

# AUSENCIAS DEL TRABAJO EN EL TRANSPORTE URBANO\*

*MARC SÁEZ*

*Universitat de Girona*

*CRES, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona*

*MARIA ANTÒNIA BARCELÓ*

*Universitat de Girona*

*FERNANDO G. BENAVIDES*

*Universitat Pompeu Fabra, Barcelona*

En este trabajo se pretende contrastar la hipótesis de que la incidencia de las ausencias del trabajo depende de factores socioeconómicos relacionados con la ocupación utilizando aquellos métodos estadísticos adecuados que permiten controlar el efecto de las recurrencias en las inferencias realizadas. Los datos de partida son las cohortes formadas por trabajadores de las dos compañías constitutivas de una empresa de transporte urbano en el período 1994 a 1996. El análisis se realiza separadamente por compañía y por tipo de contingencia. La variable dependiente es el número de episodios de Incapacidad Temporal (IT). Aprovechando el diseño longitudinal se utiliza un modelo condicional de Andersen-Gill Markoviano. Se concluye que la ocupación es la variable que presenta mayores riesgos relativos de incidencia de las ausencias del trabajo. Los mecánicos, los operarios de vías, los operarios de mantenimiento y los conductores presentan la mayor probabilidad de ausencia, incluso tras controlar características personales y ocupacionales, salud y conductas respecto a la misma. Las mujeres, aquellos trabajadores entre treinta y sesenta años, con una antigüedad en la compañía menor a nueve años, los trabajadores casados con algún hijo, aquellos que trabajan en turno más incómodo, aquellos con menor nivel de estudios, ex-fumadores o fumadores y los que padecen alguna enfermedad son los que presentan mayor probabilidad de padecer un episodio de IT.

*Palabras clave:* episodios de incapacidad temporal, ocupación, Andersen-Gill, modelos Markovianos.

*Clasificación JEL:* C41, I12, J22, C14.

---

(\*) Expresamos nuestro agradecimiento a Guillem López-Casasnovas por sus comentarios y sugerencias, así como los de dos evaluadores anónimos. Por supuesto, los errores que puedan subsistir son de nuestra exclusiva responsabilidad. Agradecemos la ayuda prestada por el CRES, Universitat Pompeu Fabra. No queremos olvidar los comentarios del director adjunto de la *Revista de Economía Aplicada*. El trabajo fue parcialmente financiado por la CICYT referencia SEC98-0296-C04-02 así como por la Beca Bayer en Economía de la Salud, de la que Marc Saez y Maria Antònia Barceló fueron beneficiarios.

Las ausencias del trabajo son un importante problema no sólo sanitario sino también socioeconómico que afectan al trabajador, quien sufre la incapacidad que presumiblemente las causó; a la empresa, ya que las ausencias aumentan los costes y disminuyen la productividad; y a la sociedad en su conjunto, ya que las ausencias suelen implicar prestaciones sanitarias y económicas que son financiadas con los presupuestos de la Seguridad Social [Benavides *et al.* (1999)]. Sin embargo, se ha prestado muy poca atención a la prevención de la incidencia de las ausencias<sup>1</sup>. Esta limitación puede ser consecuencia, principalmente, de un desconocimiento de los factores explicativos de tales ausencias.

Además de aquellos factores señalados por tres teorías económicas: un enfoque de trabajo-ocio; la versión de “disciplina laboral” de la teoría del salario de eficiencia; y las “normas de grupos de trabajo” [Drago y Wooden (1992)]; podrían existir otro conjunto de variables socio-demográficas, asimismo explicativas de las ausencias del trabajo. En este trabajo, pretendemos contrastar, como principal hipótesis, que la incidencia de las ausencias depende de factores socioeconómicos, en particular los relacionados con la ocupación. Contrastaremos si cuanto más baja es la categoría laboral del trabajador y peores son las condiciones de trabajo, mayor es el número de episodios de ausencias del trabajo.

Disponemos de un *diseño longitudinal* (un *panel de datos*), observaciones individuales sobre la variable dependiente y las explicativas, repetidas en el tiempo. Como consecuencia, los episodios de ausencia no se presentan de manera única para todos los trabajadores, sino que algunos presentan recurrencias, es decir, más de un episodio en el período de seguimiento. Tal circunstancia exige de la utilización de métodos de análisis adecuados, en el sentido de eliminar los sesgos e ineficiencias consecuencia de dichas recurrencias. Un segundo objetivo de este trabajo, por lo tanto, es el de estudiar, utilizando métodos estadísticos adecuados, el efecto de la ocupación en la probabilidad de que ocurra un episodio, condicionada a la ocurrencia de episodios de ausencia previos.

En la primera sección se ofrecen detalles de los modelos teóricos explicativos de las ausencias de trabajo. La metodología estadística se resume en la sección segunda. En la sección tercera presentamos los resultados. En la sección cuarta, finalmente, ofrecemos las principales conclusiones de este trabajo.

## 1. MODELOS TEÓRICOS

El enfoque tradicional del trabajo-ocio argumenta que el nivel de ausencia del trabajo sería aquel en el que se igualarían el coste y el beneficio marginal del ocio. Suponiendo un mercado de trabajo perfecto, el trabajador intercambiaría de forma óptima trabajo y ocio. El trabajador y el empresario contratan un conjunto de horas “estándar” durante las cuales se espera que el primero esté presente en el puesto de trabajo [Kenyon y Dawkins (1989)]. Si las horas de trabajo contratadas excediesen

---

(1) Entendemos por incidencia el número por trabajador de episodios de ausencia del trabajo en un período de tiempo determinado, generalmente el correspondiente al período de seguimiento de tal trabajador.

de las que tenía previsto realizar el trabajador, existiría una ganancia potencial de utilidad derivada de su ausencia de algunas de estas horas contratadas. Por supuesto, las ausencias también suponen un coste para el trabajador, en general retrasos en ascensos y promociones y más raramente, penalizaciones monetarias.

La forma matemática de este modelo puede encontrarse en Allen (1981a), en Leigh (1984) o más recientemente, en Johansson y Palme (1996). Cada individuo tiene una función de utilidad:

$$u = U(x, L; s)$$

en la que  $x$  denota un bien de consumo compuesto;  $L$  representa el ocio y  $s$  es un vector de características personales. El ocio ( $L$ ) consiste en tiempo de ocio "contratado", digamos  $t^1$ , y tiempo ausente del trabajo, sea  $t^a$ ;  $L = t^1 + t^a$ . El individuo maximiza su función de utilidad sujeta a la siguiente restricción presupuestaria:

$$x = \omega(h + t - (1 - \delta)t^a) + R$$

en la que  $h$  es el número deseado de horas de trabajo,  $t^a$  es el tiempo ausente del trabajo ( $h^*$ , el número estándar de horas contratadas, es pues igual a  $h^* = h + t^a$ ),  $R$  es la renta no salarial,  $\omega$  es el salario neto y  $\delta$  es la proporción de la renta (salarial) que el trabajador recibe cuando está ausente del trabajo. Por simplicidad, se supone que el precio del bien de consumo compuesto,  $x$ , es igual a 1. Siguiendo a Johansson y Palme (1996) escogemos como función de utilidad directa la forma funcional propuesta por Hausman (1980):

$$U(x, t^a) = \exp \left\{ - \left( 1 + \frac{\beta \left( x + \frac{s}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta^2} \right)}{\frac{\alpha}{\beta} - T + (t^1 + t^a)} \right) \right\} \left( \frac{T - (t^1 + t^a) - \frac{\alpha}{\beta}}{\beta} \right)$$

en la que  $T$  es el tiempo total disponible ( $T = h + t^1 + t^a$ ) y  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros del modelo. Maximizando esta función de utilidad sujeta a la restricción presupuestaria obtendremos la función de demanda para las ausencias de trabajo:

$$t^a = h^* - \alpha\omega(1 - \delta) - \beta(R + h^*\omega\delta) - s = h^* - \alpha\omega^* - \beta y - s$$

Así pues, las ausencias de trabajo son una función lineal del coste que le representa a un individuo estar ausente del trabajo,  $\omega^*$  (sus ganancias netas no cubiertas por el seguro de enfermedad, es decir el coste de la ausencia en relación al consumo) y del ingreso virtual cuando el individuo está ausente,  $y$ . Esta función de demanda no es más que la función dual de la oferta de trabajo derivada por Hausman (1980) y Blomquist (1983). A fin de que esta función de demanda de ausencias de trabajo sea consistente con una función de utilidad bien comportada, debe cumplir la condición de Slutsky. Para esta forma funcional en concreto basta que  $\alpha < 0$  y  $\beta \geq 0$  [Johansson y Palme (1996)].

