



Incapacidad temporal: estrategias de análisis

F.G. Benavides¹ / M.Sáez² / M.A. Barceló² / C. Serra^{1,3} / M. Mira^{1,4}

¹Departament de Ciències Experimentals i de la Salut. Universitat Pompeu Fabra. Barcelona.

²Departament d'Economia. Universitat de Girona. ³Consorci Hospitalari Parc Taulí. Sabadell.

⁴Transports Metropolitans de Barcelona

Correspondencia: Fernando G. Benavides. Medicina Preventiva i Salut Pública. Universitat Pompeu Fabra. Doctor Aiguader, 80. 08003 Barcelona.

Recibido: 20 de septiembre de 1997

Aceptado: 21 de mayo de 1998

(Temporary sick-leave: analysis strategies)

Resumen

Objetivo: Comparar las razones de tasas estimadas mediante diferentes modelos de regresión, dado que los episodios de Incapacidad Temporal (IT) se repiten en un mismo individuo varias veces y la frecuencia no es constante a lo largo de un periodo de observación.

Sujetos y métodos: La población en estudio la constituyen todos los trabajadores contratados más de 30 días en un hospital entre el 1 de enero de 1992 y el 1 de junio de 1995. El periodo completo de seguimiento suma 1.259 días y el número total de sujetos incluidos en el estudio fue de 2.306 trabajadores. Ello supuso en total 1.846.706 personas-días. En el periodo estudiado se notificaron 2.649 episodios, lo que significó 85.947 días perdidos por IT. Además del modelo de Poisson, se aplicaron los modelos GEE (Generalised Estimating Equations) y WLW (Aproximación de Andersen-Gill de la regresión de Cox modificado por Wei et al.)

Resultados: Al aplicar la regresión de Poisson, se observó que el ser mujer, tener menos de 30 años, trabajar en mantenimiento y limpieza del hospital o de auxiliar de clínica y en turno rotatorio son las características, entre las estudiadas, que mejor explican la incidencia de IT en esta empresa. Este perfil, apenas se modifica después de aplicar modelos de regresión «marginales»: GEE y WLW. Aunque sí se observa una mayor amplitud de los intervalos de confianza al aplicar estos modelos.

Conclusiones: Los modelos de regresión 'marginales' aplicados en este estudio no parecen comportarse como alternativas al modelo más clásico de regresión de Poisson. Esto plantea la necesidad de explorar la aplicación de otras alternativas, como los modelos de regresión 'condicionales', los cuales estiman explícitamente la interdependencia de las observaciones.

Palabras claves: Absentismo por razones de salud. modelos de regresión, hospital.

Summary

Objectives: To apply different regression models to estimate rate ratios for temporary sick-leave (TSL) which may occur several times in the same individual during a period, and the frequency is not constant for the observation period.

Subjects and methods: All workers employed more than 30 days between January 1st of 1992 and June 1st of 1995 were included into the population study. The following period was 1,259 days and the total number of workers included in the study was 2,306. During that period 2,649 TSL episodes were notified, which meant 85,947 lost days. Poisson regression, Generalised Estimating Equations (GEE) and Andersen-Gill modification of Cox regression modify by Wei (WLW) were applied.

Results: The highest TSL incidence rates were seen in women, lesser than 30 years old, cleaners, maintenance workers and auxiliary nurses, and those involved in shiftwork. This profile was not modified after applying GEE and WLW regression models, although confidence intervals were widened.

Conclusions: TSL data does not fit Poisson regression assumptions, but GEE and WLW regression models do not appear as alternatives. Other conditional regression models would need to be explored to suitably analyse this data.

Introducción

El interés por la prevención del absentismo laboral por razones de salud comienza a corresponderse con la importancia social y económica que este problema representa.¹ En

efecto, las ausencias temporales del trabajo por razones de salud (incapacidad temporal, IT) constituyen un problema no sólo sanitario sino también económico y social, puesto que afecta al trabajador que sufre la incapacidad; a la empresa, pues, los costes aumentan y la productividad disminuye; y a la sociedad en su con-

junto, a través de las prestaciones sanitarias y sociales que son financiadas con los presupuestos de la Seguridad Social.

