/99	25193	110	15.5	2301/23/11/99
24754	104	13.1	1901/18/11/99	24864	102	12.6	1246/19/11/99	24974	112	15.8	? 19/11/99	25084	103	12.6	811/22/11/99	25194	110	15.3	2301/23/11/99
24755	104	12.5	1901/18/11/99	24865	103	14.4	1246/19/11/99	24975	112	17.4	? 19/11/99	25085	104	13.5	811/22/11/99	25195	111	15.6	2301/23/11/99
24756	104	13.4	1901/18/11/99	24866	105	13.7	1246/19/11/99	24976	112	17.2	? 19/11/99	25086	105	13.7	811/22/11/99	25196	111	16.4	2301/23/11/99
24757	105	14.1	1901/18/11/99	24867	106	14.1	1246/19/11/99	24977	114	18.6	? 19/11/99	25087	106	14.8	811/22/11/99	25197	112	16.7	2301/23/11/99
24758	105	14.4	1901/18/11/99	24868	106	13.7	1246/19/11/99	24978	115	17.1	? 19/11/99	25088	111	16.3	811/22/11/99	25198	112	16.7	2301/23/11/99
24759	105	13.7	1901/18/11/99	24869	107	14.6	1246/19/11/99	24979	115	17.8	? 19/11/99	25089	112	16.3	811/22/11/99	25199	112	16.7	2301/23/11/99
24760	106	14.2	1901/18/11/99	24870	109	15.1	1246/19/11/99	24980	116	19.2	? 19/11/99	25090	116	17.6	811/22/11/99	25200	113	18.5	2301/23/11/99
24761	106	15.2	1901/18/11/99	24871	111	16.3	1246/19/11/99	24981	120	21	? 19/11/99	25091	123	21.3	811/22/11/99	25201	113	17.1	2301/23/11/99
24762	106	14.4	1901/18/11/99	24872	112	17.1	1246/19/11/99	24982	128	26.8	? 19/11/99	25092	123	22.8	811/22/11/99	25202	115	18.8	2301/23/11/99
24763	106	15.6	1901/18/11/99	24873	112	17.2	1246/19/11/99	24983	129	26.9	? 19/11/99	25093	126	23.2	811/22/11/99	25203	115	17.5	2301/23/11/99
24764	106	16.1	1901/18/11/99	24874	112	17.1	1246/19/11/99	24984	132	29.1	? 19/11/99	25094	131	25.9	811/22/11/99	25204	116	18.8	2301/23/11/99
24765	107	14	1901/18/11/99	24875	115	17.2	1246/19/11/99	24985	135	30.2	? 19/11/99	25095	253	217	1667/22/11/99	25205	116	16.9	2301/23/11/99
24766	107	14.4	1901/18/11/99	24876	116	18.6	1246/19/11/99	24986	246	208	1217/19/11/99	25096	262	241	1667/22/11/99	25206	118	19.2	2301/23/11/99
24767	108	16.6	1901/18/11/99	24877	119	20.7	1246/19/11/99	24987	345	677	1217/19/11/99	25097	272	295	1667/22/11/99	25207	122	21.9	2301/23/11/99
24768	109	16.6	1901/18/11/99	24878	124	22.8	1246/19/11/99	24988	169	59	1217/19/11/99	25098	424	1227	1667/22/11/99	25208	126	25	2301/23/11/99
24769	109	15.5	1901/18/11/99	24879	131	27	1246/19/11/99	24989	170	63	1217/19/11/99	25099	221	150	1667/22/11/99	25209	222	146	1507/23/11/99
24770	110	15.7	1901/18/11/99	24880	264	265	848/19/11/99	24990	171	66	1217/19/11/99	25100	267	291	1667/22/11/99	25210	252	209	1507/23/11/99
24771	110	15.9	1901/18/11/99	24881	226	169	848/19/11/99	24991	174	72	1217/19/11/99	25101	272	301	1667/22/11/99	25211	266	272	1507/23/11/99
24772	110	16.5	1901/18/11/99	24882	224	146	848/19/11/99	24992	185	77	1217/19/11/99	25102	274	305	1667/22/11/99	25212	302	373	1507/23/11/99
24773	110	15.7	1901/18/11/99	24883	170	60	848/19/11/99	24993	188	86	1217/19/11/99	25103	280	341	1667/22/11/99	25213	233	182	1507/23/11/99
24774	112	16.7	1901/18/11/99	24884	173	65	848/19/11/99	24994	189	83	1217/19/11/99	25104	352	626	1667/22/11/99	25214	244	192	1507/23/11/99
24775	112	17.1	1901/18/11/99	24885	177	71	848/19/11/99	24995	192	88	1217/19/11/99	25105	461	1738	1667/22/11/99	25215	249	222	1507/23/11/99
24776	113	18	1901/18/11/99	24886	187	74	848/19/11/99	24996	193	93	1217/19/11/99	25106	166	56	1667/22/11/99	25216	167	58	1507/23/11/99
24777	113	17.3	1901/18/11/99	24887	193	83	848/19/11/99	24997	193	86	1217/19/11/99	25107	177	67	1667/22/11/99	25217	168	61	1507/23/11/99
24778	114	17.9	1901/18/11/99	24888	198	99	848/19/11/99	24998	199	96	1217/19/11/99	25108	185	78	1667/22/11/99	25218	169	59	1507/23/11/99
24779	114	18.6	1901/18/11/99	24889	204	101	848/19/11/99	24999	205	108	1217/19/11/99	25109	190	82	1667/22/11/99	25219	169	60	1507/23/11/99
24780	115	19.3	1901/18/11/99	24890	74	4.83	848/19/11/99	25000	100	12	1217/19/11/99	25110	195	100	1667/22/11/99	25220	170	62	1507/23/11/99
24781	116	19.3	1901/18/11/99	24891	86	7.76	848/19/11/99	25001	102	13.6	1217/19/11/99	25111	200	109	1667/22/11/99	25221	170	61	1507/23/11/99
24782	116	18.6	1901/18/11/99	24892	88	7.83	848/19/11/99	25002	104	12.9	1217/19/11/99	25112	95	10.1	1667/22/11/99	25222	172	66	1507/23/11/99
24783	117	19.3	1901/18/11/99	24893	88	7.84	848/19/11/99	25003	105	14.3	1217/19/11/99	25113	96	10.9	1667/22/11/99	25223	173	64	1507/23/11/99
24784	119	21.2	1901/18/11/99	24894	90	8.92	848/19/11/99	25004	108	15.3	1217/19/11/99	25114	100	13	1667/22/11/99	25224	175	67	1507/23/11/99
24785	120	21.6	1901/18/11/99	24895	91	9.34	848/19/11/99	25005	112	17.4	1217/19/11/99	25115	103	12.7	1667/22/11/99	25225	176	67	1507/23/11/99
24786	121	21.7	1901/18/11/99	24896	91	8.81	848/19/11/99	25006	112	16.6	1217/19/11/99	25116	103	13.3	1667/22/11/99	25226	177	71	1507/23/11/99
24787	124	22.9	1901/18/11/99	24897	92	9.31	848/19/11/99	25007	115	17.7	1217/19/11/99	25117	105	13.6	1667/22/11/99	25227	178	70	1507/23/11/99
24788	125	23.8	1901/18/11/99	24898	92	9.19	848/19/11/99	25008	119	20.9	1217/19/11/99	25118	107	14.6	1667/22/11/99	25228	178	71	1507/23/11/99
24789	125	22.9	1901/18/11/99	24899	94	9.64	848/19/11/99	25009	121	22.5	1217/19/11/99	25119	110	15.3	1667/22/11/99	25229	179	72	1507/23/11/99
24790	126	25.3	1901/18/11/99	24900	97	10.8	848/19/11/99	25010	126	23	1217/19/11/99	25120	113	17.1	1667/22/11/99	25230	179	71	1507/23/11/99
24791	127	24.6	1901/18/11/99	24901	99	8.51	848/19/11/99	25011	127	25.3	1217/19/11/99	25121	116	18.9	1667/22/11/99	25231	180	71	1507/23/11/99
24792	128	24.3	1901/18/11/99	24902	100	11.9	848/19/11/99	25012	140	32	1217/19/11/99	25122	119	18.9	1667/22/11/99	25232	181	77	1507/23/11/99
24793	130	27.8	1901/18/11/99	24903	101	12.9	848/19/11/99	25013	236	179	746/19/11/99	25123	223	151	1031/23/11/99	25233	181	74	1507/23/11/99
24794	140	32.9	1901/18/11/99	24904	103	13.2	848/19/11/99	25014	219	-	746/19/11/99	25124	238	184	1031/23/11/99	25234	182	82	1507/23/11/99
24795	254	245	1354/18/11/99	24905	104	13.8	848/19/11/99	25015	227	-	746/19/11/99	25125	233	166	1031/23/11/99	25235	183	78	1507/23/11/99
24796	240	197	1354/18/11/99	24906	107	14.6	848/19/11/99	25016	156	-	746/19/11/99	25126	219	140	1031/23/11/99	25236	186	82	1507/23/11/99
24797	151	39.7	1354/18/11/99	24907	110	15.2	848/19/11/99	25017	159	-	746/19/11/99	25127	162	54.3	1031/23/11/99	25237	190	87	1507/23/11/99
24798	156	47.2	1354/18/11/99	24908	229	170	? 19/11/99	25018	160	-	746/19/11/99	25128	169	58.7	1031/23/11/99	25238	190	84	1507/23/11/99
24799	166	56	1354/18/11/99	24909	236	194	? 19/11/99	25019	168	-	746/19/11/99	25129	175	65	1031/23/11/99	25239	192	94	1507/23/11/99
24800	176	64	1354/18/11/99	24910	246	221	? 19/11/99	25020	170	-	746/19/11/99	25130	180	76	1031/23/11/99	25240	192	89	1507/23/11/99
24801	180	71	1354/18/11/99	24911	260	281	? 19/11/99	25021	170	-	746/19/11/99	25131	182	74	1031/23/11/99	25241	195	90	1507/23/11/99
24802	181	73	1354/18/11/99	24912	263	286	? 19/11/99	25022	173	-	746/19/11/99	25132	195	91	1031/23/11/99	25242	196	97	1507/23/11/99
24803	181	74	1354/18/11/99	24913	301	460	? 19/11/99	25023	186	-	746/19/11/99	25133	199	96	1031/23/11/99	25243	199	98	1507/23/11/99
24804	181	77	1354/18/11/99	24914	215	141	? 1												