El modelo permite predecir algunos de los signos esperados en la relación entre ausencias de trabajo y sus posibles variables explicativas. Debido a la direc-

ción opuesta de los efectos renta y sustitución, el signo de la relación entre las ausencias y las variaciones salariales es *a priori* ambiguo. Si la ausencia fuese un bien normal (como lo es el ocio), los incrementos de salario causarían un aumento de las ausencias, consecuencia del efecto renta de tales incrementos salariales, pero al mismo tiempo provocarían una disminución de las mismas debido al componente efecto sustitución. Allen (1981b), recurriendo a la teoría de los salarios hedónicos, argumenta que el trabajador cuando escoge su puesto de trabajo determina de alguna forma no sólo su nivel de salarios sino también el de su ausencia esperada. De esta forma la relación entre ausencias y variaciones salariales sería negativa, sin ambigüedad. En el mismo sentido, Weiss (1980), utilizando una versión de “selección” de la teoría del salario de eficiencia, sugiere que las empresas con altos salarios atraerán a aquellos trabajadores más predispuestos al trabajo y, por tanto, menos propensos a ausentarse, con lo que la relación entre variaciones salariales y ausencias sería claramente negativa. Un incremento en la renta no salarial aumentará las ausencias, puesto que implica un efecto renta puro. Las penalizaciones monetarias obviamente reducirán las ausencias. Puesto que la utilidad marginal del ocio es decreciente, un incremento en las horas “estándar” contratadas aumentará las ausencias. No obstante, el signo de la relación entre las ausencias y las horas extras es ambiguo. Kenyon y Dawkins (1989) argumentan que la relación entre las ausencias y las horas extras es por un lado positiva, al igual que la relación con el resto de horas de trabajo. Por otro lado, la prima por horas extras disminuye el incentivo a ausentarse, implicando una relación negativa. Sin embargo, la restricción presupuestaria a la que se enfrenta el trabajador no es convexa. Este hecho le permite obtener mayor utilidad trabajando horas extras, incluso reduciendo las horas de trabajo programadas. Este argumento podría implicar un signo positivo en la relación entre horas extra y ausencias.

Los modelos de “disciplina laboral” suponen que la conducta productiva implica un coste para el trabajador (en términos de esfuerzo, por ejemplo) y para la empresa (en vigilancia del absentismo, por ejemplo). De hecho, la empresa realiza un seguimiento imperfecto y suele amenazar con el despido si se produce una reducción sustancial de lo que supone un estándar de producción. El trabajador responderá positivamente a la vigilancia únicamente si ésta viene acompañada por una amenaza real de pérdida del puesto de trabajo o por una reducción de sus ingresos. Por lo tanto, el trabajador examina las pérdidas esperadas en su utilidad derivadas de un despido, las cuales aumentan al aumentar el salario, la inversión de la empresa en capital humano y la duración esperada del desempleo como consecuencia del despido; mientras que disminuyen cuando aumenta la renta no salarial y ante condiciones de trabajo adversas. Desde el punto de vista de la empresa una política de estrecha vigilancia o amenazas de despido reduciría la ausencia, pero incrementaría los costes de seguimiento y, eventualmente, los de despido y nuevas contrataciones.

El modelo predice que un incremento salarial o una mejora de las condiciones laborales disminuirá las ausencias y que un aumento en la renta no salarial, así como oportunidades de empleo alternativas, aumentará las ausencias. Como se observará, resulta difícil distinguir las predicciones del modelo de las del enfoque trabajo-ocio. No existe una inconsistencia teórica entre ambos enfoques, ya que ambos analizan los efectos de las ausencias de trabajo sobre los ingresos del trabajador, los efectos actuales en el de trabajo-ocio, los efectos futuros en el de la disciplina laboral.

Una explicación menos teórica y más en el ámbito de la psicología industrial y de la organización de empresas [en este campo véase la revisión de Goodman *et al.* (1984), por ejemplo] la proporciona la hipótesis de las “normas de grupos de trabajo”. En términos generales la ausencia puede ser vista como una respuesta a un ambiente laboral adverso. Cuanto menos satisfacción se tenga en el trabajo, menos motivación habrá para asistir al mismo. Las “normas de grupo de trabajo”, sin embargo, podrían matizar esta relación general. La hipótesis de la “segmentación” [Gintis (1976)] argumenta que los grupos de trabajo muy cohesionados tienen una conducta anti-empresa, por lo que la probabilidad de las ausencias aumentará, entendidas éstas como una forma de protesta. En sentido opuesto, el punto de vista “cooperativo” sugiere que los grupos cohesionados pueden adoptar un mayor compromiso con la empresa lo que implicaría menos ausencias [Keller (1983)].

Se ha de destacar que las tres aproximaciones discutidas más arriba, particularmente el enfoque trabajo-ocio, intentan explicar la ausencia “voluntaria”, aquella atribuible al deseo del trabajador, contraponiéndola de algún modo a la ausencia “involuntaria”, consecuencia de la imposibilidad de asistir al trabajo. Sin embargo, los datos no suelen permitir distinguir tales componentes. De hecho, la naturaleza “involuntaria” de la mayoría de las ausencias podría ser la causante del escaso poder explicativo de muchos de los modelos empíricos [véanse en especial los trabajos de Allen (1981a, 1981b) y Leigh (1981, 1986)]. Desde el punto de vista estadístico, los modelos empíricos explicativos de las variaciones observadas de las ausencias del trabajo omiten variables relevantes<sup>2</sup>.

Entre las variables omitidas deberían figurar en un lugar destacado aquellas relacionadas con la salud de los individuos [véase O'Donnell (1995) para una fundamentación teórica; y desde una perspectiva más aplicada, Bartel y Taubman (1979, 1986), Benham y Benham (1982), Inman (1987), Rizzo *et al.* (1996)]. En general, los estudios aplicados muestran que las enfermedades crónicas reducen de forma importante el consumo de los individuos, al reducir las rentas del trabajo como consecuencia de un aumento de las ausencias, e incrementan el gasto sanitario. Desde un punto de vista epidemiológico, autores como Taylor y Pocock (1982) y más recientemente North *et al.* (1993, 1996) y Marmot *et al.* (1995)<sup>3</sup> encuentran que las variaciones en el número de ausencias del trabajo se corresponden con las diferencias socioeconómicas de los individuos; en particular, cuanto más baja es la categoría laboral del trabajador mayor es el número de ausencias del trabajo del mismo.

Finalmente, es importante tener en cuenta y controlar en el análisis empírico, características individuales probablemente correlacionadas con las ausencias, con el coste de las mismas y, en general, con la renta de los trabajadores. Esto nos lleva a enumerar un conjunto de variables socio-demográficas cuyo efecto ha sido menos fundamentado desde el punto de vista teórico. Las ausencias suelen disminuir con la edad ya que, por un lado, el coste de oportunidad del ocio es menor para los jó-

(2) Estas variables deberían ser incluidas en el vector  $s$  de variables socioeconómicas de nuestro modelo.

(3) En nuestro país Benavides *et al.* (1990), Escrivá *et al.* (1992) y Buitrago *et al.* (1993), entre otros, han sugerido la necesidad de identificar el modelo causal de la incapacidad temporal con la inclusión de factores sociodemográficos (sexo y edad) y profesionales (categorías laborales).

venes y, por otro, éstos suelen ser bastante más móviles laboralmente y por lo tanto menos comprometidos con la empresa. Es posible, sin embargo, que la relación no sea lineal, puesto que los muy mayores son más susceptibles de tener peor salud, lo que implicaría un aumento de sus ausencias [Allen (1984)]. Es de esperar que hombres y mujeres tengan diferentes argumentos en sus funciones de utilidad. Las mujeres, quizás debido a dependencias familiares, suelen tener en general un mayor absentismo [Allen (1981a), Leigh (1981), Dunn y Youngblood (1986), Johansson y Palme (1996)]. Las dependencias familiares (niños y ancianos) podrían aumentar las ausencias, si bien, por otra parte, podrían implicar la necesidad de mayores ingresos, lo que presionaría para reducirlas. Estas mismas presiones financieras podrían explicar porqué las ausencias suelen ser menores entre los trabajadores casados [Keller (1983), Allen (1984) y Leigh (1986)]. En principio debería esperarse que cuanto más antiguo sea un trabajador en la empresa menos debería ausentarse. Pero, suponiendo una tasa de ahorro positiva, más antigüedad supone también más activos para el trabajador y, por lo tanto, más posibilidades de ausencia. Sin embargo, únicamente Leigh (1986) encuentra una relación positiva<sup>4</sup>. La hipótesis de disciplina laboral podría explicar esta aparente paradoja. De hecho, se produciría cierto sesgo de selección: los trabajadores con mayores ausencias serían los que menos tiempo trabajarían en la empresa. Nótese que este posible sesgo sería más probable utilizando datos en forma de corte transversal. Diversos autores han encontrado que los trabajadores manuales son más proclives a las ausencias que el resto [Kenyon y Dawkins (1989)]. Quizás porque sean más propensos a los accidentes laborales [Leigh (1986)] o porque tengan menos flexibilidad de ocupar su tiempo en aquellas actividades no laborales que permitan no hacer necesario ausentarse del trabajo [Chadwick-Jones *et al.* (1982)]. La educación suele estar inversamente relacionada con las ausencias, especialmente cuando se controla en el modelo la ocupación. La educación puede estar asociada con buenos hábitos laborales, condiciones de trabajo agradables o buena salud [Grossman (1975)].

## 2. MÉTODOS

Utilizamos las cohortes formadas por todos los trabajadores contratados de forma ininterrumpida, entre el 1 de enero de 1994 y el 31 de diciembre de 1996, en una de las dos compañías (la compañía 1 y la compañía 2) constitutivas de una empresa de transporte urbano. El período completo de seguimiento suma 1.096 días y el número total de sujetos incluidos en el estudio fue de 5.456 trabajadores (4.990 hombres y 466 mujeres); 2.885 trabajadores en la compañía 1 (2.784 hombres y 101 mujeres) y 2.571 en la compañía 2 (2.206 hombres y 365 mujeres).