El conocimiento acumulado sobre este problema permite afirmar que la IT no es sólo una función del problema de salud específico que justifica la ausencia al trabajo, sino que también refleja la percepción subjetiva que tiene la persona de su propia salud², además de factores laborales y extralaborales³. De hecho, investigaciones recientes han puesto de manifiesto las ventajas de la IT como indicador del estado de salud⁴, así como la relación entre las características organizativas (demanda, control y apoyo social) de las condiciones de trabajo y la incidencia de episodios de IT⁵, y la relación entre las características de las tareas (movimientos repetitivos y posturas forzadas) y la duración de los episodios de IT⁶. En nuestro país, las investigaciones publicadas han tenido un carácter eminentemente descriptivo⁷ y, sobre todo, se han centrado en el cálculo de estándares de duración de los episodios de IT⁸⁻⁹.

En estos análisis, sin embargo, se le ha prestado poca atención al hecho, señalado por algunos autores¹⁰, de que los episodios de IT se repiten en un grupo reducido de trabajadores, lo cual podría invalidar las inferencias realizadas a partir de los modelos de regresión que exigen para su aplicación la independencia de las observaciones y su constancia en el tiempo. El objetivo de este trabajo es verificar si se cumplen o no estas asunciones y comparar diversas estrategias al análisis de los episodios de IT notificados en una empresa de servicios sanitarios, teniendo en cuenta dichas premisas. Para tal propósito, proponemos como hipótesis, ya estudiada por algunos de nosotros,¹¹ que la incapacidad temporal es más frecuente en las mujeres que en los hombres, independientemente de otros factores de riesgo como la edad, la categoría laboral, el turno o el tipo de contrato.

Sujetos y métodos

La población en estudio está formada por todos los trabajadores contratados más de 30 días en un hospital entre el 1 de enero de 1992 y el 1 de junio de 1995. El periodo completo de seguimiento suma 1.259 días y el número total de sujetos incluidos en el estudio fue de 2.306 trabajadores (598 hombres y 1.701 mujeres). Ello supuso en total 1.846.706 personas-días.

Un episodio de IT está definido como aquella situación en la que se encuentra el trabajador que no puede realizar su actividad profesional debido a una enfermedad o lesión (laboral o común) y es certificada por un médico y notificada al Servicio de Recursos Humanos de la empresa. Los episodios de baja por maternidad

se excluyeron del análisis. Para cada episodio de IT se dispuso de la fecha de baja y de la fecha de alta. En el periodo estudiado se notificaron 2.649 episodios (360 en hombres y 2.288 en mujeres), lo que significó 85.947 días perdidos por IT. La duración media de los episodios de IT fue de 32,5 días.

Para cada trabajador se tuvo información sobre el género, la edad, la categoría laboral, el tipo de contrato y el turno de trabajo (ver [tabla 1](#)). Además, se tuvo en cuenta el mes y el año del episodio de IT.

Los datos se organizaron de dos maneras diferentes. En el primero, que denominamos fichero de «individuos» (ver [figura 1,a](#)), a cada sujeto le correspondía un único registro, el cual contenía la información acumulada a lo largo del periodo de observación: género, edad, categoría laboral, tipo de contrato, turno de trabajo, fecha de entrada y salida de la cohorte. Además, si había habido algún episodio de IT se recogía la fecha de baja y la fecha de alta de cada episodio. En el segundo fichero, denominado de «episodios», los registros corresponden a cada uno de los diversos periodos de tiempo en que se divide cada sujeto en función de si está o no en situación de baja laboral por IT. Así, como se observa en la [figura 1,b](#), un trabajador que hubiese tenido dos episodios de IT en el periodo de seguimiento,

Figura 1a. Fichero de «individuos».

Trabajador A					
Entrada					Salida
Trabajador B					
Entrada				Baja	Salida
Trabajador C					
Entrada	Baja 1	Alta 1	Baja 2	Alta 2	Salida

Figura 1b. Fichero de «episodios».