25299	170	58	1600 23/11/99	25409	128	24.8	1600 23/11/99	25519	175	65	1900 24/11/99	25629	103	13.2	1845 24/11/99	25739	254	236	758 25/11/99
25300	171	61	1600 23/11/99	25410	132	28.6	1600 23/11/99	25520	175	66	1900 24/11/99	25630	103	18	1845 24/11/99	25740	267	311	758 25/11/99
25301	171	65	1600 23/11/99	25411	132	26.8	1600 23/11/99	25521	175	66	1900 24/11/99	25631	105	14.2	1845 24/11/99	25741	284	367	758 25/11/99
25302	171	60	1600 23/11/99	25412	137	32.9	1600 23/11/99	25522	175	66	1900 24/11/99	25632	106	14	1845 24/11/99	25742	302	428	758 25/11/99
25303	171	66	1600 23/11/99	25413	137	31.3	1600 23/11/99	25523	176	64	1900 24/11/99	25633	108	15	1845 24/11/99	25743	213	132	758 25/11/99
25304	172	62	1600 23/11/99	25414	141	35.7	1600 23/11/99	25524	177	65	1900 24/11/99	25634	109	15.8	1845 24/11/99	25744	216	124	758 25/11/99
25305	173	62	1600 23/11/99	25415	223	139	1220 24/11/99	25525	177	69	1900 24/11/99	25635	109	15.4	1845 24/11/99	25745	159	48.6	758 25/11/99
25306	173	64	1600 23/11/99	25416	219	152	1220 24/11/99	25526	177	64	1900 24/11/99	25636	110	15.9	1845 24/11/99	25746	165	56	758 25/11/99
25307	173	69	1600 23/11/99	25417	262	266	1220 24/11/99	25527	177	70	1900 24/11/99	25637	110	14.5	1845 24/11/99	25747	206	108	758 25/11/99
25308	174	69	1600 23/11/99	25418	266	301	1220 24/11/99	25528	178	62	1900 24/11/99	25638	111	16.4	1845 24/11/99	25748	86	-	758 25/11/99
25309	174	65	1600 23/11/99	25419	278	318	1220 24/11/99	25529	179	72	1900 24/11/99	25639	111	16.3	1845 24/11/99	25749	87	-	758 25/11/99
25310	175	72	1600 23/11/99	25420	284	347	1220 24/11/99	25530	180	66	1900 24/11/99	25640	112	16.9	1845 24/11/99	25750	90	-	758 25/11/99
25311	175	67	1600 23/11/99	25421	298	358	1220 24/11/99	25531	180	68	1900 24/11/99	25641	112	16.8	1845 24/11/99	25751	93	-	758 25/11/99
25312	176	65	1600 23/11/99	25422	379	845	1220 24/11/99	25532	180	75	1900 24/11/99	25642	113	17.9	1845 24/11/99	25752	95	-	758 25/11/99
25313	176	68	1600 23/11/99	25423	402	1176	1220 24/11/99	25533	181	75	1900 24/11/99	25643	119	20.2	1845 24/11/99	25753	96	-	758 25/11/99
25314	176	67	1600 23/11/99	25424	142	34.2	1220 24/11/99	25534	181	74	1900 24/11/99	25644	119	18.9	1845 24/11/99	25754	96	-	758 25/11/99
25315	176	70	1600 23/11/99	25425	155	44.6	1220 24/11/99	25535	182	76	1900 24/11/99	25645	121	21.1	1845 24/11/99	25755	96	-	758 25/11/99
25316	177	68	1600 23/11/99	25426	156	45	1220 24/11/99	25536	182	73	1900 24/11/99	25646	122	21.8	1845 24/11/99	25756	96	-	758 25/11/99
25317	177	68	1600 23/11/99	25427	158	49.7	1220 24/11/99	25537	183	80	1900 24/11/99	25647	125	24.2	1845 24/11/99	25757	98	-	758 25/11/99
25318	178	69	1600 23/11/99	25428	160	47.1	1220 24/11/99	25538	184	79	1900 24/11/99	25648	128	26.8	1845 24/11/99	25758	98	-	758 25/11/99
25319	179	75	1600 23/11/99	25429	160	50	1220 24/11/99	25539	184	74	1900 24/11/99	25649	140	32.3	1845 24/11/99	25759	99	-	758 25/11/99
25320	179	73	1600 23/11/99	25430	161	51.6	1220 24/11/99	25540	185	77	1900 24/11/99	25650	233	187	1279 24/11/99	25760	99	-	758 25/11/99
25321	179	70	1600 23/11/99	25431	162	51.8	1220 24/11/99	25541	186	80	1900 24/11/99	25651	216	157	1279 24/11/99	25761	100	-	758 25/11/99
25322	180	73	1600 23/11/99	25432	164	54.4	1220 24/11/99	25542	186	82	1900 24/11/99	25652	229	147	1279 24/11/99	25762	100	-	758 25/11/99
25323	180	87	1600 23/11/99	25433	165	55.4	1220 24/11/99	25543	187	78	1900 24/11/99	25653	235	181	1279 24/11/99	25763	102	-	758 25/11/99
25324	181	73	1600 23/11/99	25434	165	52.4	1220 24/11/99	25544	188	84	1900 24/11/99	25654	246	201	1279 24/11/99	25764	102	-	758 25/11/99
25325	181	73	1600 23/11/99	25435	165	56.5	1220 24/11/99	25545	188	74	1900 24/11/99	25655	256	238	1279 24/11/99	25765	103	-	758 25/11/99
25326	181	75	1600 23/11/99	25436	165	53.6	1220 24/11/99	25546	188	79	1900 24/11/99	25656	270	306	1279 24/11/99	25766	104	-	758 25/11/99
25327	182	75	1600 23/11/99	25437	166	56	1220 24/11/99	25547	190	93	1900 24/11/99	25657	211	127	1279 24/11/99	25767	104	-	758 25/11/99
25328	182	78	1600 23/11/99	25438	166	55.5	1220 24/11/99	25548	190	91	1900 24/11/99	25658	145	36.1	1279 24/11/99	25768	105	-	758 25/11/99
25329	183	78	1600 23/11/99	25439	167	54.8	1220 24/11/99	25549	194	91	1900 24/11/99	25659	156	47.3	1279 24/11/99	25769	106	-	758 25/11/99
25330	183	76	1600 23/11/99	25440	167	55.7	1220 24/11/99	25550	194	90	1900 24/11/99	25660	164	53.9	1279 24/11/99	25770	107	-	758 25/11/99
25331	183	85	1600 23/11/99	25441	169	60	1220 24/11/99	25551	205	107	1900 24/11/99	25661	169	58	1279 24/11/99	25771	107	-	758 25/11/99
25332	183	80	1600 23/11/99	25442	169	57	1220 24/11/99	25552	209	126	1900 24/11/99	25662	169	57	1279 24/11/99	25772	107	-	758 25/11/99
25333	184	78	1600 23/11/99	25443	170	59	1220 24/11/99	25553	209	119	1900 24/11/99	25663	171	58	1279 24/11/99	25773	109	-	758 25/11/99
25334	184	77	1600 23/11/99	25444	170	56	1220 24/11/99	25554	85	7.48	1900 24/11/99	25664	172	62	1279 24/11/99	25774	109	-	758 25/11/99
25335	185	77	1600 23/11/99	25445	170	60	1220 24/11/99	25555	91	9.22	1900 24/11/99	25665	175	66	1279 24/11/99	25775	109	-	758 25/11/99
25336	185	86	1600 23/11/99	25446	171	64	1220 24/11/99	25556	99	11.6	1900 24/11/99	25666	175	64	1279 24/11/99	25776	115	-	758 25/11/99
25337	185	82	1600 23/11/99	25447	172	68.2	1220 24/11/99	25557	99	12.6	1900 24/11/99	25667	175	64	1279 24/11/99	25777	115	-	758 25/11/99
25338	187	85	1600 23/11/99	25448	173	61	1220 24/11/99	25558	100	12.4	1900 24/11/99	25668	177	71	1279 24/11/99	25778	115	-	758 25/11/99
25339	190	85	1600 23/11/99	25449	173	62	1220 24/11/99	25559	101	12.4	1900 24/11/99	25669	180	71	1279 24/11/99	25779	117	-	758 25/11/99
25340	190	90	1600 23/11/99	25450	177	72	1220 24/11/99	25560	102	13.2	1900 24/11/99	25670	181	75	1279 24/11/99	25780	121	-	758 25/11/99
25341	190	90	1600 23/11/99	25451	178	65	1220 24/11/99	25561	103	13.8	1900 24/11/99	25671	181	70	1279 24/11/99	25781	129	-	758 25/11/99
25342	191	89	1600 23/11/99	25452	179	73	1220 24/11/99	25562	104	12.8	1900 24/11/99	25672	183	73	1279 24/11/99	25782	225	159	1771 25/11/99
25343	195	89	1600 23/11/99	25453	180	71	1220 24/11/99	25563	105	14.9	1900 24/11/99	25673	185	77	1279 24/11/99	25783	233	182	1771 25/11/99
25344	197	110	1600 23/11/99	25454	181	74	1220 24/11/99	25564	105	14.3	1900 24/11/99	25674	185	69	1279 24/11/99	25784	259	277	1771 25/11/99
25345	197	101	1600 23/11/99	25455	182	74	1220 24/11/99	25565	105	14.2	1900 24/11/99	25675	186	77	1279 24/11/99	25785	164	54	1771 25/11/99
25346	200	106	1600 23/11/99	25456	186	79	1220 24/11/99	25566	106	15.9	1900 24/11/99	25676	189	79	1279 24/11/99	25786	164	53.6	1771 25/11/99
25347	200	97	1600 23/11/99	25457	189	89	1220 24/11/99	25567	106	13.5	1900 24/11/99	25677	189	84	1279 24/11/99	25787	170	59	1771 25/11/99
25348	202	104	1600 23/11/99	25458	192	84	1220 24/11/99	25568	109	14.9	1900 24/11/99	25678	192	92	1279 24/11/99	25788	170	61	1771 25/11/99
25349	204	100	1600 23/11/99	25459	193	85	1220 24/11/99	25569	109	15.7	1900 24/11/99	25679	210	120	1279 24/11/99	25789	171	65	1771 25/11/99
25350	205	121	1600 23/11/99	25460	194	92	1220 24/11/99	25570	109	14.9	1900 24/11/99	25680	86	7.51	1279 24/11/99	25790	182	78	1771 25/11/99
25351	208	111	1600 23/11/99	25461	92	9.52	1220 24/11/99	25571	110	16.8	1900 24/11/99	25681	90	8.46	1279 24/11/99	25791	183	77	1771 25/11/99
25352	91	9.39	1600 23/11/99	25462	95	10.4	1220 24/11/99	25572	111	16.5	1900 24/11/99	25682	91	9.26	1279 24/11/99	25792	193	88	1771 25/11/99
25353	92	9.44	1600 23/11/99	25463	95	9.59	1220 24/11/99	25573	111	15.9	1900 24/11/99	25683	92	9.53	1279 24/11/99	25793	201	99	1771 25/11/99
25354	96	11.3	1600 23/11/99	25464	96	10.5	1220 24/11/99	25574	112	16.2	1900 24/11/99	25684	92	9.51	1279 24/11/99	25794	205	100	1771 25/11/99
25355	96	11.3	1600 2																