En nuestro país los registros fiables de las ausencias del trabajo se basan en un concepto de salud laboral como es el de la declaración de incapacidad temporal (IT). La IT se define como la situación en la que se encuentra el trabajador que no puede realizar su actividad por razón de una enfermedad común, un accidente

---

(4) Véanse contrariamente Fitzgibbons y Moch (1980), Watson (1981), Keller (1983), Youngblood (1984), entre otros.

no laboral, una enfermedad profesional o un accidente laboral<sup>5</sup>. El sistema de Seguridad Social garantiza el derecho a una prestación económica mientras dura la situación de IT. El documento administrativo que reconoce dicha prestación son los partes de IT cuyo control corresponde a un médico de atención primaria del sistema de Seguridad Social. La variable dependiente que analizamos la constituyen la duración (en días) de los episodios de incapacidad temporal (definida tal y como recoge la normativa legal).

Como variables explicativas disponemos para cada individuo de información sobre su categoría laboral, sexo, edad, antigüedad en la empresa, número de hijos, estado civil, turno de trabajo al que pertenece, estudios que ha realizado y número de enfermedades crónicas que padece en la actualidad. Además de estas variables, disponemos de valoraciones sobre su estado de salud (auto-percepción de la salud), actividad física en el tiempo libre, hábito tabáquico y patrón de consumo de alcohol. Tenemos variables explicativas fijas en el tiempo (sexo), otras tiempo-dependientes, pero que se recogieron una sola vez durante el período de seguimiento (número de hijos, estado civil y estudios) y finalmente, variables tiempo-dependientes, tanto externas como internas<sup>6</sup>. Las variables explicativas fueron categorizadas, tal y como se puede ver por ejemplo en el cuadro 1.

Los análisis se realizaron separadamente para la compañía 1 y la compañía 2 y según el tipo de contingencia: enfermedad común (enfermedad a partir de ahora) o accidente laboral o no laboral y enfermedad profesional (accidente a partir de ahora). Nótese que los estratos son mutuamente excluyentes. Ningún trabajador perteneció simultáneamente a las dos compañías. Tampoco se produjeron traslados de una a otra compañía en el período considerado. Por lo que respecta al tipo de contingencia, mientras los episodios de IT por enfermedad son notificados por un médico de atención primaria perteneciente al sistema de Seguridad Social, los partes por accidente laboral son extendidos por el servicio médico de la empresa o por el de una mutua o compañía de seguros de accidentes y enfermedad. Es de esperar, por lo tanto, que, condicionados a sus variables explicativas (cuyos efectos es de esperar que no sean necesariamente los mismos), los episodios de accidentes y los episodios de IT por enfermedad también sean mutuamente excluyentes<sup>7</sup>.

(5) Ley 42/1994 de 30 de diciembre de medidas fiscales, administrativas y de orden social. Reforma normativa referente a la contingencia de incapacidad temporal. BOE 313, de 31 de diciembre de 1994.

(6) Las variables tiempo-dependientes externas son aquéllas que pueden ser predichas por un observador externo sin necesidad de que el individuo sea observado (edad y antigüedad, en particular). Las variables internas dependen de la observación del individuo en el periodo de seguimiento (ocupación, turno de trabajo, auto-percepción de la salud, actividad física en el tiempo libre, hábito tabáquico, patrón de consumo de alcohol y enfermedades crónicas, en nuestro caso).

(7) Tal y como propuso un evaluador intentamos hacer el análisis separadamente para hombres y mujeres. En el modelo de mujeres ninguno de los riesgos relativos resultó estadísticamente significativo. Ocurre que debido al reducido número de observaciones (101 mujeres en la compañía 1 y 365 mujeres en la compañía 2 y, además, gran número de las celdas, en el caso de mujeres, no contienen observaciones, por ejemplo ninguna mujer es mecánica ni electricista) el poder estadístico de los contrastes de hipótesis (estadísticas) en dicho modelo resultó ser muy reducido. Alternativamente, tal y como sugiere otro evaluador, probamos introducir interacciones. Nuevamente, ninguno de los riesgos relativos resultó estadísticamente significativo. Por eso optamos por no estratificar por sexo.



Cuadro 1: DISTRIBUCIÓN DE LA FRECUENCIA DE LOS EPISODIOS DE INCAPACIDAD TEMPORAL SEGÚN DIFERENTES VARIABLES  
(AL FINAL DEL PERÍODO DE SEGUIMIENTO 1994-1996)

	Trabajadores		Episodios		Tasas. Número de faltas (días) esperables en cien días	
	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2
Total	2.885	2.571	3.690	5.456	5,196	5,947
<i>Ocupación</i>						
Directivos	103	89	39	55	1,152	1,686
Mandos	148	211	152	328	3,391	9,044
Técnicos	183	97	189	131	3,140	5,052
Administrativos	52	136	40	208	5,883	3,479
Mecánicos	231	199	368	505	5,544	6,596
Electricistas	57	228	75	449	2,646	5,210
Conductores	1.979	16	2.646	37	5,511	10,094
Pers. Auxiliar	132	125	159	307	8,727	11,421
Pers. Estación <sup>1</sup>		904		2.157		5,464
Motoristas <sup>1</sup>		435		965		5,710
Operarios vías <sup>1</sup>		98		247		5,703
Mantenimiento <sup>1</sup>		33		67		5,961
<i>Estudios</i>						
Sin estudios	556	557	647	1.232	0,749	1,053
Primarios	1.011	771	1.398	1.774	3,577	4,752
Secundarios	884	642	1.182	1.187	4,957	6,568
Universitarios	143	177	76	235	18,260	12,843
<i>Turno</i>						
Diurno	669	1.905	718	3.988	4,728	6,238
Nocturno	126	271	171	597	9,359	6,908
Partido/sin turno	2.090	395	2.779	871	5,095	3,883



Cuadro 1: DISTRIBUCIÓN DE LA FRECUENCIA DE LOS EPISODIOS DE INCAPACIDAD TEMPORAL SEGÚN DIFERENTES VARIABLES  
(AL FINAL DEL PERÍODO DE SEGUIMIENTO 1994-1996) (CONTINUACIÓN)

	Trabajadores		Episodios		Tasas. Número de faltas (días) esperables en cien días	
	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2
<i>Sexo</i>						
Hombres	2.784	2.206	3.500	4.487	5,178	5,829
Mujeres	101	365	168	969	5,697	6,662
<i>Estado civil</i>						
Soltero	442	425	508	789	3,257	3,963
Casado	2.356	2.061	3.024	4.418	5,377	6,210
Sep/divorciado	70	58	119	185	9,282	11,706
Viudo	17	28	17	64	13,611	4,572
<i>Número de hijos</i>						
1 hijo	639	419	819	948	4,354	6,217
2 hijos	1.046	1.011	1.339	2.052	5,724	5,796
Más 2 hijos	532	500	746	1.196	7,660	7,345
Ninguno	668	641	764	1.260	4,130	5,613
<i>Edad</i>						
<30	448	404	555	778	2,418	2,402
31-40	837	278	1.191	592	3,669	5,185
41-50	597	915	726	2.068	5,533	6,411
51-60	821	858	1.060	1.836	8,703	7,686
>60	182	116	136	182	2,130	3,604
<i>Antigüedad</i>						
<7	992	515	1.276	964	3,995	2,878
7-19	638	650	956	1.495	4,939	7,257
20-26	579	938	740	1.941	5,234	5,289
>26	676	468	696	1.056	7,167	9,729

Cuadro 1: DISTRIBUCIÓN DE LA FRECUENCIA DE LOS EPISODIOS DE INCAPACIDAD TEMPORAL SEGÚN DIFERENTES VARIABLES  
(AL FINAL DEL PERÍODO DE SEGUIMIENTO 1994-1996) (CONTINUACIÓN)

	Trabajadores		Episodios		Tasas. Número de faltas (días) esperables en cien días	
	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 1	Comp. 2
<i>Actividad física</i>						
Ninguna	1.434	1.383	1.902	3.156	4,664	5,340
Regularmente	1.205	889	1.473	1.654	4,168	4,417
<i>Alcohol</i>						
Diario	767	956	927	1.879	4,970	3,199
Semanal	1.069	1.330	995	1.898	3,888	3,160
No bebe	805	1.098	393	1.039	4,711	4,123
<i>Tabaco</i>						
No fuma	1.272	1.043	1.521	1.862	3,675	3,811
Ex-fumador	242	285	333	585	3,648	4,842
Fumador	1.130	951	1.533	2.379	8,347	10,447
<i>Enfermedades crónicas</i>						
0	1.543	1.662	1.697	3.299	4,174	5,715
1	517	515	746	1.105	15,547	11,035
Más de 1	825	394	1.225	1.052	0,620	0,273
<i>Auto-percepción de salud</i>						
Buena/Muy Buena	2.610	2.229	3.300	4.625	4,161	4,878
Mala/Regular	27	37	78	180	29,613	22,065

(<sup>1</sup>) Estas categorías no existen en la compañía 1.

Las tasas de IT para una categoría  $i$  de la variable analizada se definen como:  $Tasa_i = \frac{\sum \text{días de baja de los trabajadores de la categoría } i}{(1.096 \times \text{total de trabajadores en la categoría } i)}$ .

Días de seguimiento de un trabajador sin episodios 1.096.

Como instrumento descriptivo previo, y con el objetivo de medir la frecuencia de episodios de IT, se calculó el número de días de ausencia esperables en cien días, para cada una de las variables consideradas en el estudio (véase cuadro 1). Es importante señalar que en el cálculo de dichos descriptivos fijamos el valor de las variables tiempo-dependientes como el del último observado para esa variable.

