



# La duración de la incapacidad laboral y sus factores asociados

M.A. Royo-Bordonada<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Dirección Territorial del INSALUD. Madrid. España.

<sup>2</sup>Departamento de Epidemiología y Bioestadística. Escuela Nacional de Sanidad. Instituto de Salud Carlos III. Madrid. España.

*Correspondencia:* Miguel Ángel Royo Bordonada. Departamento de Epidemiología y Bioestadística. Escuela Nacional de Sanidad. C/ Sinesio Delgado, 8. 28029 Madrid.

*Recibido:* 6 de mayo de 1998  
*Aceptado:* 26 de enero de 1999

## (Work disability length and associated factors)

### Resumen

**Objetivo:** El objetivo de este estudio fue estimar la duración media de la incapacidad laboral temporal (IT) y evaluar algunos de sus posibles determinantes.

**Métodos:** En la población del Área de Inspección de Alcalá de Henares se registraron durante 1995 un total de 12.570 procesos de IT. Mediante un muestreo aleatorio simple se obtuvo una muestra de 600 procesos. Además de la duración de la IT, se recogió información acerca de las características sociodemográficas de los pacientes, régimen de la Seguridad Social (SS), diagnóstico que justificó la IT y modelo de atención primaria. *La comparación de medias se realizó mediante el análisis de la varianza y el efecto relativo de cada variable sobre la probabilidad de volver al trabajo se estimó mediante modelos de regresión de Cox.*

**Resultados:** La media y la mediana de la duración de la IT fueron 44,5 y 11 días. Los procesos de duración inferior a un mes representaron el 72,9% del total. La duración de la IT, similar en ambos sexos, presentó una asociación positiva con la edad ( $p=0,0002$ ) y fue menor en el personal del Insalud y mayor en los regímenes de Autónomos y Empleadas del Hogar, comparados con el General ( $p<0,0001$ ). El efecto relativo ajustado (e intervalos de confianza del 95%) sobre la probabilidad de volver a trabajar fue de 2 (1,07-3,73) para el personal del Insalud comparado con el régimen general y de 0,89 (0,88-0,90) por cada incremento de cinco años en la edad.

**Conclusiones:** Los factores más influyentes en la duración de la IT fueron la edad y el régimen de SS. La mejora en la accesibilidad al sistema sanitario es uno de los factores que podría incidir positivamente en la probabilidad de volver al trabajo.

**Palabras clave:** Incapacidad para trabajar, duración de la incapacidad laboral, absentismo, vuelta al trabajo.

### Summary

**Objective:** To estimate the mean length of temporary work disability (TD) and to assess some of its possible determinants.

**Methods:** During 1995, we registered 12,570 cases of TD among people from the Inspection Area of Alcalá de Henares. We obtained a random sample of 600 cases. In addition to TD length, we obtained information about patients' sociodemographic characteristics, social security group, diagnosis, and type of primary care. *Analysis of variance was used to compare means and Cox regression models were used to estimate risk ratios for factors influencing return to work.*

**Results:** The mean and the median of the TD were 44.5 and 11 days respectively. The TD length was less than one month in 72.9% of the cases. The TD length was similar in both sexes and showed a positive association with age ( $p=0.0002$ ). The General group had higher TD length than the Insalud group and lower than the Autonomous and Housework groups. The Insalud personnel showed an adjusted relative effect (and 95% confidence intervals) in the probability of returning to work of 2 (1.07-3.73) compared to the General group. The adjusted relative risk was 0.89 (0.88-0.90) for an increase of 5 years of age.

**Conclusions:** The most important factors in the TD length were age and social security group. The improvement in the health system accessibility is one of the factors that may positively affect the probability of returning to work.

## Introducción

La incapacidad temporal para trabajar debida a enfermedad o accidente (IT) genera un alto coste social y económico<sup>1,2</sup>. El Instituto Nacional de la Seguridad Social (INSS) destinó a esta contingencia un total de 499.636 millones de pesetas durante el año 1995<sup>3</sup>. A esto hay que añadir los costes de la prestación sanitaria, la pérdida de productividad y los costes humanos y familiares provocados por la incapacidad del trabajador<sup>1,4</sup>.