25849	111	-	1771 25/11/99	25959	122	-	1391 25/11/99	26069	122	22.3	1193 29/11/99	26179	103	13.1	1610 29/11/99	26289	115	-	2202 29/11/99
25850	111	-	1771 25/11/99	25960	131	-	1391 25/11/99	26070	122	22.1	1193 29/11/99	26180	105	13.7	1610 29/11/99	26290	115	-	2202 29/11/99
25851	112	-	1771 25/11/99	25961	227	156	1037 29/11/99	26071	123	22.6	1193 29/11/99	26181	105	14.6	1610 29/11/99	26291	115	-	2202 29/11/99
25852	112	-	1771 25/11/99	25962	260	260	1037 29/11/99	26072	125	24.9	1193 29/11/99	26182	105	18.3	1610 29/11/99	26292	116	-	2202 29/11/99
25853	115	-	1771 25/11/99	25963	265	283	1037 29/11/99	26073	126	25.8	1193 29/11/99	26183	106	14.6	1610 29/11/99	26293	119	-	2202 29/11/99
25854	115	-	1771 25/11/99	25964	143	31.6	1037 29/11/99	26074	126	25.4	1193 29/11/99	26184	106	14.6	1610 29/11/99	26294	120	-	2202 29/11/99
25855	116	-	1771 25/11/99	25965	169	60.2	1037 29/11/99	26075	129	26.3	1193 29/11/99	26185	107	16.3	1610 29/11/99	26295	120	-	2202 29/11/99
25856	116	-	1771 25/11/99	25966	172	64	1037 29/11/99	26076	278	30.2	724 29/11/99	26186	108	15.3	1610 29/11/99	26296	121	-	2202 29/11/99
25857	117	-	1771 25/11/99	25967	177	64	1037 29/11/99	26077	235	17.6	724 29/11/99	26187	109	17.1	1610 29/11/99	26297	121	-	2202 29/11/99
25858	117	-	1771 25/11/99	25968	179	71	1037 29/11/99	26078	246	20.9	724 29/11/99	26188	109	16.5	1610 29/11/99	26298	123	-	2202 29/11/99
25859	119	-	1771 25/11/99	25969	180	72	1037 29/11/99	26079	454	156.4	724 29/11/99	26189	110	16.4	1610 29/11/99	26299	123	-	2202 29/11/99
25860	122	-	1771 25/11/99	25970	198	103	1037 29/11/99	26080	162	53.7	724 29/11/99	26190	110	17	1610 29/11/99	26300	124	-	2202 29/11/99
25861	123	-	1771 25/11/99	25971	200	101	1037 29/11/99	26081	168	58.6	724 29/11/99	26191	111	16	1610 29/11/99	26301	127	-	2202 29/11/99
25862	132	-	1771 25/11/99	25972	200	105	1037 29/11/99	26082	170	64	724 29/11/99	26192	111	17.8	1610 29/11/99	26302	128	-	2202 29/11/99
25863	238	184	1408 25/11/99	25973	205	107	1037 29/11/99	26083	170	61	724 29/11/99	26193	113	18.3	1610 29/11/99	26303	131	-	2202 29/11/99
25864	262	240	1408 25/11/99	25974	209	120	1037 29/11/99	26084	171	62	724 29/11/99	26194	113	18.2	1610 29/11/99	26304	138	-	2202 29/11/99
25865	270	286	1408 25/11/99	25975	101	12.5	1037 29/11/99	26085	171	62	724 29/11/99	26195	113	18.4	1610 29/11/99	26305	229	147	1875 30/11/99
25866	145	-	1408 25/11/99	25976	105	13.6	1037 29/11/99	26086	171	62	724 29/11/99	26196	113	18.3	1610 29/11/99	26306	242	203	1875 30/11/99
25867	147	39.1	1408 25/11/99	25977	106	14.5	1037 29/11/99	26087	176	67	724 29/11/99	26197	113	17.3	1610 29/11/99	26307	293	364	1875 30/11/99
25868	153	43.7	1408 25/11/99	25978	107	15.8	1037 29/11/99	26088	178	69	724 29/11/99	26198	114	17.5	1610 29/11/99	26308	376	788	1875 30/11/99
25869	155	42.1	1408 25/11/99	25979	109	15.9	1037 29/11/99	26089	179	73	724 29/11/99	26199	114	17.1	1610 29/11/99	26309	327	169	1875 30/11/99
25870	157	47.7	1408 25/11/99	25980	111	16.7	1037 29/11/99	26090	183	79	724 29/11/99	26200	115	19.2	1610 29/11/99	26310	250	188	1875 30/11/99
25871	163	54.5	1408 25/11/99	25981	111	16.3	1037 29/11/99	26091	187	78	724 29/11/99	26201	115	18.3	1610 29/11/99	26311	251	214	1875 30/11/99
25872	170	58	1408 25/11/99	25982	112	17.1	1037 29/11/99	26092	188	84	724 29/11/99	26202	115	18.2	1610 29/11/99	26312	279	309	1875 30/11/99
25873	176	67	1408 25/11/99	25983	112	18	1037 29/11/99	26093	191	86	724 29/11/99	26203	116	19.8	1610 29/11/99	26313	303	385	1875 30/11/99
25874	203	107	1408 25/11/99	25984	114	17.9	1037 29/11/99	26094	192	96	724 29/11/99	26204	116	19.2	1610 29/11/99	26314	432	1371	1875 30/11/99
25875	207	115	1408 25/11/99	25985	115	18.2	1037 29/11/99	26095	192	91	724 29/11/99	26205	116	20	1610 29/11/99	26315	452	42.4	1875 30/11/99
25876	209	110	1408 25/11/99	25986	115	18.5	1037 29/11/99	26096	193	87	724 29/11/99	26206	119	20.8	1610 29/11/99	26316	457	65.2	1875 30/11/99
25877	83	-	1408 25/11/99	25987	115	17.4	1037 29/11/99	26097	111	17.1	724 29/11/99	26207	119	20.4	1610 29/11/99	26317	157	49	1875 30/11/99
25878	85	-	1408 25/11/99	25988	118	20.3	1037 29/11/99	26098	114	17.2	724 29/11/99	26208	119	20.7	1610 29/11/99	26318	158	49	1875 30/11/99
25879	93	-	1408 25/11/99	25989	119	21.3	1037 29/11/99	26099	114	16.4	724 29/11/99	26209	120	22.6	1610 29/11/99	26319	161	52.3	1875 30/11/99
25880	96	-	1408 25/11/99	25990	119	21.5	1037 29/11/99	26100	120	20	724 29/11/99	26210	120	21.6	1610 29/11/99	26320	163	54	1875 30/11/99
25881	99	-	1408 25/11/99	25991	120	20.7	1037 29/11/99	26101	123	21.8	724 29/11/99	26211	120	21.2	1610 29/11/99	26321	163	57	1875 30/11/99
25882	101	-	1408 25/11/99	25992	122	20.8	1037 29/11/99	26102	129	25.2	724 29/11/99	26212	121	20.8	1610 29/11/99	26322	163	56	1875 30/11/99
25883	101	-	1408 25/11/99	25993	123	22.5	1037 29/11/99	26103	132	28.7	724 29/11/99	26213	122	21.1	1610 29/11/99	26323	163	53	1875 30/11/99
25884	102	-	1408 25/11/99	25994	129	26.3	1037 29/11/99	26104	132	29.7	724 29/11/99	26214	123	23.6	1610 29/11/99	26324	164	56	1875 30/11/99
25885	106	-	1408 25/11/99	25995	130	27.4	1037 29/11/99	26105	135	28.6	724 29/11/99	26215	125	26.2	1610 29/11/99	26325	166	53	1875 30/11/99
25886	108	-	1408 25/11/99	25996	240	193	921 29/11/99	26106	135	28.8	724 29/11/99	26216	126	25.7	1610 29/11/99	26326	166	56	1875 30/11/99
25887	112	-	1408 25/11/99	25997	249	240	921 29/11/99	26107	136	31.7	724 29/11/99	26217	131	27.3	1610 29/11/99	26327	168	62	1875 30/11/99
25888	114	-	1408 25/11/99	25998	217	134	921 29/11/99	26108	238	210	1610 29/11/99	26218	133	-	1610 29/11/99	26328	168	57	1875 30/11/99
25889	116	-	1408 25/11/99	25999	165	55.3	921 29/11/99	26109	242	202	1610 29/11/99	26219	136	31.9	1610 29/11/99	26329	168	55	1875 30/11/99
25890	135	-	1408 25/11/99	26000	171	63	921 29/11/99	26110	205	106	1610 29/11/99	26220	140	34.5	1610 29/11/99	26330	168	58	1875 30/11/99
25891	136	-	1408 25/11/99	26001	176	68	921 29/11/99	26111	283	362	1610 29/11/99	26221	242	194	2202 29/11/99	26331	169	59	1875 30/11/99
25892	251	251	1139 25/11/99	26002	179	70	921 29/11/99	26112	219	132	1610 29/11/99	26222	247	203	2202 29/11/99	26332	169	57	1875 30/11/99
25893	353	666	1139 25/11/99	26003	191	86	921 29/11/99	26113	147	39	1610 29/11/99	26223	250	218	2202 29/11/99	26333	169	60	1875 30/11/99
25894	160	48.7	1139 25/11/99	26004	194	92	921 29/11/99	26114	149	42	1610 29/11/99	26224	299	424	2202 29/11/99	26334	171	63	1875 30/11/99
25895	176	69	1139 25/11/99	26005	199	94	921 29/11/99	26115	151	47.2	1610 29/11/99	26225	260	249	2202 29/11/99	26335	171	61	1875 30/11/99
25896	190	88	1139 25/11/99	26006	204	109	921 29/11/99	26116	151	40.7	1610 29/11/99	26226	348	584	2202 29/11/99	26336	171	60	1875 30/11/99
25897	195	96	1139 25/11/99	26007	204	109	921 29/11/99	26117	156	51.6	1610 29/11/99	26227	395	967	2202 29/11/99	26337	172	61	1875 30/11/99
25898	97	-	1139 25/11/99	26008	104	14.4	921 29/11/99	26118	156	44.8	1610 29/11/99	26228	213	121	2202 29/11/99	26338	173	61	1875 30/11/99
25899	99	-	1139 25/11/99	26009	114	17.9	921 29/11/99	26119	156	46.8	1610 29/11/99	26229	215	128	2202 29/11/99	26339	173	61	1875 30/11/99
25900	100	-	1139 25/11/99	26010	121	21.8	921 29/11/99	26120	159	50.3	1610 29/11/99	26230	151	-	2202 29/11/99	26340	174	64	1875 30/11/99
25901	100	-	1139 25/11/99	26011	122	21.4	921 29/11/99	26121	159	51.8	1610 29/11/99	26231	160	52	2202 29/11/99	26341	175	65	1875 30/11/99
25902	100	-	1139 25/11/99	26012	125	22.3	921 29/11/99	26122	160	49.3	1610 29/11/99	26232	165	56	2202 29/11/99	26342	176	64	1875 30/11/99
25903	100	-	1139 25/11/99	26013	126	23.8	921 29/11/99	26123	163	52.7	1610 29/11/99	26233	166	61	2202 29/11/99	26343	178	69	1875 30/11/99
25904	104	-	1139 25/11/99	26014	127	25.9	921 29/11/99	26124	165	56.3	1610 29/11/99	26234	168						