Aprovechando el diseño longitudinal del que disponemos, hemos optado por analizar la incidencia de las ausencias del trabajo recurriendo al *análisis de supervivencia* (o en términos econométricos, *análisis de duración*)<sup>8</sup>. Como es sabido, los métodos convencionales de dicho análisis se basan en el modelo (o regresión) de riesgos proporcionales de [Cox (1972)]<sup>9</sup>. Tal análisis no es directamente aplicable en nuestro caso. Los métodos estándar suponen, por un lado que no existen *recurrencias*, es decir que cada individuo experimenta, como máximo, una ocurrencia del suceso de interés durante el período de seguimiento (claramente no es nuestro caso). Por otra parte supone que los tiempos de supervivencia de diferentes individuos son independientes entre sí. El supuesto de independencia de las observaciones es especialmente fuerte en este caso de bajas por enfermedad o accidente: hay trabajadores más propensos a estar enfermos o tener accidentes por características propias que no se observan. Además, puesto que la mayoría de variables explicativas son dependientes en el tiempo<sup>10</sup>, los riesgos no son proporcionales, lo que nos impide utilizar métodos estándar semi-paramétricos, como el de Cox. Por último, nosotros pretendemos no tanto determinar los factores explicativos de la duración de los episodios de ausencia sino aquellos que pudiesen explicar la incidencia de las mismas.

Todas estas razones obligan a utilizar de forma alternativa alguna generalización del análisis que permita la recurrencia de los sucesos de interés. En principio, podríamos optar por utilizar la aproximación de Andersen-Gill (1982) al modelo de riesgos proporcionales de Cox como proceso contador (AG a partir de ahora). La hipótesis clave de AG es que las múltiples observaciones de un mismo individuo son independientes (condicionado a las variables explicativas), hipótesis denominada de *incrementos independientes*. El incumplimiento de esta hipótesis, tan restrictiva, conduce a estimadores sesgados e ineficientes. Además, se suele sobreestimar la precisión de los estimadores puesto que, habitualmente, las observaciones de un mismo individuo suelen estar positivamente correlacionadas. Como alternativa, optamos por utilizar un método condicional [Clayton (1994)] denominado modelo autoregresivo o Markoviano. Se trata de introducir en el modelo AG, variables explicativas tiempo-dependientes a fin de capturar la posible estructura de dependencia, en concreto el número de recurrencias previas (tanto de accidente como de enfermedad). Hemos de señalar que aunque los episodios

(8) No somos los primeros [véase por ejemplo Barmby *et al.* (1991), quienes aproximan el riesgo de que un día determinado un trabajador se ausente del trabajo condicionado a no haberse ausentado hasta entonces, de forma paramétrica utilizando una distribución de probabilidad de Weibull].

(9) Véanse los libros de Kalbfleisch y Prentice (1980) y Cox y Oakes (1984) o el capítulo 22.5 de Greene (1993).

(10) La mayoría de variables tiempo-dependientes son internas. Si fuesen externas, existe una alternativa dentro del contexto del modelo de Cox.

de accidente y de enfermedad son mutuamente excluyentes, es decir, no pueden ocurrir simultáneamente en el mismo trabajador, no necesariamente son estadísticamente independientes. En este sentido la probabilidad de ocurrencia de un episodio de enfermedad (o de accidente) no sólo depende de la ocurrencia de episodios previos del mismo tipo sino también de otros episodios previos de accidente (o enfermedad). Por este motivo introducimos dos variable tiempo-dependientes en cada modelo AG. Aunque el modelo autoregresivo es muy general, y por tanto bastante apropiado en la mayoría de las ocasiones, supone que la dependencia entre recurrencias decae exponencialmente. Que sepamos, no se han explorado hasta el momento otros esquemas de dependencia alternativos.

### 3. RESULTADOS

#### 3.1. Factores socio-económicos explicativos de la incidencia de las ausencias de trabajo

En el cuadro 1 presentamos el número esperable de días de ausencia en cien días, según diferentes variables estratificando por compañías. La tasa total de incidencia de las ausencias del trabajo es mayor en la compañía 2 que en la compañía 1 (5,947 vs. 5,196). Las diferentes categorías de la variable ocupación fueron ordenadas por sueldo y estatus socio-laboral. Las tasas de IT parecen aumentar en relación inversa a la categoría ocupacional, con la excepción de “Mandos” en la compañía 2. Las tasas aumentan conforme aumenta el nivel de los estudios. Las tasas son mayores en aquellos turnos de trabajo más incómodos. Las mujeres presentan tasas mayores en ambas compañías. Debe recordarse que los episodios de IT no incluyen baja maternal. Parece existir cierto gradiente en las tasas de IT según estado civil, “Separado/Divorciado” - “Casado/a” - “Soltero/a”, que no se cumple en el caso de aquellos trabajadores viudos. Como era de esperar las tasas aumentan conforme lo hace el número de hijos. Las relaciones entre edad y antigüedad y episodios de IT no parecen ser lineales, presentando máximos en las categorías intermedias. La relación entre episodios de IT y actividad física, alcohol, tabaco, enfermedades crónicas y auto-percepción de la salud, es la que podría esperarse *a priori*. Por ejemplo, las tasas de IT aumentan con el número de enfermedades y con una percepción mala de la propia salud.

En el cuadro 2 mostramos el número de episodios de ausencia por trabajador. Como se observará las ausencias son recurrentes en algunos de los trabajadores. El 34,5% de los mismos en la compañía 1 y el 49% en la compañía 2 presentaron más de un episodio en el período de seguimiento. Por otra parte, el 98,4% de los trabajadores de la compañía 1 y el 90,6% de los de la compañía 2 tuvieron como máximo 5 episodios de IT.

**Cuadro 2: NÚMERO DE TRABAJADORES Y PORCENTAJE DE NÚMERO DE EPISODIOS DE INCAPACIDAD TEMPORAL, EN LA COMPAÑÍA 1 Y EN LA COMPAÑÍA 2 (1994-96)**

Número de episodios	Compañía 1		Compañía 2	
	N.º trabajadores	%	N.º trabajadores	%
0	1.059	36,7	712	27,7
1	831	28,8	598	23,3
2	518	17,9	450	17,5
3	244	8,5	255	9,9
4	114	3,9	198	7,7
5	68	2,4	116	4,5
6	21	0,7	93	3,6
7	9	0,3	52	2,0
8	9	0,3	30	1,1
9	5	0,2	15	0,6
10	2	0,1	22	0,9
11 o más	5	0,2	30	1,2
Total	2.885	100	2.571	100

En el cuadro 3 presentamos las estimaciones del modelo condicional autoregresivo estratificadas por compañía y tipo de contingencia. Estimamos en total cuatro modelos, diferenciados únicamente en la variable dependiente. Señalamos en **negrita** aquellos riesgos relativos (RR)<sup>11</sup> significativos al 95% ( $p < 0,05$ ). La posible existencia de una elevada multicolinealidad (por ejemplo entre edad y antigüedad y entre nivel de estudios y ocupación) podría enmascarar la significación estadística de los riesgos relativos [véase Saez y Barceló (1998)]. Por este motivo, además de utilizar el test de Wald de significación individual, utilizamos contrastes de razón de verosimilitud, a fin de escoger entre modelos anidados (modelos sin omitir y omitiendo la variable de interés). Tras validar los modelos y estimar otros modelos alternativos<sup>12</sup>, la aproximación AG condicional utilizada en este trabajo parece ser la “mejor” de las consideradas, por cuanto no se pueden rechazar las restricciones sobre los parámetros que definen el modelo sobre otros anidados (para lo cual utilizamos, de nuevo, contrastes de razón de verosimilitud) y, por otra parte,

(11) El riesgo relativo se define como la razón entre las tasas de incidencia de la categoría correspondiente (grupo expuesto) y la categoría de referencia (grupo no expuesto) [véase Kahn y Sempos (1989)]. En nuestro caso, por ejemplo, que las mujeres presenten un riesgo relativo estimado de 1,309 en accidentes en la compañía 1 se interpretaría que éstas tienen más riesgo o probabilidad (en particular un 30,9% más) de padecer un episodio de IT por accidente que los hombres (categoría de referencia).

(12) Los resultados no mostrados pueden ser solicitados a los autores.

entre los modelos considerados es el único que cumple globalmente la hipótesis de riesgos proporcionales, hipótesis clave en el análisis de supervivencia semi-paramétrico (utilizamos un contraste basado en los residuos de Schoenfeld [véase Venables y Ripley (1997)]. Además, no parecen existir excesivos valores atípicos y los signos de los parámetros, a pesar de la multicolinealidad, resultaron estables.

### 3.2. *Efecto de la ocupación en la probabilidad de ocurrencia de una ausencia del trabajo*

Los riesgos relativos, en especial los correspondientes a la variable ocupación (cuadro 3a), son mucho mayores en la compañía 1 que en la compañía 2, aunque en el caso de los episodios de enfermedad (cuadro 3b) las diferencias se reducen mucho. Estos resultados no se corresponden con los descriptivos previos presentados en el cuadro 1, sin embargo, los resultados coinciden cuando se realiza el análisis estratificado por accidente/enfermedad. Nótese que todos los riesgos relativos, en particular nuevamente los que se refieren a ocupación, son mayores entre los accidentes que entre los episodios de enfermedad.