Los procesos de IT de duración superior a un mes suponen una gran fracción de la prestación económica derivada de la cobertura de esta contingencia, a pesar de representar sólo un pequeño porcentaje (entre el 10 y el 40%) del total de procesos de IT<sup>5-10</sup>. En un estudio diseñado para evaluar las IT de larga duración, el 16% de los procesos de IT generaron el 49% de los días de trabajo perdidos<sup>11</sup>. Además, se observó que de forma sistemática los diagnósticos de los certificados de IT no justificaban unas duraciones tan largas de incapacidad para trabajar como las detectadas. Por otra parte, en los últimos años se está produciendo en España un aumento progresivo e injustificado de la duración media de la IT, pasando de cifras que rondaban los 35 días<sup>5, 6, 12, 13</sup> durante la década de los 80 hasta unas cifras que se sitúan alrededor de los 45 días durante la década de los 90<sup>14-17</sup>.

En la duración de los procesos de IT influyen, además del diagnóstico y la severidad del cuadro, diversos factores<sup>18-20</sup>. En primer lugar, factores sociodemográficos como el sexo, la edad, el estado civil y el nivel de estudios<sup>10, 12, 19, 21-24</sup>. En segundo lugar, factores socio-laborales como el régimen de seguridad social, el grado de satisfacción en el trabajo, el horario y el tipo de trabajo o de contrato<sup>25-28</sup>. Por último, factores sociosanitarios, como las características del médico<sup>29, 30</sup>, el tipo de modelo de atención primaria<sup>16, 31</sup> y los problemas de acceso a la atención especializada<sup>32</sup>. La dificultad para determinar con certeza la capacidad laboral ante determinadas patologías, hace que los factores citados sean en muchas ocasiones más influyentes en la decisión de volver al trabajo que la propia enfermedad<sup>20</sup>. No obstante, en estudios con población española son raras las excepciones en las que se ha tratado de ajustar por el efecto de potenciales factores de confusión al evaluar los factores que influyen en la duración de la IT<sup>5</sup>.

El objetivo de este estudio consiste en estimar la duración media de la IT y en evaluar algunos de sus posibles determinantes sociodemográficos, laborales y sociosanitarios mediante un modelo de supervivencia que permita el control de potenciales factores de confusión, en la población del Area de Inspección de Alcalá de Henares, perteneciente al Area Sanitaria III de Madrid.

## Material y Métodos

El Área de Inspección de Alcalá de Henares cubre una zona de 12 municipios pertenecientes al Area Sanitaria III de Madrid, con un total de 149.989 habitantes y una población activa de 68.283 trabajadores<sup>33</sup>. El Servicio de Inspección se encarga del control administrativo y médico de la IT. A través del registro informático del citado servicio se identificaron, entre el 1 de Enero y el 31 de Diciembre de 1995, un total de 12.570 procesos de IT (*cuya fecha de inicio correspondió al período mencionado*) debidos a enfermedad común, accidente no laboral y accidente de trabajo en empresas que tenían concertada esta contingencia con el INSS. En este registro no están incluidos los accidentes de trabajo cubiertos por las mutuas de accidentes de trabajo y enfermedades profesionales. A partir del listado original se obtuvo, mediante un muestreo aleatorio simple, una muestra de 600 procesos, de los cuales se excluyeron 6 (1%) por no disponer de información sobre gran parte de las variables de interés. La legislación española establece que la duración máxima de la prestación económica por IT es de 12 meses prorrogables por otros 6 meses<sup>34</sup>, por lo que el período de seguimiento, que comenzó en cada caso al iniciarse el proceso de IT, se prolongó hasta el 31 de Junio de 1997.

La variable principal del estudio (tiempo de duración de la IT) se obtuvo del archivo informatizado de inspección, así como la información acerca del sexo, la edad y el régimen de seguridad social del paciente. Los trabajadores del régimen General que ejercen su profesión en el Insalud se clasificaron en una categoría aparte. Los regímenes de Autónomos y Empleadas del Hogar se clasificaron juntos en una sola categoría, teniendo en cuenta el escaso número de procesos que suponían (26 y 2 respectivamente) y que comparten la característica de no ser susceptibles de compensación económica durante los primeros días de IT (15 y 29 días, respectivamente)<sup>34</sup>. El diagnóstico se codificó de acuerdo a los grandes grupos diagnósticos de la 9ª revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades<sup>34</sup>. Los procesos sin diagnóstico, los procedimientos diagnósticos o médico-quirúrgicos y los signos, síntomas y estados mal definidos se clasificaron juntos en una categoría independiente y representaron 59 procesos (9,9%), cifra que se encuentra en el rango descrito en otros estudios<sup>17, 35, 36</sup>. Los procesos codificados como neoplasias, enfermedades endocrino-metabólicas y complicaciones del embarazo, parto y puerperio también se clasificaron en la citada categoría debido al escaso número de observaciones detectadas en cada uno de estos grupos (6, 3 y 9 procesos respectivamente). La gerencia de atención primaria del Area Sanitaria III de Madrid proporcionó la información acerca del régi-