26399	103	13.7	1875	30/11/99	26509	182	72	1539	30/11/99
26400	103	13.6	1875	30/11/99	26510	190	84	1539	30/11/99
26401	103	13.4	1875	30/11/99	26511	190	86	1539	30/11/99
26402	103	13.8	1875	30/11/99	26512	190	83	1539	30/11/99
26403	104	13.3	1875	30/11/99	26513	191	84	1539	30/11/99
26404	104	13.3	1875	30/11/99	26514	191	92	1539	30/11/99
26405	104	13.8	1875	30/11/99	26515	192	87	1539	30/11/99
26406	104	14.2	1875	30/11/99	26516	193	87	1539	30/11/99
26407	104	13.7	1875	30/11/99	26517	199	96	1539	30/11/99
26408	104	13.8	1875	30/11/99	26518	202	104	1539	30/11/99
26409	105	14.2	1875	30/11/99	26519	209	118	1539	30/11/99
26410	105	12.8	1875	30/11/99	26520	83	-	1539	30/11/99
26411	105	13.6	1875	30/11/99	26521	94	-	1539	30/11/99
26412	105	14.2	1875	30/11/99	26522	95	-	1539	30/11/99
26413	105	13.8	1875	30/11/99	26523	95	-	1539	30/11/99
26414	106	14.6	1875	30/11/99	26524	96	-	1539	30/11/99
26415	106	15.1	1875	30/11/99	26525	97	-	1539	30/11/99
26416	106	15.5	1875	30/11/99	26526	98	-	1539	30/11/99
26417	107	15.1	1875	30/11/99	26527	99	-	1539	30/11/99
26418	107	16.3	1875	30/11/99	26528	100	-	1539	30/11/99
26419	108	15.2	1875	30/11/99	26529	101	-	1539	30/11/99
26420	108	16.5	1875	30/11/99	26530	102	-	1539	30/11/99
26421	109	15.7	1875	30/11/99	26531	102	-	1539	30/11/99
26422	109	16.1	1875	30/11/99	26532	103	-	1539	30/11/99
26423	109	16.6	1875	30/11/99	26533	104	-	1539	30/11/99
26424	109	14.8	1875	30/11/99	26534	105	-	1539	30/11/99
26425	109	15.2	1875	30/11/99	26535	105	-	1539	30/11/99
26426	110	16.8	1875	30/11/99	26536	107	-	1539	30/11/99
26427	110	15	1875	30/11/99	26537	107	-	1539	30/11/99
26428	112	12.9	1875	30/11/99	26538	108	-	1539	30/11/99
26429	112	17.4	1875	30/11/99	26539	108	-	1539	30/11/99
26430	113	17.3	1875	30/11/99	26540	108	-	1539	30/11/99
26431	115	18.4	1875	30/11/99	26541	109	-	1539	30/11/99
26432	117	18.9	1875	30/11/99	26542	109	-	1539	30/11/99
26433	117	18.9	1875	30/11/99	26543	110	-	1539	30/11/99
26434	118	20.1	1875	30/11/99	26544	110	-	1539	30/11/99
26435	119	21.2	1875	30/11/99	26545	110	-	1539	30/11/99
26436	120	21.9	1875	30/11/99	26546	110	-	1539	30/11/99
26437	120	20.7	1875	30/11/99	26547	111	-	1539	30/11/99
26438	122	21.5	1875	30/11/99	26548	112	-	1539	30/11/99
26439	122	22.3	1875	30/11/99	26549	113	-	1539	30/11/99
26440	125	23.4	1875	30/11/99	26550	113	-	1539	30/11/99
26441	127	26.9	1875	30/11/99	26551	114	-	1539	30/11/99
26442	128	25.9	1875	30/11/99	26552	114	-	1539	30/11/99
26443	130	26.8	1875	30/11/99	26553	115	-	1539	30/11/99
26444	130	25.6	1875	30/11/99	26554	115	-	1539	30/11/99
26445	135	30.1	1875	30/11/99	26555	115	-	1539	30/11/99
26446	214	134	1539	30/11/99	26556	115	-	1539	30/11/99
26447	230	154	1539	30/11/99	26557	119	-	1539	30/11/99
26448	266	240	1539	30/11/99	26558	119	-	1539	30/11/99
26449	210	130	1539	30/11/99	26559	120	-	1539	30/11/99
26450	222	167	1539	30/11/99	26560	121	-	1539	30/11/99
26451	223	150	1539	30/11/99	26561	121	-	1539	30/11/99
26452	229	162	1539	30/11/99	26562	122	-	1539	30/11/99
26453	269	253	1539	30/11/99	26563	123	-	1539	30/11/99
26454	294	342	1539	30/11/99	26564	124	-	1539	30/11/99
26455	296	360	1539	30/11/99	26565	124	-	1539	30/11/99
26456	220	137	1539	30/11/99	26566	124	-	1539	30/11/99
26457	226	150	1539	30/11/99	26567	129	-	1539	30/11/99
26458	147	43.8	1539	30/11/99	26568	129	-	1539	30/11/99
26459	154	43.1	1539	30/11/99	26569	131	-	1539	30/11/99
26460	154	39.4	1539	30/11/99	26570	134	-	1539	30/11/99
26461	156	46.8	1539	30/11/99	26571	210	137	1008	30/11/99
26462	159	48.4	1539	30/11/99	26572	240	203	1008	30/11/99
26463	160	51	1539	30/11/99	26573	244	171	1008	30/11/99
26464	161	48.5	1539	30/11/99	26574	248	221	1008	30/11/99
26465	162	51.7	1539	30/11/99	26575	260	260	1008	30/11/99
26466	162	52.6	1539	30/11/99	26576	270	248	1008	30/11/99
26467	163	56	1539	30/11/99	26577	286	361	1008	30/11/99
26468	165	58	1539	30/11/99	26578	161	48.3	1008	30/11/99
26469	165	53	1539	30/11/99	26579	164	52.7	1008	30/11/99
26470	165	52	1539	30/11/99	26580	166	57	1008	30/11/99
26471	166	55	1539	30/11/99	26581	170	56	1008	30/11/99
26472	166	57	1539	30/11/99	26582	170	60	1008	30/11/99
26473	166	56	1539	30/11/99	26583	173	65	1008	30/11/99
26474	167	56	1539	30/11/99	26584	174	70	1008	30/11/99
26475	167	59	1539	30/11/99	26585	175	63	1008	30/11/99
26476	168	63	1539	30/11/99	26586	179	74	1008	30/11/99
26477	169	61	1539	30/11/99	26587	179	71	1008	30/11/99
26478	169	53	1539	30/11/99	26588	183	70	1008	30/11/99
26479	170	58	1539	30/11/99	26589	184	75	1008	30/11/99
26480	170	59	1539	30/11/99	26590	187	85	1008	30/11/99
26481	170	63	1539	30/11/99	26591	191	79	1008	30/11/99
26482	170	59	1539	30/11/99	26592	191	85	1008	30/11/99
26483	170	56	1539	30/11/99	26593	192	82	1008	30/11/99
26484	171	63	1539	30/11/99	26594	195	95	1008	30/11/99
26485	171	64	1539	30/11/99	26595	196	99	1008	30/11/99
26486	171	62	1539	30/11/99	26596	197	89	1008	30/11/99
26487	172	68	1539	30/11/99	26597	198	100	1008	30/11/99
26488	172	60	1539	30/11/99	26598	93	-	1008	30/11/99
26489	172	58	1539	30/11/99	26599	97	-	1008	30/11/99
26490	173	64	1539	30/11/99	26600	102	-	1008	30/11/99
26491	173	64	1539	30/11/99	26601	105	-	1008	30/11/99
26492	174	66	1539	30/11/99	26602	108	-	1008	30/11/99
26493	174	66	1539	30/11/99	26603	109	-	1008	30/11/99
26494	174	69	1539	30/11/99	26604	110	-	1008	30/11/99
26495	175	68	1539	30/11/99	26605	115	-	1008	30/11/99
26496	175	67	1539	30/11/99	26606	116	-	1008	30/11/99
26497	175	65	1539	30/11/99	26607	121	-	1008	30/11/99
26498	175	63	1539	30/11/99	26608	121	-	1008	30/11/99
26499	176	68	1539	30/11/99	26609	128	-	1008	30/11/99
26500	178	70	1539	30/11/99					
26501	178	76	1539	30/11/99					
26502	178	73	1539	30/11/99					
26503	178	69	1539	30/11/99					
26504	179	72	1539	30/11/99					
26505	179	71	1539	30/11/99					
26506	180	74	1539	30/11/99					
26507	180	78	1539	30/11/99					
26508	181	70	1539	30/11/99					

Apèndix 2.

Historials per grup del marcatge-recaptura

Grup d'edat (g): 1, cohort 1997; 2, cohort 1996; 3, cohort 1995 i anteriors; 4, cohort 1998.

Codis: 1, marcats i retornats vius a la població; 2, morts o no marcats.

#	g	Campanya									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
100	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
95	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
6	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0
17	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
67	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
2	1	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0
8	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
6	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0
1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	2	0
2	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
264	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
2	1	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0
25	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
17	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0
2	1	0	0	0	0	0	0	1	0	2	0
8	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1
31	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0
1	1	0	0	0	0	0	0	1	2	0	0
2	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1
2	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0
2	1	0	0	0	0	0	0	1	1	2	0
1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
936	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
90	1	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0
16	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1
23	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0
7	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1
23	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0
2	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1
77	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0
1	1	0	0	0	0	0	1	2	0	0	0
6	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1
8	1	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0
1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1
2	1	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0
1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1
3	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1	0
1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1
817	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
180	1	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0
8	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
13	1	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0
1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	2	0
4	1	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1
9	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
2	1	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0
49	1	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0
3	1	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1
2	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0
1	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	1
9	1	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0
2	1	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0
157	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0
5	1	0	0	0	0	1	2	0	0	0	0
3	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1
5	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1
8	1	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0
1	1	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1
1	1	0	0	0	0	1	1	0	1	1	0
15	1	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0
1	1	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1
3	1	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0
1	1	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0

868	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
37	1	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
3	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
13	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0
1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	2	0
11	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0
48	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
1	1	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1
4	1	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0
149	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0
16	1	0	0	0	1	0	2	0	0	0	0
4	1	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0
1	1	0	0	0	1	0	1	0	0	2	0
1	1	0	0	0	1	0	1	0	0	1	1
3	1	0	0	0	1	0	1	0	1	0	0
13	1	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0
1	1	0	0	0	1	0	1	1	0	0	1
2	1	0	0	0	1	0	1	1	0	1	1
2	1	0	0	0	1	0	1	1	1	0	0
145	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0
35	1	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0
6	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0
2	1	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0
1	1	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0
9	1	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0
1	1	0	0	0	1	1	0	1	1	0	0
26	1	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0
2	1	0	0	0	1	1	2	0	0	0	0
1	1	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1
1	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0
1	1	0	0	0	1	1	1	0	1	1	0
2	1	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0
1	1	0	0	0	1	1	1	1	0	1	0
736	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
11	1	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0
4	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
4	1	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0
1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2	0
2	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0
2	1	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0
20	1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
1	1	0	0	1	0	0	0	1	0	1	0
6	1	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0
96	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
12	1	0	0	1	0	0	2	0	0	0	0
1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1
1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0
9	1	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0
1	1	0	0	1	0	0	1	1	0	1	1
1	1	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0
109	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
36	1	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0
1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0
3	1	0	0	1	0	1	0	0	1	0	0
2	1	0	0	1	0	1	0	0	1	1	0
8	1	0	0	1	0	1	0	1	0	1	0
1	1	0	0	1	0	1	0	1	0	0	1
1	1	0	0	1	0	1	0	1	0	1	0
1	1	0	0	1	0	1	0	1	1	0	0
19	1	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0
2	1	0	0	1	0	1	2	0	0	0	0
2	1	0	0	1	0	1	1	0	0	1	1
2	1	0	0	1	0	1	1	0	1	0	0
1	1	0	0	1	0	1	1	1	0	0	1
1	1	0	0	1	0	1	1	1	0	1	1
136	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
4	1	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0
2	1	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0
4	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0
6	1	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0
1	1	0	0	1	1	0	0	1	1	0	1
38	1	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0
2	1	0	0	1	1	0	2	0	0	0	0
1	1	0	0	1	1	0	1	0	1	0	0
1	1	0	0	1	1	0	1	0	1	1	0
1	1	0	0	1	1	0	1	1	0	0	0
27	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0
9	1	0	0	1	1	2	0	0	0	0	0