Por lo que se refiere a accidentes (cuadro 3a), y con respecto a la principal variable de interés, las categorías de ocupación con mayor riesgo relativo (tomando como categoría de referencia “Directivos”) son las de “Mecánicos” (62,269, intervalo de confianza al 95% (CI), 7,752-500,153) y “Conductores” (61,144, CI:7,561-494,431) en la compañía 1 y “Operarios de mantenimiento” en la compañía 2 (8,370, CI:2,408-29,091). Muy próximos se encuentran los riesgos relativos asociados a “Electricistas” (50,487, CI:6,117-416,735) (compañía 1) y “Mecánicos” (7,814, CI:2,377-25,683), “Operarios de vías” (7,316, CI:2,142-24,995) y “Conductores” (7,119, CI:1,900-26,667) (compañía 2). Los menores riesgos relativos los encontramos en la categoría de “Técnicos” en ambas compañías (9,483, CI:1,308-68,736 en la compañía 1 y 3,127, CI:0,877-11,155, en la compañía 2). Respecto a los episodios de enfermedad (cuadro 3b), aunque menores, los riesgos relativos de la variable ocupación se comportan de forma similar. En el caso de la compañía 2, sin embargo, no resultaron significativos al 95% los riesgos relativos de las categorías de ocupación, “Mecánicos”, “Electricistas” y “Conductores”.

Se detectan importantes diferencias entre los riesgos relativos correspondientes a las distintas categorías de ocupación. Los mecánicos, los operarios de vías, los operarios de mantenimiento y los conductores presentan los mayores riesgos, incluso tras controlar las características personales y ocupacionales de los trabajadores, sus conductas respecto a la salud y sus antecedentes sanitarios. Nótese, sin embargo, que en todos los casos se trata de puestos con mayores riesgos de accidentes. El menor riesgo estimado en aquellas categorías ocupacionales con mayores salarios y estatus socio-laboral (“Directivos” y “Técnicos”) podría ser explicado atendiendo al signo negativo de la relación entre salarios y ausencias del trabajo. Como argumentamos este signo podría ser consecuencia del predominio del efecto sustitución, atendiendo al enfoque trabajo-ocio, o de mayores pérdidas esperadas en la utilidad de los trabajadores en estas categorías, derivadas de un hipotético despido, según argumentan los modelos de “disciplina laboral”. En este sentido, nuestros hallazgos podrían compararse a los de Kenyon y Dawkins (1989), Drago y Wooden (1992), Barmby *et al.* (1995) y Johansson y Palme

(1996). Podría ocurrir, además, que la mayor renta no salarial (enfoque trabajo-oocio), el mayor componente de inversión en capital humano (hipótesis de “disciplina laboral”), una mayor duración esperada del desempleo (hipótesis de “disciplina laboral”) o un mayor compromiso respecto a la empresa (“normas de grupo de trabajo”) en éstas respecto a otras categorías ocupacionales se explica también su menor riesgo relativo. Estas argumentaciones, sin embargo, no justificarían el elevado riesgo estimado para la categoría “Mandos”, presumiblemente con elevado salario y similar estatus socio-laboral, ni las diferencias de riesgo entre aquellas categorías con salarios más bajos y estatus inferior. Como comentamos más arriba es posible que los trabajadores en categorías laborales más bajas sean más propensos a los accidentes laborales [Leigh (1986)], tengan menos flexibilidad de ocupar su tiempo en aquellas actividades no laborales que permitan no hacer necesario ausentarse del trabajo [Chadwick-Jones *et al.* (1982)], o pertenezcan a categorías más peligrosas, peor pagadas y con condiciones de trabajo más adversas [Kenyon y Dawkins (1989)]. En este sentido nuestros resultados estarían más cercanos a los de Allen (1996) desde el punto de vista económico o a los trabajos de salud laboral de Marmot *et al.* (1995) y North *et al.* (1996) o, en nuestro país, de Buitrago *et al.* (1993). Todos estos autores encuentran una relación inversa entre el nivel de la categoría laboral y las ausencias del trabajo.

En el caso de accidentes (cuadro 3a), por lo que respecta al resto de variables explicativas, las mujeres, aquellos trabajadores entre treinta y sesenta años, con una antigüedad en la compañía menor a nueve años, los trabajadores casados con algún hijo, aquéllos que trabajan en turno partido en la compañía 1 y en turno diurno en la compañía 2, aquéllos con menor nivel de estudios (únicamente en la compañía 2) y los que padecen más de una enfermedad crónica, son los que presentan mayor probabilidad de padecer un episodio de accidente. Por lo que se refiere a los episodios de enfermedad (cuadro 3b), aquellos trabajadores mayores de sesenta años (compañía 1), con una antigüedad en la compañía menor a nueve años, los que trabajan en turno partido en la compañía 1 y en turno diurno en la compañía 2, aquellos con menor nivel de estudios (compañía 1), ex-fumadores o fumadores y aquellos con alguna enfermedad son los que presentan mayor probabilidad de padecer un episodio de IT.

Como la mayoría de trabajos empíricos [Barmby *et al.* (1991), Drago y Wooden (1992), Barmby *et al.* (1995), Marmot *et al.* (1995), North *et al.* (1996), Rizzo *et al.* (1996) y Allen (1996)<sup>13</sup> encontramos que, incluso sin incluir las bajas maternales, las mujeres tienen mayor riesgo de ausentarse del trabajo, tanto por accidentes como por episodios de enfermedad ([Buitrago *et al.* (1993)], sin embargo, no encuentran ninguna relación entre sexo y episodios de IT). Es muy posible que las dependencias familiares expliquen este mayor absentismo entre las mujeres [Johansson y Palme (1996)]. Precisamente, las dependencias familiares [como en Allen (1996)] podrían explicar el mayor riesgo en trabajadores con más de un hijo, sobre todo por lo que se refiere a los episodios de accidente [véase en este mismo sentido a Drago y Wooden (1992)]. Sin embargo, presiones financieras, es decir necesidad de mayores ingresos, explicarían por qué el riesgo es menor entre trabajadores casa-

(13) [Allen (1986)] sólo en mujeres divorciadas y mujeres negras.



Cuadro 3a: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN. AG-AUTOREGRESIVO. VARIABLE DEPENDIENTE: EPISODIOS ACCIDENTE

Accidente	Modelo para la compañía 1			Modelo para la compañía 2		
	RR	95% C.I.		RR	95% C.I.	
<i>Sexo</i> (hombre)	1,309	0,861	1,989	1,169	0,938	1,458
<i>Edad</i> (<30)						
31-40	1,313	1,037	1,662	1,275	0,931	1,746
41-50	1,677	1,113	2,528	1,452	0,993	2,123
51-60	1,587	1,012	2,490	1,416	0,948	2,115
>60	1,403	0,636	3,092	0,971	0,445	2,120
<i>Antigüedad</i> (<9)						
10-20	0,588	0,426	0,812	0,513	0,372	0,706
21-25	0,854	0,582	1,255	0,566	0,399	0,805
>25	0,585	0,389	0,880	0,689	0,477	0,996
<i>Número de hijos</i> (ninguno)						
1 hijo	1,143	0,945	1,383	0,971	0,812	1,162
Más de 1	1,163	0,915	1,478	0,899	0,732	1,104
<i>Estado civil</i> (soltero/a)						
Casado/a	1,227	0,906	1,661	1,080	0,840	1,387
Separ/divorciado	0,986	0,599	1,626	1,089	0,697	1,703
Viudo/a	0,683	0,163	2,870	0,924	0,504	1,695
<i>Ocupación</i> (Directivos)						
Mandos	41,517	5,118	336,788	6,287	1,925	20,535
Técnicos	9,483	1,308	68,736	3,127	0,877	11,155
Administrativos	28,489	3,284	247,159	3,855	1,134	13,097
Mecánicos	62,269	7,752	500,153	7,814	2,377	25,683
Electricistas	50,487	6,117	416,735	6,913	2,092	22,839
Conductores	61,144	7,561	494,431	7,119	1,900	26,667
Personal auxiliar	23,364	2,800	194,996	6,983	2,114	23,061
Personal estación				4,532	1,384	14,842
Motoristas				4,839	1,470	15,927
Operarios vías				7,316	2,142	24,995
Operarios mantenimiento				8,370	2,408	29,091

Cuadro 3a: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN. AG-AUTOREGRESIVO. VARIABLE DEPENDIENTE: EPISODIOS ACCIDENTE (CONTINUACIÓN)

Accidente	Modelo a la compañía 1			Modelo para la compañía 2		
	RR	95% C.I.		RR	95% C.I.	
<i>Turno</i> (diurno)						
Nocturno	0,821	0,610	1,103	0,828	0,657	1,045
Partido	2,804	1,186	6,632	0,496	0,349	0,705
Rotativo/sin turno	0,562	0,421	0,750	0,294	0,207	0,417
<i>Estudios</i> (universitarios)						
Sin estudios	1,164	0,533	2,539	1,650	1,011	2,694
Primarios	1,302	0,608	2,790	1,679	1,038	2,715
Secundarios	1,408	0,662	2,995	1,545	0,966	2,471
<i>Perc. Salud</i> (MB/B/R)						
Mala/muy mala	1,220	0,753	1,976	0,978	0,709	1,349
<i>Actividad física</i> (No)						
Habitualmente	1,051	0,913	1,211	1,039	0,910	1,186
<i>Tabaco</i> (no fuma)						
Ex-fumador	0,994	0,768	1,285	1,207	0,980	1,486
Fumador	1,072	0,926	1,242	1,224	1,063	1,409
<i>Alcohol</i> (no bebe)						
Semanal/ esporádico	0,901	0,758	1,069	1,049	0,876	1,256
Diariamente	0,963	0,807	1,149	0,930	0,772	1,1210
<i>Enfermedades</i> (ninguna)						
Una	1,101	0,947	1,280	1,011	0,889	1,150
Más de una	8,501	4,614	15,665	7,704	3,383	17,545
Deviance (df)	13.036,64 (10.157)			16.447,09 (1.3254)		
Test de razón de verosimilitud (p)	1.050,00 (0,000)			1.515,000 (0,000)		