Trabajador A					
Entrada					Salida
Trabajador B					
Entrada				Baja	
Baja				Salida	
Trabajador C					
Entrada	Baja 1				
Alta 1	Baja 2				
Baja 2	Alta 2				
Baja 2	Alta 2				
Alta 2	Salida				

Tabla 1. Características de la población base seguida entre enero de 1992 y junio de 1995 (1.259 días)

	Trabajadores	Tiempo de seguimiento	Núm. IT	Duración IT	Tasas 10 ⁻⁴
Género*					
Hombres	598	483.845	360	10.289	7,60
Mujeres	1.701	1.361.733	2.288	85.024	17,92
Edad (cuartiles)**					
18-28	552	310.835	624	14.339	21,05
29-34	539	381.995	601	18.490	16,53
35-42	624	571.434	703	20.870	12,77
43-68	591	582.442	711	32.216	12,92
Categorías					
Directivos	19	18.202	5	249	2,79
Facultativos	434	327.824	134	3.701	4,13
Enfermeras	548	469.400	744	20.060	16,56
Auxiliares	574	471.931	923	28.521	20,82
Administrativas	227	211.953	209	6.636	10,18
Limpieza	391	275.288	517	23.558	20,54
Mantenimiento	113	72.108	117	3.190	16,98
Contrato					
Fijos	1.449	1.608.450	2.304	78.384	15,06
Temporales	807	238.256	345	7.531	14,95
Turno***					
Mañana/Tarde	1.414	1.142.697	1.348	47.413	12,31
Nocturno	336	306.529	613	19.227	21,33
Rotatorio	238	231.987	418	12.490	19,04
Fin de semana	276	130.548	190	3.889	15,00
Total	2.306	1.846.706	2.649	85.947	15,04

* 7 no consta; ** 10 no consta; ***42 no consta.

fue dividido en cinco registros. En cada uno de ellos una nueva variable (estado) indicaba si está de alta «0» o si está de baja «1». La fecha de entrada y salida, corresponderán a la fecha de alta y baja, respectivamente. En el caso de un sujeto que no presenta episodios de IT, el registro corresponde al sujeto.

Para medir la frecuencia de episodios de IT se calculó la tasa de IT por 10.000 personas-día para cada una de las variables consideradas en el estudio y su intervalo de confianza al 95%. Donde la Tasa de IT para una categoría i dada es igual a:

$\Sigma \text{episodios de IT}_i / (\Sigma \text{personas-días de seguimiento}_i - \Sigma \text{personas-días de baja}_i)$

En el análisis de la incidencia se han aplicado distintos modelos de regresión, todos ellos ajustados con el programa estadístico S-Plus¹². En primer lugar, y utilizando el fichero de «individuos», se estimó una regresión de Poisson. Consideramos al número de episodios de IT que pudiese haber padecido un sujeto y_i ($i=1,2,\dots,2.306$ sujetos), una variable aleatoria discreta que tomaba valores enteros positivos únicamente (ya que $y_i=0,1,2,\dots$) y cuyo rango no es muy amplio. El 97%

de los trabajadores tuvieron como máximo 5 episodios de IT. Así, y_i , venía generada por una distribución de Poisson con parámetro μ_i . El modelo de regresión puede escribirse:

$$\ln \mu_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}$$

en el que se supuso que el número medio de episodios de IT, μ_i , dependía de cinco variables explicativas, x_{ij} ($i=1,2,\dots,5$ y $j=1,\dots,2.306$ sujetos): género, edad, categoría laboral, contrato y turno.

En segundo lugar, y dado que la regresión de Poisson debe asumir a) que las observaciones de la variable dependiente son independientes y b) que el número esperado de sucesos no varía durante el período de seguimiento, aplicamos otros modelos de regresión que corrigen las estimaciones si se incumplen estos requisitos. Estos modelos, llamados «marginales» según la taxonomía usada, entre otros, por Diggle et al.¹³, son: el modelo basado en las «Generalised Estimating Equations»¹⁴ (GEE); y la modificación de Wei et al.¹⁵. (WLW),

de la aproximación de Andersen-Gill¹⁶ a la regresión de Cox. Dichos modelos utilizan determinadas ponderaciones para corregir el sesgo que se produce en los errores estándar cuando la variable dependiente no es independiente. En el modelo GEE se utiliza como matriz de ponderaciones la de correlaciones cruzadas de los estimadores de los parámetros de la regresión, y el método WLW utiliza la matriz de cuadrados de los estimadores jackknife como matriz «robusta» de covarianzas. Igualmente, y a fin de asegurar la constancia del número esperado de IT, tanto el método GEE como el WLW (a diferencia de la regresión de Poisson estándar) dividen el periodo total de seguimiento en distintas «bandas» temporales de forma que las observaciones de la variable respuesta, incidencia de IT, se correspondan con el número de sucesos por sujeto/banda. La elección de las bandas temporales en el método GEE, sin embargo, no deja de ser bastante arbitraria. Así, en nuestro caso se escogieron los años naturales. El método WLW, por el contrario, se basa en la historia natural del suceso, escogiendo bandas que tengan, como máximo, un episodio de IT por sujeto. Esta división asegura que el número esperado de IT sea constante en el periodo de seguimiento. Para aplicar el método WLW se utilizó el fichero de «episodios».