1 1 0 0 1 1 1 0 1 1 0 0
 4 1 0 0 1 1 1 1 0 0 0 0
 1 1 0 0 1 1 1 2 0 0 0 0
 1 1 0 0 1 1 1 1 0 0 1 0
 1 1 0 0 1 1 1 1 1 0 0 0
 843 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0
 161 1 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0
 4 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 1
 5 1 0 1 0 0 0 0 0 0 1 0
 1 1 0 1 0 0 0 0 0 0 2 0
 1 1 0 1 0 0 0 0 0 0 1 1
 3 1 0 1 0 0 0 0 0 1 0 0
 1 1 0 1 0 0 0 0 0 1 1 0
 18 1 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0
 3 1 0 1 0 0 0 0 1 0 0 1
 5 1 0 1 0 0 0 0 1 0 1 0
 2 1 0 1 0 0 0 0 1 1 1 0
 93 1 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0
 3 1 0 1 0 0 0 2 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 0 1 0 0 0 1
 4 1 0 1 0 0 0 1 0 0 1 0
 5 1 0 1 0 0 0 1 0 1 0 0
 8 1 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 0 1 1 0 1 1
 1 1 0 1 0 0 0 1 1 1 0 0
 88 1 0 1 0 0 1 0 0 0 0 0 0
 20 1 0 1 0 0 2 0 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 1 0 0 0 0 1
 1 1 0 1 0 0 1 0 0 0 1 0
 4 1 0 1 0 0 1 0 1 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 1 0 1 1 1 1
 23 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 1 0
 1 1 0 1 0 0 1 1 0 1 0 0
 2 1 0 1 0 0 1 1 1 0 0 0
 1 1 0 1 0 0 1 1 1 0 1 0
 1 1 0 1 0 0 1 1 1 1 1 1
 107 1 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 2 0 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 1 0 0 0 0 1 0
 1 1 0 1 0 1 0 0 0 0 1 1
 1 1 0 1 0 1 0 0 0 1 0 0
 1 1 0 1 0 1 0 0 1 0 0 0
 24 1 0 1 0 1 0 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 1 0 1 0 1 0 0
 2 1 0 1 0 1 0 1 1 0 0 0
 21 1 0 1 0 1 1 0 0 0 0 0
 5 1 0 1 0 1 2 0 0 0 0 0
 3 1 0 1 0 1 1 0 0 0 1 0
 1 1 0 1 0 1 1 0 1 0 0 0
 4 1 0 1 0 1 1 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 0 1 1 1 1 1 0 0
 125 1 0 1 1 0 0 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 2 0 0 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 1 0 0 0 0 0 1
 3 1 0 1 1 0 0 0 0 1 0
 4 1 0 1 1 0 0 0 1 0 0 0
 30 1 0 1 1 0 0 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 1 0 0 1 0 0 0 1
 1 1 0 1 1 0 0 1 1 0 0 0
 2 1 0 1 1 0 0 1 1 0 1 0
 1 1 0 1 1 0 0 1 1 1 0 0
 20 1 0 1 1 0 1 0 0 0 0 0
 9 1 0 1 1 0 2 0 0 0 0 0
 1 1 0 1 1 0 1 0 0 0 1 0
 1 1 0 1 1 0 1 0 0 1 0 0
 3 1 0 1 1 0 1 0 1 0 0 0
 9 1 0 1 1 0 1 1 0 0 0 0
 1 1 0 1 1 0 1 2 0 0 0 0
 1 1 0 1 1 0 1 1 0 0 1 0
 1 1 0 1 1 0 1 1 1 0 1 0
 51 1 0 1 1 1 0 0 0 0 0 0
 2 1 0 1 1 2 0 0 0 0 0
 2 1 0 1 1 1 0 0 1 0 0 0
 7 1 0 1 1 1 0 1 0 0 0 0
 10 1 0 1 1 1 1 0 0 0 0 0
 4 1 0 1 1 1 1 0 0 0 0
 288 1 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0
 162 1 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0

1 1 1 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 1 1 1 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 1 1 1 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 3 1 1 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 1 1 1 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 11 1 1 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0
 1 1 1 0 0 0 0 2 0 0 0 0
 2 1 1 0 0 0 0 1 0 0 1 0
 1 1 1 0 0 0 0 1 1 0 0 1
 7 1 1 0 0 0 1 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 0 1 1 1 0 0 0
 10 1 1 0 0 1 0 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 2 0 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 1 0 0 0 0 1 0
 1 1 1 0 0 1 0 0 1 0 0 0
 3 1 1 0 0 1 0 1 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 1 0 1 1 0 0 0
 4 1 1 0 0 1 1 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 1 2 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 0 1 1 0 0 0 1 0
 1 1 1 0 0 1 1 0 1 0 1 0
 1 1 1 0 0 1 1 1 0 1 0 0
 7 1 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0
 1 1 1 0 1 0 0 0 0 1 0 0
 3 1 1 0 1 0 0 1 0 0 0 0
 1 1 1 0 1 0 0 1 0 0 1 0
 1 1 1 0 1 0 0 1 0 1 0 1
 1 1 1 0 1 0 0 1 1 0 1 0
 7 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 1 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 3 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 1 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 1 1 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 19 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1
 15 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1
 8 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 2
 11 2 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 3 2 0 0 0 0 0 0 0 0 2 0
 1 2 0 0 0 0 0 0 0 0 1 2
 1 2 0 0 0 0 0 0 0 0 1 1
 53 2 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 4 2 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 4 2 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 1 2 0 0 0 0 0 0 0 1 1 0
 72 2 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0
 2 2 0 0 0 0 0 0 2 0 0 0
 3 2 0 0 0 0 0 0 1 0 0 1
 5 2 0 0 0 0 0 0 1 0 0 1
 2 2 0 0 0 0 0 0 1 0 0 1
 2 2 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 0 0 0 0 0 0 1 0 1 1
 8 2 0 0 0 0 0 0 1 1 0 0
 2 2 0 0 0 0 0 0 1 1 0 0
 1 2 0 0 0 0 0 0 1 1 0 0
 1 2 0 0 0 0 0 0 1 1 1 1
 119 2 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0
 8 2 0 0 0 0 2 0 0 0 0 0
 3 2 0 0 0 0 1 0 0 0 0 1
 3 2 0 0 0 0 1 0 0 0 1 0
 1 2 0 0 0 0 1 0 0 0 2 0
 7 2 0 0 0 0 1 0 0 1 0 0
 1 2 0 0 0 0 1 0 0 1 1 0
 2 2 0 0 0 0 1 0 1 0 0 0
 3 2 0 0 0 0 1 0 1 0 1 0
 1 2 0 0 0 0 1 0 1 0 1 1
 3 2 0 0 0 0 1 0 1 1 0 0
 16 2 0 0 0 0 0 1 1 0 0 0
 1 2 0 0 0 0 0 1 1 0 0 1

1 2 0 0 0 0 1 1 0 0 1 0
 2 2 0 0 0 0 1 1 1 0 0 0
 104 2 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0
 2 2 0 0 0 1 0 0 0 0 0 1
 3 2 0 0 0 1 0 0 0 0 1 0
 4 2 0 0 0 1 0 0 0 1 0 0
 3 2 0 0 0 1 0 0 1 0 0 0
 21 2 0 0 0 1 0 1 0 0 0 0
 1 2 0 0 0 1 0 1 0 1 0 0
 3 2 0 0 0 1 0 1 1 0 0 0
 1 2 0 0 0 1 0 1 1 0 1 0
 26 2 0 0 0 1 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 0 0 1 1 0 0 1 0 0
 2 2 0 0 0 1 1 0 1 0 0 0
 1 2 0 0 0 1 1 2 0 0 0 0
 1 2 0 0 0 1 1 1 0 0 1 1
 1 2 0 0 0 1 1 1 1 0 0 0
 167 2 0 0 1 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 0 0 2 0 0 0 0 0 0 0
 2 2 0 0 1 0 0 0 0 0 0 1
 4 2 0 0 1 0 0 0 0 0 1 0
 2 2 0 0 1 0 0 0 0 1 0 0
 4 2 0 0 1 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 0 0 1 0 1 0
 18 2 0 0 1 0 0 1 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 0 2 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 0 1 0 1 0 0
 1 2 0 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 26 2 0 0 1 0 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 1 0 0 1 0 0
 1 2 0 0 1 0 1 0 1 0 0 1
 4 2 0 0 1 0 1 1 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 1 1 0 0 1 0
 1 2 0 0 1 0 1 1 1 0 0 0
 1 2 0 0 1 0 1 1 1 0 0 1
 28 2 0 0 1 1 0 0 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 1 0 0 0 0 0 1
 2 2 0 0 1 1 0 0 0 0 1 0
 1 2 0 0 1 1 0 0 0 1 0 0
 2 2 0 0 1 1 0 0 1 0 0 0
 1 2 0 0 1 1 0 0 1 0 1 0
 11 2 0 0 1 1 0 1 0 0 0 0
 9 2 0 0 1 1 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 0 1 1 1 1 0 0 0 0
 215 2 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0
 16 2 0 2 0 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 0 0 0 0 0 1
 1 2 0 1 0 0 0 0 0 1 0 0
 1 2 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0
 8 2 0 1 0 0 0 0 1 0 0 0
 16 2 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 0 0 1 0 0 0 1
 3 2 0 1 0 0 0 1 1 0 0 0
 1 2 0 1 0 0 0 1 1 0 1 1
 23 2 0 1 0 0 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 0 1 0 0 0 1 0
 2 2 0 1 0 0 1 0 0 1 0 0
 1 2 0 1 0 0 1 0 1 1 1 0
 3 2 0 1 0 0 1 1 0 0 0 0
 22 2 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 1 0 0 0 0 0 1
 1 2 0 1 0 1 0 0 0 0 1 0
 2 2 0 1 0 1 0 0 1 0 0 0
 7 2 0 1 0 1 0 1 0 0 0 0
 6 2 0 1 0 1 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 1 1 1 0 0 0 0
 1 2 0 1 0 1 1 1 0 0 1 0
 1 2 0 1 0 1 1 1 1 0 0 0
 38 2 0 1 1 0 0 0 0 0 0 0
 2 2 0 1 1 0 0 0 0 0 1 0
 1 2 0 1 1 0 0 0 0 1 0 0
 3 2 0 1 1 0 0 0 1 0 0 0
 5 2 0 1 1 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 0 1 1 0 0 2 0 0 0 0
 1 2 0 1 1 0 0 1 0 0 1 0
 7 2 0 1 1 0 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 1 0 1 1 0 0 0 0
 1 2 0 1 1 0 1 1 0 0 0 0
 1 2 0 1 1 0 1 1 0 1 0 0