Cuadro 3b: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN. AG-AUTOREGRESIVO. VARIABLE DEPENDIENTE: EPISODIOS ENFERMEDAD

Accidente	Modelo para la compañía 1			Modelo para la compañía 2		
	RR	95% C.I.		RR	95% C.I.	
<i>Sexo</i> (hombre)	1,050	0,867	1,273	1,153	1,044	1,273
<i>Edad</i> (<30)						
31-40	1,156	1,023	1,306	0,971	0,819	1,150
41-50	1,054	0,852	1,304	0,933	0,766	1,137
51-60	1,093	0,864	1,382	0,971	0,788	1,197
>60	1,352	0,919	1,990	0,964	0,686	1,354
<i>Antigüedad</i> (<9)						
10-20	0,845	0,711	1,005	0,774	0,652	0,918
21-25	1,025	0,835	1,258	0,759	0,630	0,915
>25	0,739	0,593	0,921	0,864	0,711	1,050
<i>Número de hijos</i> (ninguno)						
1 hijo	0,980	0,883	1,088	0,994	0,908	1,088
Más de 1	1,056	0,932	1,197	0,995	0,899	1,101
<i>Estado civil</i> (soltero/a)						
Casado/a	1,049	0,908	1,211	0,975	0,861	1,105
Separ/divorciado	1,005	0,787	1,282	1,061	0,866	1,300
Viudo/a	0,942	0,560	1,586	0,816	0,598	1,115
<i>Ocupación</i> (directivos)						
Mandos	2,476	1,533	3,999	1,372	1,028	1,832
Técnicos	1,458	1,003	2,118	1,272	0,943	1,715
Administrativos	2,875	1,726	4,787	1,337	0,994	1,797
Mecánicos	3,024	1,899	4,815	1,156	0,853	1,568
Electricistas	2,528	1,466	4,360	1,268	0,934	1,722
Conductores	3,511	2,195	5,616	1,232	0,767	1,977
Personal auxiliar	2,417	1,492	3,917	1,474	1,094	1,985
Personal estación				1,194	0,893	1,595
Motoristas				1,322	0,985	1,776
Operarios vías				1,387	0,983	1,958
Operarios manten.				1,328	0,873	2,020

Cuadro 3b: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN. AG-AUTOREGRESIVO. VARIABLE DEPENDIENTE: EPISODIOS ENFERMEDAD (CONTINUACIÓN)

Accidente	Modelo para la compañía 1			Modelo para la compañía 2		
	RR	95% C.I.		RR	95% C.I.	
<i>Turno (diurno)</i>						
Nocturno	1,262	1,052	1,514	0,898	0,789	1,023
Partido	3,363	2,471	4,578	0,795	0,686	0,920
Rotativo/sin turno	0,869	0,734	1,029	0,409	0,342	0,490
<i>Estudios (universitarios)</i>						
Sin estudios	1,228	0,897	1,681	1,016	0,849	1,217
Primarios	1,409	1,045	1,901	1,094	0,921	1,298
Secundarios	1,427	1,066	1,912	1,122	0,952	1,322
<i>Perc. Salud (MB/B/R)</i>						
Mala/muy mala	1,061	0,816	1,380	1,010	0,843	1,209
<i>Actividad física (No)</i>						
Habitualmente	0,965	0,892	1,045	0,982	0,916	1,063
<i>Tabaco (no fuma)</i>						
Ex-fumador	1,072	0,935	1,229	1,124	1,007	1,255
Fumador	0,985	0,906	1,070	1,202	1,118	1,293
<i>Alcohol (no bebe)</i>						
Semanal/espórádico	0,923	0,839	1,016	0,939	0,862	1,024
Diariamente	0,988	0,894	1,092	0,931	0,851	1,020
<i>Enfermedades (ninguna)</i>						
Una	1,177	1,081	1,282	1,064	0,995	1,138
Más de una	3,864	2,831	5,275	5,766	3,985	8,344
Deviance (df)	43.014,43 (10.153)			63.192,90 (13.248)		
Test de razón de verosimilitud (p)	2.314,00 (0,000)			4.420,00 (0,000)		

En cursiva test de Wald de significación individual o de razón de verosimilitud de omisión, significativo al 95% ( $p < 0,05$ ).

dos. Similares resultados fueron encontrados por Barmby *et al.* (1991), Allen (1996) y Johansson y Palme (1996). La hipótesis de “disciplina laboral” podría explicar por qué mayor antigüedad se asocia con una menor ausencia [al igual que Fitzgibbons y Moch (1980), Watson (1981), Keller (1983) y Youngblood (1984)]. Los trabajadores con mayor antigüedad estarían más comprometidos con la empresa. Podría existir, sin embargo, cierto sesgo de selección, aquellos trabajadores con mayores ausencias serían los que menos tiempo trabajarían en la empresa. Como comentamos más arriba, este posible sesgo sería más probable en el caso de haber utilizado un corte transversal. De hecho, el diseño longitudinal que hemos utilizado, puede haber minimizado el sesgo. Recuérdese que más del 90% de los trabajadores tuvieron como máximo cinco episodios de IT en el período considerado, lo que sin duda cuestiona la importancia real de la posible selección muestral. Parece existir una relación no lineal entre ausencias y edad, aunque los trabajadores mayores tienen un riesgo mayor [al igual que en Drago y Wooden (1992)] o, más interesante, en nuestro país en Buitrago *et al.* (1993). Incluso controlando por variables de salud, el deterioro físico de estos trabajadores podría implicar mayores ausencias. Como argumentamos más arriba, la educación parece estar inversamente relacionada con las ausencias [como en Van Ours y Ridder (1991) y en Rizzo *et al.* (1996)] especialmente cuando se ha controlado por la ocupación. La educación puede estar asociada con buenos hábitos laborales, condiciones de trabajo agradables o buena salud [Grossman (1975)], implicando en todos los casos menos ausencias. La conducta adversa respecto a la salud (fumadores) y condiciones de salud adversas (presencia de enfermedades crónicas) implican lógicamente mayor riesgo de ausencia, particularmente entre los episodios de enfermedad. Resultados similares fueron encontrados por Bartel y Taubman (1986), Drago y Wooden (1992), Marmot *et al.* (1995), North *et al.* (1996), Rizzo *et al.* (1996) y Johansson y Palme (1996).

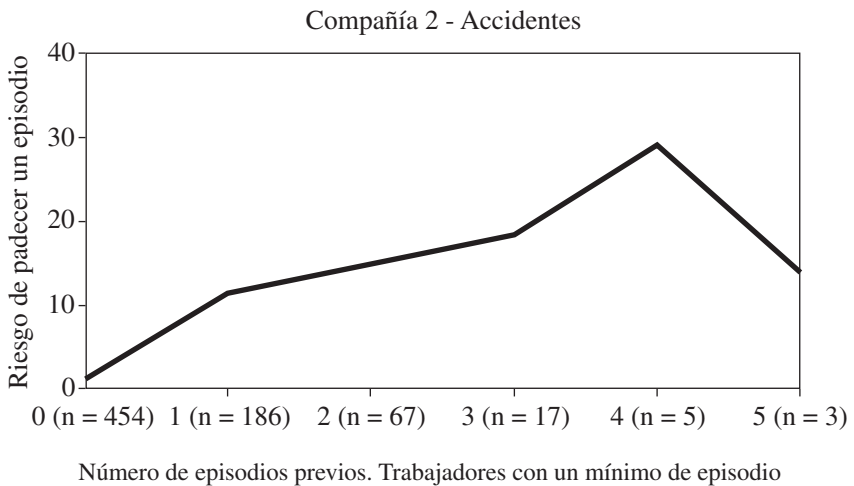
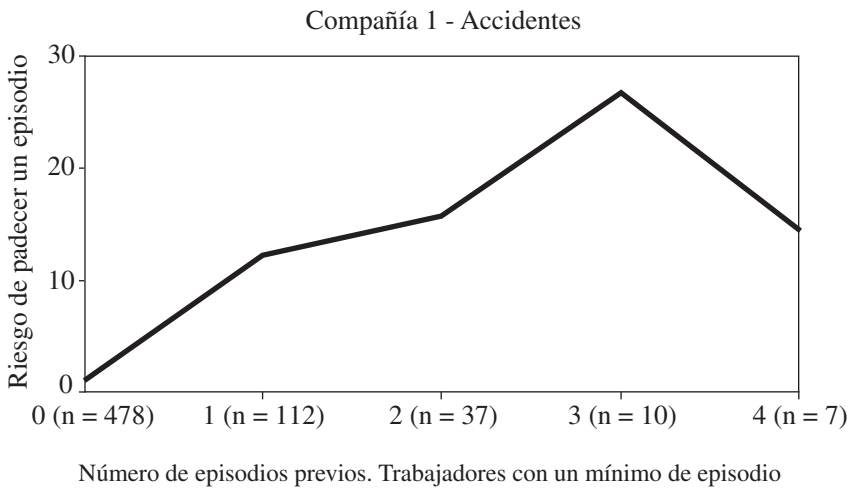
Finalmente, nos atreveríamos a intentar explicar algunos resultados algo paradójicos. Nótese que el riesgo de padecer un episodio de IT por cualquier contingencia es mayor entre los que declaran ser no bebedores. Es posible que deba utilizarse un indicador de la conducta respecto al alcohol más informativo, al menos en nuestra cultura, como por ejemplo alguna medida cuantitativa de consumo de alcohol. Nótese que el riesgo relativo asociado a la auto-percepción de la salud no resultó estadísticamente significativo, ni siquiera por lo que se refiere a los episodios de enfermedad<sup>14</sup>. Podría dudarse de la fiabilidad de esta pregunta. Por último, los riesgos relativos asociados a padecer más de una enfermedad son mayores entre los accidentes que entre las enfermedades. Es posible que esta paradoja quede explicada por la imposibilidad práctica de separar las ausencias “involuntarias” de aquellas “voluntarias”.