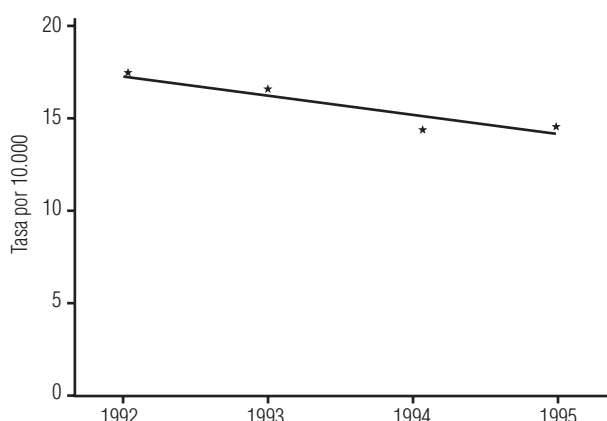
Resultados

La tasa de IT global para todo el periodo fue de 15,04 por 10.000 personas-días, mostrando una tendencia descendente (figura 2) desde 16,6 en 1992 hasta 13,93 en 1995. Al comparar las tasas de IT según el género, observamos una apreciable diferencia (ver en la tabla 1): 7,57 en hombres y 17,81 en las mujeres. También se observaron diferencias respecto al resto de variables: la edad (21,05 entre 18 y 28 años vs 12,92 entre los 43 y 68 años; la categoría laboral (20,82 y 20,54 en las auxiliares y limpieza vs 2,79 y 4,13 en los directivos y facultativos) y el turno (21,33 en el nocturno vs 12,31 en el de mañana-tarde). De menor importancia fue la diferencia observada respecto al tipo de contrato (15,06 en los fijos vs 14,95 en los temporales).

Así mismo, se ha constatado la repetitividad de los episodios de IT en un número limitado de trabajadores. Como se puede observar en la tabla 2, el 50% de los trabajadores (68,1% en hombres y 44,5% en mujeres) no notificaron ningún episodio de IT. Esta cifra contrasta con el 28,8% de trabajadores (15,9% en hombres y 33,8% en mujeres) que padecieron más de un episodio a lo largo del periodo de seguimiento.

Al aplicar la regresión de Poisson, observamos (tabla 3) que el ser mujer, tener menos de 30 años, trabajar en mantenimiento y limpieza del hospital o de auxiliar de clínica y en turno rotatorio son las características,

Figura 2. Tasas de incapacidad temporal. 1992-1995.



Episodios IT	736	789	736	388
Personas-días	442.746	501.218	538.343	278.484
Tasas	16,6	15,7	13,7	13,9

entre las estudiadas, que mejor explican la incidencia de IT en esta empresa. Este perfil, apenas se modifica después de aplicar modelos de regresión «marginales»: GEE y WLW. Aunque sí se observa una mayor amplitud de los intervalos de confianza al aplicar estos modelos.

Discusión

La diferencia relativa en la incidencia de IT entre hombres y mujeres se mantiene después de haber ajustado por la edad, la categoría laboral, el tipo de contrato y el turno de trabajo, según una regresión de Poisson.

Tabla 2. Número de trabajadores según el número de episodios de Incapacidad Temporal

Número de episodios	Número de trabajadores		
	Hombres n (%)	Mujeres n (%)	Total n (%)
0	407 (68,1)	753 (44,5)	1.166 (50,6)
1	102 (17,1)	373 (21,9)	476 (20,6)
2	48 (8,0)	238 (14,0)	286 (12,4)
3	25 (4,2)	148 (8,7)	173 (7,5)
4	8 (1,3)	72 (4,2)	80 (3,5)
5	3 (0,5)	51 (3,0)	54 (2,3)
6	2 (0,3)	35 (2,1)	37 (1,6)
7 o más	3 (0,1)	31 (1,8)	34 (1,5)
Total	598 (100)	1.701 (100)	2.306 (100)