1 2 0 1 1 0 1 1 1 0 0 0
 11 2 0 1 1 1 0 0 0 0 0 0
 7 2 0 1 1 1 1 0 0 0 0 0
 1 2 0 1 1 1 1 1 0 0 0 0
 387 2 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0
 55 2 2 0 0 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 5 2 1 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 4 2 1 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 0 0 1 1 0
 12 2 1 0 0 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 0 1 0 0 1
 1 2 1 0 0 0 0 0 1 1 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 0 1 1 1 0
 16 2 1 0 0 0 0 1 0 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 2 0 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 0 1 0 1 0 0
 3 2 1 0 0 0 0 1 1 0 0 0
 3 2 1 0 0 0 0 1 1 0 0 0
 4 2 1 0 0 0 1 0 0 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 1 0 0 0 0 1
 1 2 1 0 0 0 1 0 0 0 0 1
 1 2 1 0 0 0 1 0 0 0 0 1
 3 2 1 0 0 0 1 0 1 0 0 0
 1 2 1 0 0 0 1 0 1 0 1 0
 1 2 1 0 0 0 1 0 1 1 0 0
 5 2 1 0 0 0 1 1 0 0 0 0
 3 2 1 0 0 0 1 1 1 0 0 0
 18 2 1 0 0 1 0 0 0 0 0 0
 1 2 1 0 2 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 1 0 1 0 0 0 0 0 0 1
 1 2 1 0 1 0 0 0 0 1 0 0
 7 2 1 0 1 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 1 0 1 0 0 0 1 0 1 0
 1 2 1 0 1 0 0 0 1 1 0 0
 6 2 1 0 1 0 0 1 0 0 0 0
 2 2 1 0 1 0 0 1 1 0 0 0
 1 2 1 0 1 1 0 0 0 0 0 1
 2 2 1 0 1 1 0 0 0 0 0 0
 2 2 1 0 1 1 0 0 0 0 0 0
 2 2 1 0 1 1 0 0 0 0 0 0
 32 2 1 1 0 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 0 0 0 1 0
 2 2 1 1 0 0 0 0 0 1 1 0
 1 2 1 1 0 0 0 0 0 1 1 1
 3 2 1 1 0 0 0 0 1 0 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 0 1 0 0 1
 1 2 1 1 0 0 0 0 1 1 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 0 1 1 1 1
 7 2 1 1 0 0 0 1 0 0 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 1 0 1 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 1 1 0 0 0
 1 2 1 1 0 0 0 1 1 1 0 0
 4 2 1 1 0 0 0 1 1 0 0 0
 2 2 1 1 0 0 0 1 1 0 0 0
 10 2 1 1 1 0 0 0 0 0 0 0
 1 2 1 1 1 0 0 0 0 0 1 0
 1 2 1 1 1 0 0 0 0 1 0 0
 4 2 1 1 1 0 0 0 0 1 0 0
 1 2 1 1 1 0 0 0 0 1 0 0
 1 2 1 1 1 1 0 0 0 1 0 0
 1 2 1 1 1 1 0 0 0 1 0 0
 1 2 1 1 1 1 1 0 0 0 0 0
 20 3 0 0 0 0 0 0 0 0 1
 9 3 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0
 28 3 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0
 3 3 0 0 0 0 0 0 1 1 1
 32 3 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0
 2 3 0 0 0 0 0 2 0 0 0 0
 2 3 0 0 0 0 0 1 0 0 1
 1 3 0 0 0 0 0 1 0 0 2
 2 3 0 0 0 0 0 1 0 1 0
 1 3 0 0 0 0 0 1 0 1 1
 5 3 0 0 0 0 0 1 1 0 0
 2 3 0 0 0 0 0 1 1 0 1
 1 3 0 0 0 0 0 1 1 1 0
 46 3 0 0 0 0 1 0 0 0 0
 4 3 0 0 0 0 1 0 0 0 1
 5 3 0 0 0 0 1 0 1 0 0

Apèndix 3.

Longituds a l'edat

Edat assignada mitjançant otòlits o escates. Data d'eniversari fixada a l'1 de juny.

Cas	Long.	Edat												
			68	139	0,50	147	133	1,04	226	179	1,17	305	183	1,46
			69	141	0,50	148	135	1,04	227	175	1,17	306	178	1,46
			70	124	0,50	149	192	1,05	228	186	1,18	307	165	1,46
			71	119	0,50	150	155	1,06	229	186	1,18	308	169	1,46
			72	119	0,50	151	147	1,06	230	172	1,18	309	184	1,46
			73	130	0,50	152	125	1,06	231	180	1,18	310	155	1,46
			74	124	0,50	153	120	1,06	232	188	1,29	311	164	1,46
			75	115	0,50	154	120	1,06	233	198	1,29	312	179	1,46
			76	112	0,50	155	137	1,06	234	134	1,30	313	180	1,46
			77	107	0,50	156	126	1,06	235	191	1,33	314	199	1,46
			78	125	0,50	157	132	1,06	236	185	1,34	315	165	1,46
			79	111	0,50	158	127	1,06	237	206	1,34	316	163	1,46
			80	129	0,50	159	130	1,06	238	211	1,34	317	179	1,46
			81	136	0,50	160	123	1,06	239	212	1,34	318	176	1,46
			82	128	0,50	161	123	1,06	240	209	1,34	319	176	1,46
			83	112	0,50	162	126	1,06	241	199	1,34	320	165	1,46
			84	145	0,50	163	123	1,06	242	213	1,34	321	176	1,46
			85	110	0,50	164	120	1,06	243	181	1,34	322	209	1,46
			86	123	0,50	165	174	1,06	244	218	1,39	323	152	1,46
			87	112	0,50	166	160	1,08	245	200	1,39	324	207	1,46
			88	106	0,68	167	175	1,14	246	196	1,39	325	222	1,46
			89	137	0,68	168	190	1,14	247	195	1,39	326	159	1,46
			90	139	0,68	169	164	1,16	248	166	1,43	327	159	1,46
			91	121	0,68	170	162	1,16	249	187	1,43	328	152	1,46
			92	131	0,68	171	165	1,16	250	159	1,46	329	162	1,46
			93	113	0,68	172	91	1,16	251	159	1,46	330	157	1,46
			94	105	0,69	173	182	1,16	252	165	1,46	331	173	1,46
			95	125	0,69	174	170	1,16	253	173	1,46	332	182	1,46
			96	117	0,69	175	194	1,16	254	196	1,46	333	180	1,46
			97	129	0,71	176	186	1,16	255	192	1,46	334	170	1,46
			98	130	0,71	177	177	1,16	256	179	1,46	335	175	1,46
			99	147	0,71	178	173	1,16	257	196	1,46	336	186	1,46
			100	123	0,71	179	166	1,16	258	182	1,46	337	191	1,46
			101	115	0,71	180	158	1,16	259	163	1,46	338	196	1,46
			102	143	0,78	181	173	1,16	260	179	1,46	339	176	1,46
			103	114	0,78	182	177	1,16	261	188	1,46	340	152	1,46
			104	114	0,78	183	170	1,16	262	167	1,46	341	185	1,46
			105	132	0,78	184	167	1,16	263	164	1,46	342	177	1,46
			106	141	0,78	185	157	1,16	264	167	1,46	343	250	1,46
			107	114	0,78	186	161	1,16	265	161	1,46	344	202	1,46
			108	113	0,78	187	162	1,16	266	171	1,46	345	144	1,46
			109	109	0,78	188	162	1,16	267	167	1,46	346	184	1,46
			110	114	0,78	189	153	1,16	268	178	1,46	347	191	1,46
			111	113	0,78	190	155	1,16	269	150	1,46	348	180	1,46
			112	106	0,78	191	144	1,16	270	173	1,46	349	169	1,46
			113	95	0,78	192	170	1,16	271	156	1,46	350	181	1,46
			114	107	0,78	193	161	1,16	272	161	1,46	351	177	1,46
			115	117	0,78	194	163	1,16	273	221	1,46	352	174	1,46
			116	105	0,78	195	155	1,16	274	178	1,46	353	167	1,46
			117	107	0,83	196	160	1,16	275	176	1,46	354	160	1,46
			118	130	0,83	197	165	1,16	276	168	1,46	355	170	1,46
			119	111	0,83	198	158	1,16	277	170	1,46	356	155	1,46
			120	116	0,83	199	153	1,16	278	196	1,46	357	165	1,46
			121	98	0,83	200	153	1,16	279	186	1,46	358	162	1,46
			122	136	0,84	201	166	1,16	280	180	1,46	359	175	1,46
			123	114	0,87	202	158	1,16	281	175	1,46	360	164	1,46
			124	118	0,87	203	154	1,16	282	168	1,46	361	206	1,46
			125	121	0,90	204	153	1,16	283	194	1,46	362	181	1,46
			126	113	0,90	205	156	1,16	284	183	1,46	363	179	1,46
			127	117	0,90	206	149	1,16	285	184	1,46	364	182	1,46
			128	115	0,90	207	154	1,16	286	165	1,46	365	161	1,46
			129	153	0,96	208	143	1,16	287	187	1,46	366	174	1,46
			130	132	0,96	209	145	1,16	288	165	1,46	367	182	1,46
			131	134	0,96	210	150	1,16	289	175	1,46	368	153	1,46
			132	138	1,04	211	143	1,16	290	175	1,46	369	164	1,46
			133	130	1,04	212	140	1,16	291	170	1,46	370	160	1,46
			134	127	1,04	213	174	1,16	292	159	1,46	371	162	1,46
			135	125	1,04	214	186	1,16	293	155	1,46	372	150	1,46
			136	137	1,04	215	170	1,16	294	184	1,46	373	158	1,46
			137	133	1,04	216	175	1,17	295	169	1,46	374	155	1,46
			138	148	1,04	217	192	1,17	296	165	1,46	375	173	1,46
			139	126	1,04	218	185	1,17	297	166	1,46	376	166	1,46
			140	153	1,04	219	194	1,17	298	166	1,46	377	185	1,46
			141	128	1,04	220	180	1,17	299	153	1,46	378	152	1,46
			142	117	1,04	221	173	1,17	300	180	1,46	379	175	1,46
			143	117	1,04	222	183	1,17	301	155	1,46	380	156	1,46
			144	121	1,04	223	174	1,17	302	161	1,46	381	182	1,46
			145	115	1,04	224	188	1,17	303	175	1,46	382	173	1,46
			146	111	1,04	225	166	1,17	304	183	1,46	383	166	1,46