En el gráfico 1 representamos los riesgos relativos de padecer un episodio de IT en función del número de episodios previos de IT. Nótese que los perfiles de los riesgos son muy similares en ambas compañías, aunque el máximo riesgo se produce algo más tarde en la compañía 2. Como era de esperar, el riesgo de que un trabajador padezca un episodio de IT aumenta conforme lo hace el número de episodios previos. Existe un momento, sin embargo, en el que el riesgo disminuye

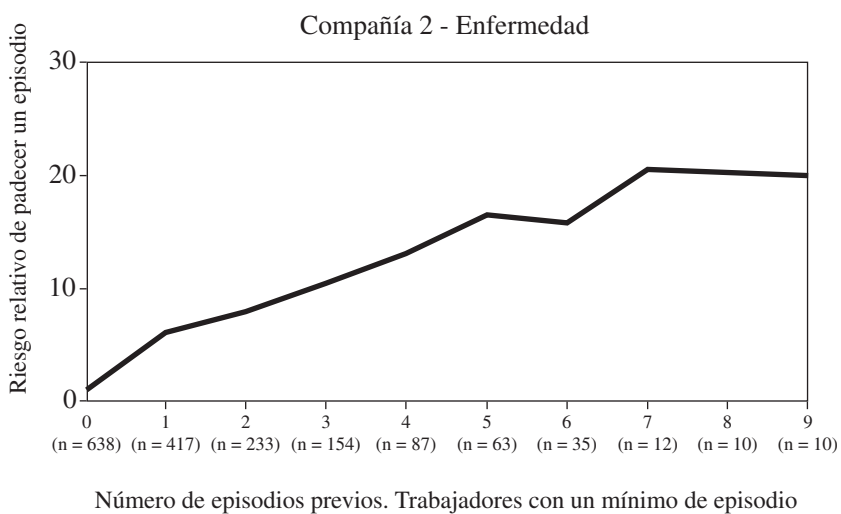
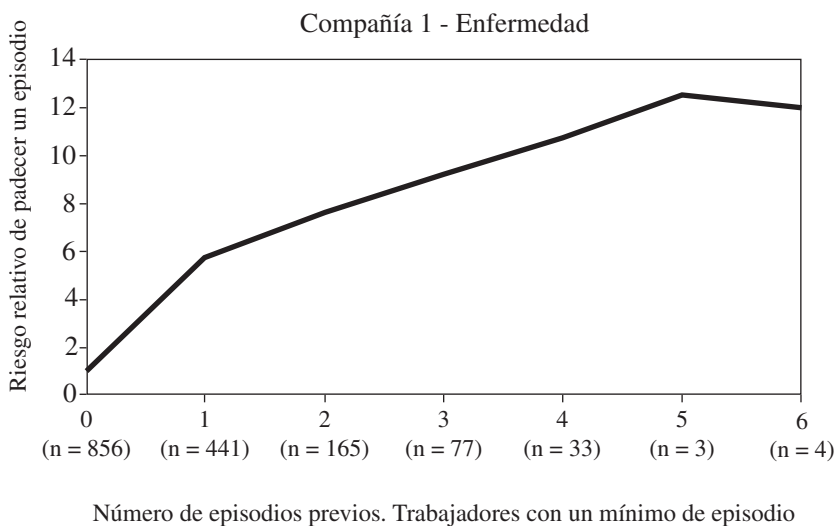
(14) Lo contrario a lo encontrado por Marmot *et al.* (1995) y North *et al.* (1996).

(más tarde en la compañía 2 y en episodios de enfermedad). El perfil del riesgo de accidentes es más cóncavo que el de los episodios de enfermedad, sugiriendo mayor persistencia y, por tanto, una mayor dependencia entre las recurrencias cuando la IT es por enfermedad.

Gráfico 1a: RIESGO RELATIVO DE PADECER UN EPISODIO DE ACCIDENTE EN FUNCIÓN DEL NÚMERO DE EPISODIOS PREVIOS



**Gráfico 1b: RIESGO RELATIVO DE PADECER UN EPISODIO DE ENFERMEDAD EN FUNCIÓN DEL NÚMERO DE EPISODIOS PREVIOS**





#### 4. CONCLUSIONES

La ocupación ha resultado ser la variable que presenta mayores riesgos relativos de incidencia de las ausencias del trabajo, en especial por lo que se refiere a los episodios de accidente. Es de destacar, sin embargo, que la ocupación también está relacionada con los episodios de enfermedad. Creemos que la principal explicación de esta relación se encuentra en la estructura de seguridad social existente en nuestro país. Las ausencias por enfermedad son pagadas por la Seguridad Social, mientras que las ausencias por accidente las pagan las mutuas y compañías de seguros de enfermedad y accidente. Es bastante posible que algunos episodios de enfermedad se correspondan en realidad con accidentes laborales y/o enfermedades profesionales. Precisamente, las diferencias en los riesgos entre ambas compañías, siempre mayores en la compañía 1 y una relación entre ocupación y episodios de enfermedad prácticamente inexistente en la compañía 2, podrían ser la consecuencia de un diferente esquema de cobertura de las contingencias por incapacidad en la compañía 1 (alcanzado por convenios colectivos específicos)<sup>15</sup>. Nótese que, también en nuestro caso, estos razonamientos nos impiden separar desde un punto de vista práctico las ausencias “voluntarias” de aquellas “involuntarias”<sup>16</sup>. La interpretación de los riesgos estimados, por tanto, no podrá ser completamente fundamentada atendiendo a ninguna de las tres teorías económicas explicativas de las ausencias del trabajo vistas más arriba.

Creemos que nuestros hallazgos respecto a ocupación podrían ser explicados recurriendo, principalmente, a la “adversidad” de las condiciones de trabajo [como argumentan de Marmot *et al.* (1995) y North *et al.* (1996)]; y encuentran empíricamente Johansson y Palme (1996)<sup>17</sup>. Según argumenta la hipótesis de “disciplina laboral” unas condiciones de trabajo adversas podrían disminuir las pérdidas esperadas en la utilidad de los trabajadores, derivadas de un hipotético despido, lo que incrementaría la probabilidad de las ausencias. La “adversidad” puede ser tanto desde un punto de vista físico como desde una perspectiva psicológica, más en la línea de la hipótesis de las “normas de grupos de trabajo” [y, curiosamente, también en la de Marmot *et al.* (1995) y North *et al.* (1996)]. En este sentido, nótese que las ocupaciones con mayor riesgo de padecer un episodio de accidente (“Mecánicos”, “Electricistas” y “Conductores”) presentan un riesgo de padecer un episodio de enfermedad prácticamente igual a los “Directivos” (categoría de referencia) en especial en la compañía 2, aquella menos distorsionada por el esquema de cobertura de las contingencias. Por otra parte, nótese que los turnos más “incómodos” son los que presentan mayores riesgos estimados. Nuestros hallazgos están en la línea de la investigación empírica, aunque debamos remontarnos a Vernon *et al.* (1928, 1931), quienes al analizar una cohorte de mineros del carbón en Gales,

(15) Desafortunadamente no se dispone de información sobre las características de las negociaciones colectivas de las dos compañías para controlar por estas diferencias en las estimaciones.

(16) De hecho todos nuestros modelos son muy sobre-dispersos (*deviance* mayor que los grados de libertad), o varianzas estimadas mayores que las nominales, evidenciando una relativamente escasa capacidad explicativa. Los pseudo-R<sup>2</sup> [véase Nagelkerke (1991)] de los modelos variaron entre 0,26 y 0,32.

(17) Aunque, paradójicamente, Johansson y Palme (1996) no lo fundamentan teóricamente.

encuentran que las ausencias (salvo las relacionadas con accidentes graves) se relacionan principalmente con la incomodidad del puesto de trabajo (profundidad de la mina, temperatura interior y velocidad del aire).