men laboral de los médicos de atención primaria que emitieron las bajas (de equipo de atención primaria –EAP- o modelo tradicional) y de la zona de procedencia de los pacientes (rural o urbana). En los casos en que el Servicio de Inspección disponía de historia escrita del paciente se recogió información *acerca de la edad cuando no estaba registrada informáticamente* y de otros predictores potenciales de la duración de la IT, tales como el estado civil y el nivel de estudios. *Esta información constaba en 384 (64,6%) pacientes para la edad, en 44 (7,4%) para el nivel de estudios y en 43 (7,2%) para el estado civil.* Por este motivo, la variable nivel de estudios se agrupó en dos únicas categorías: inferior (estudios primarios y menos de primarios) y superior (estudios secundarios y universitarios).

La comparación de medias se realizó mediante la prueba t de Student y el análisis de la varianza, o con las pruebas no paramétricas correspondientes (U de Mann-Whitney y Kruskal-Wallis) cuando el tamaño de la muestra no fue lo suficientemente grande. Asimismo, se estimó la curva de supervivencia del porcentaje de procesos de IT de la muestra según su duración. Por último, para estimar el efecto relativo (crudo y ajustado) de los diferentes factores analizados sobre la probabilidad de volver a trabajar en un momento dado del tiempo se utilizaron modelos de regresión de Cox<sup>37</sup>, que han demostrado ser muy adecuados para el tratamiento de este tipo de datos<sup>38</sup>. Los modelos multivariantes incluyeron todas las variables del estudio excepto el nivel de estudios y el estado civil, dado el alto número de procesos en los que no se disponía de información acerca de estas variables. Los valores de significación mencionados se obtuvieron en todos los casos a partir de pruebas de contraste de hipótesis bilaterales. Los análisis se realizaron con el paquete estadístico SAS<sup>39</sup>.

## Resultados

La muestra final, compuesta de 594 individuos, presentó una edad media de 36,5 años y un porcentaje de varones del 66,3%. La mayor parte de los procesos de IT (91,4%) fueron emitidos por facultativos médicos pertenecientes al modelo de EAP y en el 89% de los casos los pacientes pertenecían al régimen General de seguridad social. Los diagnósticos que con mayor frecuencia justificaron los procesos de IT fueron, por este orden, las enfermedades del aparato respiratorio (22,2%), las enfermedades del sistema osteomioarticular (20%) y los traumatismos y envenenamientos 18% (tabla 1).

La media y la mediana de la duración de la IT fueron 44,5 y 11 días respectivamente. La mayor parte de los procesos de IT fueron de corta duración; en el 72,9%

**Tabla 1. Determinantes de la duración de la IT# en la población del Área de Inspección de Alcalá de Henares entre el 1 de Enero y el 31 de Diciembre de 1995**

	Frecuencia (%)	Duración Mediana IT	Duración Media IT (DS\$)	P†
SEXO:				0,89
Mujeres	200 (33,7)	10	43,7 (102,3)	
Hombres	394 (66,3)	11	44,9 (93,8)	
EDAD (años):				0,0002
16-25	74 (19,3)	7	17,9 (27,2)	
26-35	117 (30,5)	10	30,8 (64,1)	
36-45	91 (23,7)	11	43,6 (105,8)	
46-55	68 (17,7)	15,5	75,1 (130,1)	
> 55	34 (8,8)	15,5	84,8 (120,8)	
ESTADO CIVIL:				0,32
Casado	26 (60,5)	13	39 (55,6)	
Soltero	17 (39,5)	9	11,4 (8)	
EDUCACIÓN:				0,067
Inferior	26 (59,1)	12	27,2 (39,3)	
Superior	18 (40,9)	7,5	16,6 (23,5)	
TIPO DE MÉDICO:				0,49
EAP‡	543 (91,4)	11	43,5 (94,5)	
Modelo Tradicional	51 (8,6)	9	55,2 (118,5)	
RÉGIMEN:				0,0001
General	528 (89,0)	10	41,7 (93,8)	
Autónomos/ empleadas hogar	28 (4,7)	41,5	84,6 (124,3)	
Insalud	19 (3,2)	9	20,6 (33,7)	
Inem	18 (3,1)	29	90,6 (147,2)	
DIAGNÓSTICO:				<0,0001
Enfermedades infecciosas	38 (6,4)	5	8,3 (9,8)	
E. mentales	13 (2,2)	17	144,5 (190)	
E. sist. nervioso y sentidos	18 (3,1)	10,5	54,3 (128,3)	
E. sist. circulatorio	22 (3,7)	34,5	94,9 (132,8)	
E. aparato respiratorio	132 (22,2)	5	16,8 (53,7)	
E. aparato digestivo	32 (5,4)	16	41,6 (73,6)	
E. aparato genitourinario	21 (3,5)	11	40,8 (73,4)	
E. piel y tejido celular	15 (2,5)	11	16,1 (12)	
E. sist. osteomioarticular	119 (20,0)	14	65,8 (121,1)	
Traumas y envenenamientos	107 (18,0)	16	37,4 (66,9)	
Otros*	77 (13,0)	14	61 (123,9)	
TOTAL	594 (100)	11	44,5 (96,7)	