384	171	1,46	463	187	1,69	542	286	2,33	621	231	2,46	700	229	2,48
385	143	1,46	464	206	1,71	543	270	2,33	622	242	2,46	701	216	2,48
386	188	1,46	465	190	1,71	544	256	2,33	623	273	2,47	702	263	2,48
387	178	1,46	466	165	1,75	545	278	2,33	624	258	2,47	703	245	2,48
388	175	1,46	467	205	1,78	546	249	2,34	625	233	2,47	704	231	2,48
389	162	1,46	468	216	1,78	547	234	2,34	626	272	2,47	705	223	2,48
390	190	1,46	469	195	1,78	548	251	2,34	627	254	2,47	706	246	2,48
391	178	1,46	470	208	1,78	549	246	2,34	628	278	2,47	707	230	2,48
392	165	1,46	471	226	1,83	550	258	2,34	629	267	2,47	708	215	2,48
393	167	1,46	472	196	1,83	551	197	2,39	630	239	2,47	709	223	2,48
394	165	1,46	473	206	1,83	552	243	2,43	631	234	2,47	710	227	2,48
395	193	1,46	474	218	1,89	553	254	2,43	632	248	2,47	711	244	2,48
396	175	1,46	475	212	1,90	554	283	2,43	633	248	2,47	712	222	2,48
397	177	1,46	476	188	1,93	555	172	2,46	634	229	2,47	713	225	2,48
398	162	1,46	477	197	1,93	556	166	2,46	635	229	2,47	714	223	2,48
399	173	1,46	478	142	1,93	557	248	2,46	636	241	2,47	715	219	2,48
400	177	1,46	479	128	1,93	558	177	2,46	637	226	2,47	716	260	2,48
401	170	1,46	480	221	1,96	559	243	2,46	638	250	2,47	717	250	2,48
402	166	1,46	481	203	1,96	560	252	2,46	639	238	2,47	718	299	2,48
403	152	1,46	482	222	2,02	561	280	2,46	640	248	2,47	719	276	2,48
404	210	1,46	483	198	2,04	562	273	2,46	641	234	2,47	720	280	2,48
405	165	1,46	484	218	2,04	563	304	2,46	642	223	2,47	721	265	2,48
406	176	1,46	485	186	2,04	564	207	2,46	643	226	2,47	722	266	2,48
407	179	1,46	486	246	2,04	565	174	2,46	644	240	2,47	723	267	2,48
408	167	1,46	487	213	2,04	566	221	2,46	645	256	2,47	724	239	2,48
409	175	1,46	488	242	2,04	567	226	2,46	646	233	2,47	725	249	2,48
410	177	1,46	489	236	2,04	568	239	2,46	647	234	2,47	726	258	2,48
411	151	1,46	490	257	2,05	569	238	2,46	648	223	2,47	727	261	2,48
412	183	1,46	491	230	2,05	570	226	2,46	649	236	2,47	728	240	2,48
413	192	1,46	492	254	2,05	571	205	2,46	650	236	2,47	729	288	2,48
414	183	1,46	493	250	2,05	572	282	2,46	651	212	2,47	730	269	2,48
415	167	1,46	494	197	2,05	573	265	2,46	652	264	2,47	731	267	2,48
416	168	1,46	495	206	2,05	574	265	2,46	653	277	2,47	732	247	2,48
417	179	1,46	496	254	2,06	575	242	2,46	654	236	2,47	733	267	2,48
418	188	1,46	497	221	2,06	576	244	2,46	655	263	2,47	734	284	2,48
419	164	1,46	498	242	2,06	577	277	2,46	656	260	2,47	735	254	2,48
420	183	1,46	499	214	2,06	578	245	2,46	657	246	2,47	736	251	2,48
421	150	1,46	500	245	2,06	579	238	2,46	658	217	2,47	737	238	2,48
422	191	1,46	501	266	2,07	580	231	2,46	659	236	2,47	738	270	2,48
423	149	1,46	502	215	2,08	581	202	2,46	660	246	2,47	739	262	2,48
424	157	1,46	503	259	2,08	582	215	2,46	661	274	2,47	740	259	2,48
425	177	1,46	504	255	2,08	583	241	2,46	662	267	2,47	741	225	2,48
426	175	1,46	505	247	2,08	584	230	2,46	663	273	2,47	742	233	2,48
427	172	1,46	506	261	2,08	585	255	2,46	664	272	2,47	743	232	2,49
428	173	1,46	507	243	2,08	586	251	2,46	665	272	2,48	744	280	2,49
429	167	1,46	508	228	2,09	587	237	2,46	666	272	2,48	745	314	2,49
430	178	1,46	509	270	2,16	588	241	2,46	667	267	2,48	746	251	2,49
431	153	1,46	510	240	2,16	589	257	2,46	668	272	2,48	747	252	2,49
432	170	1,46	511	260	2,16	590	263	2,46	669	253	2,48	748	260	2,49
433	175	1,46	512	269	2,16	591	260	2,46	670	274	2,48	749	227	2,50
434	205	1,46	513	248	2,16	592	254	2,46	671	272	2,48	750	260	2,50
435	178	1,46	514	241	2,16	593	235	2,46	672	262	2,48	751	265	2,50
436	184	1,46	515	259	2,16	594	265	2,46	673	221	2,48	752	247	2,50
437	174	1,46	516	230	2,16	595	285	2,46	674	262	2,48	753	223	2,50
438	172	1,46	517	204	2,16	596	281	2,46	675	223	2,48	754	238	2,50
439	183	1,46	518	200	2,17	597	258	2,46	676	262	2,48	755	242	2,50
440	184	1,46	519	240	2,17	598	258	2,46	677	276	2,48	756	283	2,50
441	180	1,46	520	244	2,17	599	248	2,46	678	233	2,48	757	205	2,50
442	212	1,46	521	231	2,17	600	235	2,46	679	238	2,48	758	235	2,50
443	211	1,46	522	211	2,18	601	250	2,46	680	223	2,48	759	246	2,50
444	245	1,46	523	303	2,18	602	306	2,46	681	233	2,48	760	249	2,50
445	254	1,46	524	302	2,29	603	305	2,46	682	249	2,48	761	240	2,50
446	210	1,47	525	303	2,29	604	287	2,46	683	244	2,48	762	250	2,50
447	211	1,47	526	284	2,29	605	245	2,46	684	222	2,48	763	242	2,50
448	199	1,47	527	223	2,29	606	218	2,46	685	266	2,48	764	244	2,50
449	182	1,47	528	251	2,29	607	231	2,46	686	219	2,48	765	240	2,50
450	226	1,47	529	303	2,30	608	233	2,46	687	242	2,48	766	270	2,50
451	229	1,47	530	297	2,30	609	225	2,46	688	241	2,48	767	260	2,50
452	215	1,47	531	312	2,31	610	243	2,46	689	232	2,48	768	248	2,50
453	195	1,48	532	299	2,31	611	234	2,46	690	256	2,48	769	210	2,50
454	229	1,50	533	265	2,31	612	218	2,46	691	260	2,48	770	251	2,50
455	211	1,50	534	284	2,31	613	218	2,46	692	297	2,48	771	250	2,50
456	209	1,50	535	258	2,31	614	269	2,46	693	295	2,48	772	237	2,50
457	224	1,50	536	255	2,31	615	264	2,46	694	284	2,48	773	269	2,50
458	206	1,50	537	266	2,31	616	243	2,46	695	235	2,48	774	266	2,50
459	188	1,50	538	266	2,32	617	255	2,46	696	211	2,48	775	222	2,50
460	215	1,50	539	277	2,32	618	257	2,46	697	233	2,48	776	214	2,50
461	202	1,68	540	267	2,32	619	248	2,46	698	270	2,48	777	230	2,50
462	226	1,68	541	292	2,32	620	235	2,46	699	246	2,48	778	210	2,50

779	229	2,50	858	279	2,84	937	256	3,06	1016	240	3,47	1095	360	3,68
780	223	2,50	859	260	2,84	938	270	3,07	1017	301	3,47	1096	300	3,68
781	261	2,50	860	278	2,84	939	282	3,07	1018	301	3,47	1097	324	3,69
782	255	2,50	861	279	2,84	940	260	3,08	1019	345	3,47	1098	325	3,69
783	251	2,50	862	282	2,84	941	332	3,08	1020	318	3,47	1099	279	3,69
784	270	2,50	863	274	2,84	942	267	3,08	1021	340	3,47	1100	309	3,69
785	280	2,50	864	279	2,84	943	304	3,08	1022	311	3,47	1101	362	3,69
786	263	2,50	865	287	2,84	944	279	3,08	1023	322	3,47	1102	330	3,69
787	303	2,50	866	285	2,84	945	304	3,08	1024	306	3,47	1103	285	3,69
788	291	2,50	867	297	2,87	946	347	3,09	1025	300	3,47	1104	259	3,69
789	261	2,50	868	280	2,87	947	290	3,09	1026	352	3,48	1105	314	3,70
790	251	2,50	869	268	2,87	948	312	3,09	1027	352	3,48	1106	341	3,70
791	284	2,50	870	270	2,87	949	301	3,09	1028	280	3,48	1107	264	3,70
792	320	2,50	871	287	2,87	950	278	3,09	1029	280	3,48	1108	285	3,70
793	256	2,50	872	275	2,89	951	303	3,09	1030	281	3,48	1109	332	3,70
794	296	2,50	873	285	2,89	952	352	3,16	1031	261	3,48	1110	290	3,71
795	302	2,51	874	314	2,89	953	289	3,16	1032	307	3,48	1111	357	3,71
796	269	2,51	875	306	2,89	954	289	3,16	1033	252	3,48	1112	341	3,71
797	268	2,67	876	272	2,89	955	283	3,16	1034	280	3,48	1113	337	3,71
798	304	2,67	877	265	2,89	956	335	3,16	1035	274	3,48	1114	319	3,71
799	282	2,67	878	305	2,89	957	295	3,16	1036	299	3,48	1115	290	3,71
800	261	2,67	879	290	2,89	958	267	3,16	1037	292	3,48	1116	409	3,72
801	276	2,67	880	276	2,89	959	283	3,16	1038	265	3,48	1117	317	3,75
802	241	2,67	881	256	2,89	960	288	3,16	1039	264	3,48	1118	353	3,75
803	240	2,67	882	252	2,89	961	256	3,16	1040	269	3,48	1119	300	3,78
804	263	2,67	883	285	2,89	962	295	3,16	1041	256	3,48	1120	344	3,83
805	253	2,68	884	260	2,90	963	251	3,16	1042	379	3,48	1121	312	3,83
806	274	2,68	885	278	2,90	964	289	3,17	1043	256	3,48	1122	261	3,84
807	252	2,68	886	305	2,90	965	279	3,17	1044	239	3,48	1123	335	3,84
808	250	2,68	887	277	2,90	966	354	3,17	1045	263	3,48	1124	291	3,84
809	259	2,68	888	264	2,90	967	307	3,18	1046	295	3,48	1125	277	3,84
810	254	2,68	889	251	2,90	968	328	3,18	1047	278	3,48	1126	309	3,84
811	282	2,68	890	263	2,90	969	320	3,18	1048	261	3,48	1127	301	3,84
812	273	2,68	891	254	2,90	970	278	3,29	1049	283	3,48	1128	395	3,84
813	283	2,68	892	260	2,96	971	296	3,30	1050	262	3,48	1129	348	3,84
814	296	2,68	893	263	2,96	972	266	3,30	1051	284	3,48	1130	286	3,87
815	287	2,69	894	265	2,96	973	341	3,30	1052	266	3,48	1131	270	3,87
816	273	2,69	895	297	3,02	974	342	3,30	1053	278	3,48	1132	265	3,87
817	292	2,69	896	281	3,02	975	288	3,30	1054	340	3,48	1133	290	3,87
818	278	2,69	897	308	3,02	976	260	3,30	1055	289	3,48	1134	290	3,87
819	283	2,69	898	305	3,02	977	296	3,32	1056	294	3,48	1135	296	3,87
820	251	2,69	899	289	3,02	978	281	3,33	1057	277	3,48	1136	286	3,87
821	260	2,69	900	259	3,02	979	293	3,33	1058	301	3,48	1137	279	3,89
822	249	2,69	901	275	3,04	980	312	3,33	1059	330	3,48	1138	291	3,89
823	265	2,70	902	272	3,04	981	316	3,33	1060	327	3,48	1139	276	3,89
824	267	2,70	903	259	3,04	982	315	3,43	1061	288	3,48	1140	300	3,89
825	277	2,70	904	246	3,04	983	330	3,43	1062	231	3,48	1141	367	3,89
826	268	2,71	905	240	3,04	984	334	3,43	1063	295	3,48	1142	274	3,89
827	253	2,71	906	293	3,04	985	340	3,43	1064	327	3,48	1143	271	3,90
828	258	2,71	907	282	3,04	986	285	3,43	1065	302	3,48	1144	274	3,96
829	251	2,71	908	304	3,04	987	276	3,43	1066	353	3,48	1145	374	4,02
830	255	2,71	909	266	3,04	988	273	3,46	1067	278	3,50	1146	285	4,02
831	277	2,71	910	241	3,04	989	318	3,46	1068	260	3,50	1147	333	4,02
832	292	2,71	911	262	3,05	990	264	3,46	1069	247	3,50	1148	327	4,02
833	322	2,72	912	258	3,05	991	320	3,46	1070	348	3,50	1149	401	4,04
834	274	2,72	913	268	3,05	992	305	3,46	1071	299	3,50	1150	270	4,04
835	275	2,72	914	287	3,05	993	267	3,46	1072	293	3,50	1151	412	4,04
836	263	2,72	915	295	3,05	994	260	3,46	1073	279	3,50	1152	324	4,05
837	255	2,72	916	295	3,05	995	258	3,46	1074	242	3,50	1153	302	4,05
838	255	2,73	917	246	3,05	996	257	3,46	1075	294	3,50	1154	325	4,05
839	298	2,75	918	309	3,05	997	307	3,46	1076	356	3,50	1155	407	4,06
840	280	2,75	919	279	3,06	998	264	3,46	1077	348	3,50	1156	282	4,06
841	265	2,78	920	290	3,06	999	296	3,46	1078	284	3,50	1157	285	4,06
842	262	2,78	921	268	3,06	1000	296	3,46	1079	392	3,50	1158	282	4,06
843	264	2,78	922	295	3,06	1001	319	3,46	1080	299	3,50	1159	305	4,06
844	294	2,78	923	312	3,06	1002	321	3,46	1081	290	3,50	1160	276	4,06
845	267	2,78	924	285	3,06	1003	338	3,46	1082	332	3,50	1161	335	4,07
846	236	2,78	925	317	3,06	1004	309	3,46	1083	299	3,50	1162	341	4,09
847	261	2,78	926	272	3,06	1005	299	3,46	1084	309	3,51	1163	339	4,09
848	261	2,83	927	269	3,06	1006	279	3,46	1085	260	3,67	1164	289	4,16
849	252	2,83	928	254	3,06	1007	298	3,46	1086	335	3,67	1165	308	4,16
850	262	2,83	929	290	3,06	1008	265	3,46	1087	310	3,67	1166	348	4,16
851	277	2,83	930	261	3,06	1009	330	3,47	1088	282	3,67	1167	349	4,16
852	294	2,83	931	271	3,06	1010	321	3,47	1089	287	3,67	1168	346	4,16
853	290	2,83	932	296	3,06	1011	306	3,47	1090	314	3,67	1169	380	4,16
854	278	2,83	933	275	3,06	1012	283	3,47	1091	299	3,67	1170	359	4,16
855	260	2,83	934	322	3,06	1013	224	3,47	1092	312	3,67	1171	344	4,17
856	264	2,83	935	260	3,06	1014	254	3,47	1093	277	3,68	1172	360	4,18
857	300	2,84	936	320	3,06	1015	293	3,47	1094	263	3,68	1173	344	4,18