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Allen, S.G. (1981a): "An empirical model of work attendance", *The Review of Economics and Statistics*, 63, págs. 77-87.
- Allen, S.G. (1981b): "Compensation, safety and absenteeism: some evidence from the paper industry", *Industrial and Labor Relations Review*, 34, págs. 207-218.
- Allen, S.G. (1984): "Trade Unions, absenteeism and exit-voice", *Industrial and Labor Relations Review*, 37, págs. 331-345.
- Allen, W.D. (1996): "Family illness and temporary work absence", *Applied Economics*, 28, págs. 1.177-1.180.
- Andersen, P.K. (1992): "Repeated assessment of risk factors in survival analysis", *Statistical Methods in Medical Research*, 1, págs. 297-315.
- Andersen, P.K. y R.D. Gill (1982): "Cox's regression model for counting processes: A large sample studies", *Annals of Statistics*, 10, págs. 1.100-1.120.
- Andersen, P.K., O. Borgan, R.D. Gill y N. Keiding (1992): *Statistical Models Based on Counting Processes*, New York: Springer-Verlag.
- Barmby, T.A., C.D. Orme y J.G. Treble (1991): "Worker absenteeism: an analysis using microdata", *The Economic Journal*, 101, págs. 214-229.
- Barmby, T.A., C.D. Orme y J.G. Treble (1995): "Worker absence histories: a panel data study", *Labour Economics*, 2, págs. 53-65.
- Bartel, A. y P. Taubman (1979): "Health and labour market success: the role of various diseases", *The Review of Economics and Statistics*, 61, págs. 1-8.
- Bartel, A. y P. Taubman (1986): "Some economic and demographic consequences of mental illness", *Journal of Labour Economics*, vol. 4, n.º 2, págs. 243-256.
- Benavides, F.G., J. Aranaz, F. Bolumar y C. Álvarez-Dardet (1990): "La Incapacidad Laboral Transitoria, algo más que un problema de salud", *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, 64, págs. 749-757.
- Benavides, F.G., M. Saez, M.A. Barceló, C. Serra y M. Mira (1999): "Género e incapacidad temporal: estrategias de análisis", *Gaceta Sanitaria*, vol. 3, n.º 3, págs.185-190.
- Benham, L. y A. Benham (1982): "Employment, earnings, and psychiatric diagnosis", en Fuchs, V. (ed). *Economic Aspects of Health*, págs. 203-220. Chicago, University of Chicago Press.
- Blomquist, N.S. (1983): "The effect of income taxation on the labor supply of married men in Sweden", *Journal of Public Economics*, 22, págs. 169-197.
- Buitrago, F., L. Lozano, C. Fernández-Lozano, F. Bonino *et al.* (1993): "Incapacidades Laborales Transitorias de los colectivos profesionales administrativos y de enfermería", *Gaceta Sanitaria*, 7, págs. 190-195.
- Chadwick-Jones, J.K., N. Nicholson y C. Brown (1982): *Social Psychology of Absenteeism*, New York, Praeger.
- Clayton, D. (1994): "Some approaches to the analysis of recurrent event data", *Statistical Methods in Medical Research*, 3, págs. 244-262.
- Cox, D.R. (1972): "Regression models and life tables (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 74, págs. 187-220.

- Cox, D.R. (1975): "Partial likelihood", *Biometrika*, 62, págs. 269-276.
- Cox, D.R. y D. Oakes (1984): *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall.
- Drago, R. y M. Wooden (1992): "The determinants of labor absence: economic factors and workgroup norms across countries", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 45, n.º 4, págs. 764-778.
- Dunn, L.F. y S.A. Youngblood (1986): "Absenteeism as a mechanism for approaching an optimal labor market equilibrium: an empirical study", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68, n.º 4, págs. 668-674.
- Escrivá, V., S. Pérez-Hoyos y F. Bolumar (1992): "Absentismo laboral del personal de enfermería de los hospitales valencianos", *Gaceta Sanitaria*, 6, págs. 239-244.
- Fitzgibbons, D. y M. Moch (1980): "Employee absenteeism: a multivariate analysis with replication", *Organizational Behavior and Human Performance*, vol. 26, n.º 4, págs. 349-372.
- Gintis, H. (1976): "The nature of labor exchange and the theory of capitalist production", *Review of Radical Political Economics*, vol. 8, n.º 2, págs. 36-54.
- Goodman, P.S., R.S. Atkin, et al. (1984): *Absenteeism*, San Francisco, Jossey Bass Inc.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Methods*, Englewood Cliffs, New Jersey, Prentice-Hall.
- Grossman, M. (1975): "The correlations between health and schooling" en Terlecky, N. (ed). *Household Production and Consumption*. New York, Columbia University Press.
- Hausman, J.A. (1980): "The effect of wages, taxes, and fixed costs on women's labor force participation", *Journal of Public Economics*, 14, págs. 161-194.
- Inman, R.P. (1987): "The economic consequences of debilitating illness: the case of multiple sclerosis", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 69, n.º 4, págs. 651-660.
- Johansson, P. y M. Palme (1996): "Do economic incentives affect work absence? Empirical evidence using Swedish micro data", *Journal of Public Economics*, 59, págs. 195-219.
- Kahn, H.A. y C.T. Sempos (1989): *Statistical Methods in Epidemiology*, Oxford University Press.
- Kalbfleisch, J.D. y R.L. Prentice (1980): *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley.
- Keller, R.T. (1983): "Predicting absenteeism from prior absenteeism, attitudinal factors, and nonattitudinal factors", *Journal of Applied Psychology*, vol. 68, n.º 3, págs. 536-540.
- Kenyon, P. y P. Dawkins (1989): "A time series analysis of labour absence in Australia", *The Review of Economics and Statistics*, 71, págs. 232-239.
- Leigh, J.P. (1981): "The effects of union membership on absence from work due to illness", *Journal of Labour Research*, vol. 2, n.º 3, págs. 329-336.
- Leigh, J.P. (1984): "Unionization and absenteeism", *Applied Economics*, 16, págs. 147-157.
- Leigh, J.P. (1986): "Correlates of absence from work due to illness", *Human Relations*, vol. 39, n.º 1, págs. 81-100.
- Marmot, M., A. Feeney, M. Shipley, F. North y S.L. Syme (1995): "Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II Study", *J. of Epid. Comm. Health*, 49, págs. 124-130.
- Nagelkerke, N.J.D. (1991): "A note on a general definition of the coefficient of determination", *Biometrika*, 78, págs. 691-692.
- North, F.M., S.L. Syme, A. Feeney, J. Head, M.J. Shipley y M. Marmot (1993): "Explaining socioeconomic differences in sickness absence: The Whitehall II Study", *British Medical Journal*, 306, págs. 361-365.

- North, F.M., S.L. Syme, A. Feeney, M. Shipley y M. Marmot (1996): "Psychosocial work environment and sickness absence among British civil servants. The Whitehall II Study", *American Journal of Public Health*, vol. 86, n.º 3, págs. 332-340.
- O'Donnell, O. (1995): "Labour supply and saving decisions with uncertainty over sickness", *Journal of Health Economics*, 14, págs. 491-504.
- Rizzo, J.A., T.A. Abbot y S. Pashko (1996): "Labour productivity effects of prescribed medicines for chronically ill workers", *Health Economics*, 5, págs. 249-265.
- Saez, M. y M.A. Barceló (1998): "Un criterio para omitir variables superfluas en modelos de regresión", *Gaceta Sanitaria*, vol. 12, n.º 6, págs. 281-282.
- Taylor, P.J. y S.J. Pocock (1982): "Sickness absence - its measurement and control" en Schilling, R.S. (ed). *Occupational Health Practice*, págs. 339-358. Londres, Butterworths & Co.
- Van Ours, J. y G. Ridder (1991): "Cyclical variation in vacancy durations and vacancy flows. An empirical analysis", *European Economic Review*, 35, págs. 1.143-1.155.
- Venables, W.N. y B.D. Ripley (1997): *Modern Applied Statistics with S-Plus*, New York, Springer-Verlag.
- Vernon, H.M. y T. Bedford (1928): "A study of absenteeism in a group of ten collieries", London: Medical Research Council, Industrial Fatigue Research Board, *Report* n.º 51.
- Vernon, H.M. y C.G. Warner (1931): "Two studies of absenteeism in coal mines", London: Medical Research Council, Industrial Health Research Board, *Report* n.º 62.
- Watson, C.J. (1981): "An evaluation of some aspects of the Steers and Rhodes model of employee attendance", *Journal of Applied Psychology*, vol. 66, n.º 3, págs. 385-389.
- Weiss, A.N. (1980): "Job queues and layoffs in labor markets with flexible wages", *Journal of Political Economy*, vol. 88, n.º 3, págs. 156-162.
- Youngblood, S.A. (1984): "Work, nonwork and withdrawal", *Journal of Applied Psychology*, vol. 69, n.º 1, págs. 106-117.

*Fecha de recepción del original: julio, 1998*  
*Versión final: septiembre, 2000*

ABSTRACT

In this paper we try to test the hypothesis that sickness absence spells depend on socio-economic factors related to occupation. Proper statistical methods have been used in order to control the effect of recurrences on the inferences that can be drawn. The data consist of two cohorts formed by workers from two companies making up a public transport firm, and covering the period 1994-1996. The analysis was carried out separately by company and by contingency. Using a longitudinal design we estimated several conditional models, in particular Markovian Andersen-Gill models. The results show that occupation appeared as the predictor of sickness absence spells with highest relative risk incidence. Mechanical and railway operators, maintenance assistants, and drivers notified highest incidence rates, after adjusting by personal and work characteristics; health related behaviours, and health antecedents. Other characteristics of high incidence rates were: being female, between thirty and sixty years old, less than nine years of tenure, married having a child; uncomfortable shift work; those with lower educational level, being smoker or ex-smoker, and having chronic disease antecedents. Given the social security system, it is very likely that some common diseases were actually work-related diseases. This fact prevents up from separating “voluntary” from “involuntary” absence spells. The findings with respect to occupation can be mainly explained by reference to “adverse” work conditions.

*Key words:* sickness absence spells, occupation, Andersen-Gill, Markovian models.

*JEL classification:* C41, I12, J22, C14.