son. La disminución del 29% ($RT_{cruda}=2,35$ vs $RT_{ajustada} = 1,82$) en la magnitud de la asociación puede ser explicada porque los trabajadores de limpieza, auxiliares de clínica y enfermería, y en turno de noche, todos con elevadas tasas de IT y una fuerte asociación con la incidencia de IT, son principalmente mujeres (85,4% entre las auxiliares de clínica, 88,7% entre las enfermeras, 89,7% entre las trabajadoras de limpieza y 84,8% entre las trabajadoras de turno de noche). Queda, sin embargo, un 82% más de incidencia de IT en las mujeres que no es explicado en este estudio. Una posible interpretación de este hecho puede venir de los múltiples roles que las mujeres deben compaginar entre el trabajo productivo y las responsabilidades familiares y otras tareas denominadas reproductivas¹⁷. Wohl y sus colegas han observado un significativo exceso de accidentes laborales en las mujeres que tienen niños menores de seis años respecto a aquellas que no tienen hijos menores de seis años¹⁸. A pesar de ello, una primera conclusión que se puede extraer de estos resultados es que la mayor incidencia de IT en las mujeres está explicada, al menos en parte, por las condiciones de trabajo a que están expuestas.

Por otra parte, los datos muestran que los eventos

se repiten en un mismo sujeto, por lo que la probabilidad de tener un segundo episodio de IT no es la misma que la de tener un primero, y que la probabilidad del suceso varía durante el periodo de seguimiento. Esto confirma que la regresión de Poisson no es el modelo más adecuado para analizar estos datos, lo que puede invalidar las inferencias anteriormente comentadas, aunque no conviene olvidar que la estimación de los parámetros en la regresión de Poisson es insesgada¹⁹. De hecho, la magnitud de la asociación observada apenas se modifica cuando se aplican los modelos de regresión «marginales» que tienen en cuenta ambos incumplimientos de la regresión de Poisson. Básicamente, lo único que se modifica son los límites de los intervalos de confianza con una pérdida de precisión de los estimadores, junto a la discrepancia observada en los estimadores de la razón de tasas en la variable tipo de contrato entre el método GEE^{3,21} y los otros dos^{1,19}. Esta diferencia es probablemente un artificio estadístico consecuencia de la arbitraria división del periodo de seguimiento en el modelo GEE, tal como se indicó. De hecho, mientras el porcentaje de trabajadores temporales permanece prácticamente constante en el periodo de seguimiento (en torno al 35%), el porcentaje de

Tabla 3. Razones de Tasas (RT) e Intervalo de confianza al 95% (IC 95%) para las variables analizadas según diferentes modelos de regresión

	Poisson		GEE*		WLW*	
	RT	IC 95%	RT	IC95%	RT	IC95%
Género						
Hombres	1		1		1	
Mujeres	1,82	1,60-2,08	1,67	1,39-1,99	1,79	1,50-2,14
Edad (cuartiles)						
18-28	1		1		1	
29-34	0,95	0,89-1,00	0,96	0,89-1,04	0,93	0,87-1,00
35-42	0,89	0,84-0,95	0,96	0,88-1,04	0,86	0,80-0,93
43-68	0,85	0,80-0,90	0,91	0,83-0,99	0,79	0,73-0,86
Categorías						
Directivos/Facultativos	1		1		1	
Enfermeras	1,76	1,60-1,94	1,68	1,49-1,89	1,78	1,56-2,03
Auxiliares	1,95	1,77-2,14	1,81	1,61-2,04	1,96	1,72-2,22
Administrativos	1,33	1,19-1,49	1,28	1,12-1,47	1,43	1,23-1,65
Limpieza	2,01	1,82-2,22	1,93	1,70-2,18	2,02	1,77-2,30
Mantenimiento	2,21	1,95-2,51	2,07	1,75-2,45	2,21	1,88-2,61
Contrato						
Temporales	1		1		1	
Fijos	1,19	1,04-1,37	3,21	2,70-3,82	1,19	1,01-1,40
Turno						
Mañana/Tarde	1		1		1	
Nocturno	1,13	1,07-1,18	1,15	1,07-1,23	1,16	1,06-1,27
Rotatorio	1,29	1,21-1,36	1,35	1,25-1,46	1,29	1,07-1,57
Fin de semana	0,91	0,84-0,99	0,91	0,81-1,02	0,77	0,69-0,86

*Generalised Estimating Equations¹¹. **Modificación de Wei et al. de la aproximación de Andersen-Gill a la regresión de Cox¹².

episodios de IT notificados por los trabajadores temporales aumentó de un 25,5% en 1992 a un 30% en 1994. Contrariamente, el porcentaje de episodios de IT declarado por los trabajadores fijos en el mismo periodo disminuyó de un 30% en 1992 a un 27% en 1994. El criterio elegido para establecer las «bandas» temporales en el modelo GEE nos hace poner en duda la aplicación de dicho método para analizar estos datos.