1174	487	4,18	1253	323	4,78	1332	420	6,18	1411	514	9,48
1175	327	4,18	1254	370	4,83	1333	428	6,30	1412	534	9,49
1176	388	4,29	1255	431	4,84	1334	423	6,34	1413	528	9,49
1177	325	4,29	1256	321	4,84	1335	431	6,47	1414	499	9,67
1178	350	4,30	1257	359	4,84	1336	407	6,47	1415	526	9,71
1179	388	4,31	1258	394	4,87	1337	402	6,48	1416	528	9,71
1180	324	4,31	1259	271	4,87	1338	362	6,48	1417	478	9,71
1181	340	4,32	1260	372	4,87	1339	446	6,48	1418	545	9,72
1182	322	4,32	1261	257	4,89	1340	286	6,50	1419	478	9,73
1183	319	4,32	1262	340	4,89	1341	432	6,50	1420	546	9,87
1184	322	4,33	1263	318	4,89	1342	425	6,67	1421	540	9,87
1185	288	4,33	1264	346	4,90	1343	405	6,67	1422	528	9,89
1186	293	4,33	1265	409	4,93	1344	385	6,69	1423	539	9,90
1187	367	4,34	1266	389	5,02	1345	477	6,69	1424	554	9,96
1188	350	4,34	1267	370	5,02	1346	428	6,69	1425	559	10,04
1189	335	4,43	1268	367	5,04	1347	393	6,69	1426	515	10,05
1190	395	4,46	1269	314	5,04	1348	390	6,70	1427	530	10,06
1191	265	4,46	1270	375	5,05	1349	409	6,71	1428	514	10,06
1192	331	4,47	1271	353	5,05	1350	426	6,73	1429	529	10,06
1193	334	4,47	1272	315	5,05	1351	478	6,75	1430	514	10,07
1194	285	4,47	1273	365	5,05	1352	485	6,83	1431	515	10,08
1195	351	4,47	1274	265	5,06	1353	401	7,04	1432	515	10,32
1196	297	4,47	1275	366	5,06	1354	438	7,07	1433	517	10,47
1197	349	4,47	1276	353	5,07	1355	404	7,09	1434	538	10,47
1198	321	4,47	1277	357	5,07	1356	460	7,14	1435	520	10,67
1199	320	4,47	1278	348	5,09	1357	447	7,16	1436	546	10,67
1200	367	4,47	1279	317	5,09	1358	451	7,18	1437	517	10,70
1201	424	4,48	1280	398	5,09	1359	490	7,33	1438	516	10,71
1202	461	4,48	1281	404	5,16	1360	490	7,34	1439	545	10,71
1203	324	4,48	1282	377	5,16	1361	540	7,46	1440	539	10,87
1204	319	4,48	1283	345	5,16	1362	469	7,47	1441	517	11,07
1205	411	4,48	1284	376	5,16	1363	495	7,49	1442	570	11,50
1206	302	4,48	1285	348	5,16	1364	454	7,50	1443	538	11,71
1207	344	4,48	1286	301	5,16	1365	488	7,50	1444	567	11,71
1208	307	4,48	1287	352	5,17	1366	494	7,50			
1209	410	4,48	1288	379	5,30	1367	435	7,50			
1210	327	4,48	1289	369	5,31	1368	535	7,68			
1211	288	4,48	1290	485	5,31	1369	476	7,69			
1212	298	4,48	1291	367	5,33	1370	486	7,71			
1213	291	4,48	1292	415	5,43	1371	520	7,71			
1214	372	4,48	1293	357	5,46	1372	432	7,71			
1215	375	4,48	1294	388	5,47	1373	521	7,75			
1216	314	4,48	1295	403	5,47	1374	479	7,84			
1217	338	4,49	1296	366	5,48	1375	475	7,87			
1218	340	4,49	1297	418	5,48	1376	532	8,04			
1219	290	4,49	1298	381	5,48	1377	443	8,05			
1220	376	4,50	1299	381	5,48	1378	454	8,06			
1221	376	4,50	1300	418	5,48	1379	505	8,08			
1222	303	4,50	1301	395	5,50	1380	505	8,08			
1223	296	4,50	1302	395	5,50	1381	493	8,18			
1224	252	4,50	1303	391	5,50	1382	483	8,29			
1225	339	4,50	1304	358	5,51	1383	440	8,29			
1226	371	4,50	1305	398	5,67	1384	440	8,30			
1227	370	4,50	1306	488	5,67	1385	505	8,31			
1228	367	4,67	1307	415	5,67	1386	458	8,33			
1229	331	4,67	1308	390	5,67	1387	493	8,47			
1230	368	4,67	1309	415	5,69	1388	432	8,47			
1231	290	4,68	1310	373	5,69	1389	525	8,48			
1232	373	4,68	1311	401	5,69	1390	525	8,48			
1233	348	4,68	1312	396	5,69	1391	500	8,48			
1234	362	4,68	1313	393	5,70	1392	558	8,50			
1235	298	4,69	1314	373	5,71	1393	508	8,69			
1236	319	4,69	1315	416	5,75	1394	528	8,71			
1237	336	4,69	1316	384	5,78	1395	490	8,75			
1238	339	4,70	1317	358	5,78	1396	524	8,78			
1239	271	4,70	1318	366	5,83	1397	523	8,83			
1240	323	4,70	1319	490	5,83	1398	525	8,87			
1241	371	4,70	1320	349	5,83	1399	560	8,90			
1242	430	4,70	1321	353	5,83	1400	502	8,98			
1243	373	4,71	1322	374	5,87	1401	514	9,30			
1244	340	4,71	1323	375	5,89	1402	514	9,31			
1245	355	4,71	1324	362	5,89	1403	527	9,33			
1246	292	4,71	1325	357	5,96	1404	509	9,33			
1247	335	4,71	1326	365	6,02	1405	517	9,35			
1248	339	4,73	1327	401	6,04	1406	530	9,47			
1249	425	4,75	1328	383	6,04	1407	548	9,47			
1250	375	4,78	1329	400	6,05	1408	514	9,47			
1251	371	4,78	1330	362	6,06	1409	525	9,48			
1252	385	4,78	1331	410	6,16	1410	554	9,48			

228	288	291	4,33	4,49	307	554	554	9,48	9,96
229	367	370	4,34	4,50	308	514	515	9,48	10,05
230	350	355	4,34	4,71	309	528	526	9,49	9,71
231	335	381	4,43	5,49	310	478	478	9,71	9,73
232	331	331	4,47	4,67	311	528	530	9,71	10,06
233	297	298	4,47	4,69	312	545	546	9,72	9,87
234	349	348	4,47	4,68	313	540	539	9,87	9,90
235	320	319	4,47	4,69	314	528	546	9,89	10,67
236	338	339	4,49	4,70	315	515	514	10,05	10,06
237	290	292	4,49	4,71	316	514	514	10,06	10,07
238	371	375	4,50	4,78	317	515	517	10,32	10,70
239	252	257	4,50	4,89	318	517	516	10,47	10,71
240	339	353	4,50	5,07	319	538	539	10,47	10,87
241	367	367	4,67	5,04	320	546	545	10,67	10,71
242	368	418	4,67	5,49	321	517	517	10,70	11,07
243	373	373	4,68	4,71	322	539	538	10,87	11,71
244	336	335	4,69	4,71	323	570	567	11,50	11,71
245	319	321	4,69	4,84	324	99	102	0,34	0,47
246	271	271	4,70	4,87					
247	371	371	4,70	4,78					
248	430	431	4,70	4,84					
249	340	339	4,71	4,73					
250	335	340	4,71	4,89					
251	371	372	4,78	4,87					
252	394	415	4,87	5,43					
253	257	265	4,89	5,06					
254	340	353	4,89	5,05					
255	318	348	4,89	5,09					
256	314	395	5,04	5,50					
257	365	366	5,05	5,06					
258	315	317	5,05	5,09					
259	366	376	5,06	5,16					
260	357	388	5,07	5,47					
261	352	369	5,17	5,31					
262	379	384	5,30	5,78					
263	485	488	5,31	5,67					
264	369	373	5,31	5,71					
265	367	373	5,33	5,69					
266	415	415	5,43	5,67					
267	357	358	5,46	5,78					
268	388	390	5,47	5,67					
269	366	366	5,48	5,83					
270	415	415	5,67	5,69					
271	488	490	5,67	5,83					
272	415	416	5,69	5,75					
273	373	374	5,69	5,87					
274	396	401	5,69	6,04					
275	373	375	5,71	5,89					
276	358	365	5,78	6,02					
277	384	400	5,78	6,05					
278	353	357	5,83	5,96					
279	349	362	5,83	6,06					
280	375	383	5,89	6,04					
281	420	428	6,18	6,30					
282	428	431	6,30	6,47					
283	423	438	6,34	7,07					
284	425	426	6,67	6,73					
285	393	404	6,69	7,09					
286	390	401	6,70	7,04					
287	438	447	7,07	7,16					
288	460	476	7,14	7,69					
289	490	495	7,33	7,49					
290	490	494	7,34	7,50					
291	495	505	7,49	8,08					
292	488	502	7,50	8,98					
293	535	532	7,68	8,04					
294	476	475	7,69	7,87					
295	520	521	7,71	7,75					
296	486	525	7,71	9,48					
297	475	490	7,87	8,75					
298	440	440	8,29	8,30					
299	525	523	8,48	8,83					
300	500	527	8,48	9,33					
301	558	560	8,50	8,90					
302	508	534	8,69	9,49					
303	523	525	8,83	8,87					
304	514	514	9,31	9,47					
305	548	545	9,47	9,72					
306	514	520	9,47	10,67					