# Incapacidad laboral para trabajar debida a enfermedad o accidente.

\$ DS = Desviación Estándar.

† El valor p se obtuvo de las pruebas de ANOVA y t de Student, excepto en las variables estado civil, educación y régimen en las que se usaron la U de Mann-Whitney y el test de Kruskal-Wallis.

‡ Nuevo modelo de atención integral a través de equipos de atención primaria.

\* signos, síntomas y estados mal definidos, procesos sin diagnóstico, procedimientos diagnósticos o médico-quirúrgicos, neoplasias, enfermedades endocrino-metabólicas y complicaciones del embarazo, parto y puerperio.

de las ocasiones la duración fue igual o inferior a 1 mes, mientras que los procesos cuya duración fue superior a los 6 meses representaron sólo una pequeña fracción (5,4%) del total (Figura 1). La duración de la IT, similar

en ambos sexos, presentó una clara asociación positiva con la edad (valor  $p$  de tendencia=0,0002); mientras que no se encontraron diferencias significativas en la citada duración entre los trabajadores que tenían registrada la edad (44 días) y aquellos de los que no se disponía de este dato (45,4 días). Asimismo, la duración de la IT fue superior en los individuos casados frente a los solteros y en aquellos con un nivel de estudios inferior, aunque sólo en este último caso la diferencia rozó la significación estadística ( $p=0,067$ ). Tampoco alcanzó significación estadística la diferencia en la duración de los procesos emitidos por los facultativos de cada uno de los modelos de atención primaria, duración que fue superior para los facultativos del modelo tradicional (55,2 frente a 43,5 días). Comparados con el régimen General, la duración media de la IT fue menor en el personal del Insalud y mayor en los regímenes del Inem, Autónomos y Empleadas del Hogar ( $p < 0,0001$ ). Por último, los diagnósticos que justificaron unas duraciones más largas de IT fueron las enfermedades mentales, del sistema circulatorio y del sistema osteomio-articular con unas duraciones medias de 144,5, 94,9 y 65,8 días, respectivamente (tabla 1).

En la tabla 2 se presentan los efectos relativos crudos y ajustados de los factores analizados sobre la probabilidad de volver al trabajo en un momento dado del tiempo. La edad, el régimen de seguridad social y el diagnóstico fueron las únicas variables que alcanzaron la significación estadística en los modelos de ajuste multivariable. Los riesgos relativos (RR) ajustados (y sus intervalos de confianza del 95%) para los regímenes de Autónomos y Empleadas del Hogar e Inem comparados con el régimen General fueron 0,63(0,39-1,04)