Podemos concluir, ante estos resultados, que los modelos de regresión «marginales» aplicados en este estudio podrían no ser una alternativa adecuada al modelo más clásico de regresión de Poisson, lo que a su

vez plantea la necesidad de explorar la aplicación de otras alternativas, como los modelos de regresión «condicionales»¹³, entre los que se encuentran los modelos lineales generalizados con estimación de los efectos aleatorios, que evalúan explícitamente la interdependencia de las observaciones. Ello permitirá verificar o refutar estos resultados.

Agradecimientos

Una versión anterior de este manuscrito se vio enriquecida por los comentarios de Montse Rué.

Bibliografía

1. Gründemann RWM, van Vuuren CV. Preventing absenteeism at the workplace. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities; 1997.
2. Kristensen TS. Sickness absence and work strain among Danish slaughterhouse workers: an analysis of absence from work regarded as coping behaviour. *Soc Sci Med* 1991;32:15-27.
3. Yelin E, Nevitt M, Epstein W. Toward an epidemiology of work disability. *Health and Society* 1980;58:387-415.
4. Marmot M, Feeney A, Shipley M, North F, Syme SL. Sickness absence as a measure of health status and functioning: from the UK Whitehall II study. *J Epidemiol Community Health* 1995;49:124-30.
5. North FM, Syme SL, Feeney A, Shipley M, Marmot M. Psychosocial work environment and sickness absence among british civil servants: the Whitehall II study. *Am J Public Health* 1996;86:332-40.
6. Palsson B, Horstmann V, Attewell RG, Ohlsson K, Skerfving S. Sick-leave and disability pensions among female assembly workers. *Eur J Public Health* 1997;7:162-8.
7. Nebot C, Juvant N, Canela J. Factores condicionantes del absentismo laboral entre los médicos de atención primaria. *Atención Primaria* 1996;17:257-60.
8. Portella E, Ferrus L, Porta M. Análisis del absentismo por enfermedad: perspectivas y límites. *Rev San Hig Púb* 1990;64:715-9.
9. Buitrago F, Espigares M, Luengo L. Análisis de las incapacidades laborales transitorias en la población adscrita a un centro de salud urbano. *Rev San Hig Púb* 1990;64:795-805.
10. Infante-Rivard C, Lortie M. Relapse and short sickness absence for back pain in the six months after return to work. *Occup Environ Med* 1997;54:328-34.
11. Serra C, Rué M, Rivero E. Incapacitat temporal per raons de salut: diferències entre homes y dones en una població laboral sanitària. Llibre d'Actes. IX Jornades de la Societat de Salut Pública de Catalunya i Balears. 18/19 Octubre; Lloret de Mar; 1996.
12. Statistical Sciences, Inc. S-PLUS User's Manual, Version 3.3 for Windows. Seattle: Statistical Sciences, Inc.; 1995.
13. Diggle PJ, Liang KY, Zeger SL. Analysis of longitudinal data. Oxford: Oxford University Press; 1995.
14. Zeger SL, Liang KY. An overview of methods for the analysis of longitudinal data. *Sta Med* 1992;11:1.825-39.
15. Wei LJ, Lin DY, Weissfeld L. Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modelling marginal distributions. *Journal of the Am Stat Assoc* 1989; 84:1.065-73.
16. Andersen PK, Gill RD. Cox's regression model for counting processes: A large sample studies. *Ann of Stati* 1982;10:1100-1120.
17. Escribà V. Trabajar fuera de casa. ¿Mejora la salud de la mujer?. *Med Clí (Barc)* 1997;108:580-1.
18. Wohl AR, Morgenstern H, Kraus JF. Occupational injury in female aerospace workers. *Epidemiology* 1995;6:110-4.
19. Clayton D. Some approaches to the analysis of recurrent event data. *Statistical Methods in Medical Research* 1994;3:244-62.