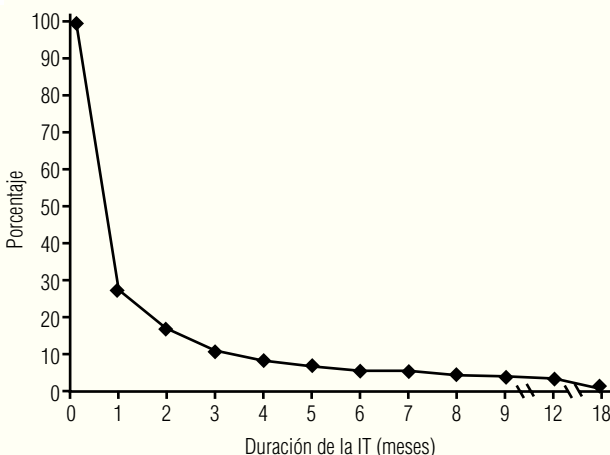
y 0,61 (0,32-1,14), respectivamente. El efecto de pertenecer al personal del Insalud sobre la probabilidad de volver al trabajo, se incrementó significativamente al proceder al ajuste multivariado pasando de un RR crudo de 1,33 (0,84-2,11) a uno ajustado de 2 (1,07-3,73) comparado con el régimen General. Por el contrario, la asociación entre el estado civil y la probabilidad de volver al trabajo se atenuó al ajustar por edad pasando de un RR crudo de 2 (1,01-3,97) para los solteros comparados con los casados a un RR ajustado de 1,54 (0,60-3,95). Por cada incremento de la edad en cinco años se produjo una reducción del 11% en la probabilidad de recuperar la capacidad laboral en un momento dado. *Dentro del grupo diagnóstico, las asociaciones de mayor magnitud con la probabilidad de volver al trabajo correspondieron a las enfermedades mentales y a las infecciosas con unos RR ajustados de 0,36 (0,17-0,74) y 3,23 (1,99-5,24), respectivamente.* El sexo, el modelo de atención primaria y el nivel de estudios presentaron asociaciones débiles con la probabilidad de volver a trabajar, que en ningún caso alcanzaron significación estadística.

## Discusión

Los factores más importantes en la determinación de la duración de la IT en la población del Área de Inspección de Alcalá de Henares fueron la edad, el diagnóstico de la enfermedad y el régimen de seguridad social. La probabilidad de volver al trabajo fue el doble en el personal del Insalud comparado con el del régimen General y disminuyó en un 11% por cada incremento en cinco años de la edad. Otros factores asociados a la duración de la IT fueron el nivel de estudios, el estado civil y el modelo de atención primaria, aunque en estos casos no se alcanzó la significación estadística.

Al analizar estos resultados hay que tener en cuenta una serie de limitaciones. En primer lugar, el escaso número de individuos en los que se disponía de información acerca de algunas variables como el nivel de estudios y el estado civil limitó la potencia para poder detectar asociaciones estadísticamente significativas. En segundo lugar, la ausencia de información sobre algunas de las variables predictoras de la duración de la IT, *tales como categoría profesional, estabilidad laboral* o existencia de episodios previos de IT, no permite asegurar un adecuado control de la confusión. No obstante, los resultados fueron relativamente consistentes con los descritos con anterioridad y al proceder al ajuste multivariable se observaron modificaciones en la intensidad, pero no en la dirección, de las asociaciones. Por último, en aproximadamente un tercio de los procesos no constaba la edad del paciente. Sin embargo, no existe ninguna evidencia que induzca a sospechar

**Figura 1. Distribución del porcentaje de procesos de incapacidad temporal para trabajar (IT) según el número de meses desde el inicio de la incapacidad.**



**Tabla 2. Modelos de regresión de Cox del efecto de factores sociodemográficos, laborales y sociosanitarios sobre la probabilidad de volver al trabajo.**

	Crudo		P	Ajustado*		P
	RR†	(IC 95%)†		RR†	(IC 95%)†	
SEXO			0,83			0,32
Mujeres	1			1		
Hombres	0,98	(0,83-1,16)		1,13	(0,89-1,42)	
EDAD‡:			<0,0001			<0,0001
	0,89	(0,88-0,90)		0,89	(0,88-0,90)	
ESTADO CIVIL:			0,05			0,37
Casado	1			1		
Soltero	2,00	(1,00-3,97)		1,54§	(0,60-3,95)	
EDUCACIÓN:			0,21			0,23
Inferior	1			1		
Superior	1,48	(0,81-2,72)		1,45§	(0,79-2,67)	
TIPO DE MÉDICO:			0,70			0,67
EAP#	1			1		
Modelo Tradicional	0,95	(0,71-1,26)		0,93	(0,66-1,31)	
RÉGIMEN:			0,002			0,01
General	1			1		
Autónomos/empleadas hogar	0,59	(0,40-0,87)		0,63	(0,39-1,04)	
Insalud	1,33	(0,84-2,11)		2,00	(1,07-3,73)	
Inem	0,60	(0,38-0,97)		0,61	(0,32-1,14)	
DIAGNÓSTICO:			<0,0001			<0,0001
Otros§	1			1		
Enfermedades infecciosas	2,85	(1,91-4,23)		3,23	(1,99-5,24)	
E. mentales	0,61	(0,34-1,09)		0,36	(0,17-0,74)	
E. sist. nervioso y sentidos	1,09	(0,65-1,83)		1,36	(0,73-2,51)	
E. sist. circulatorio	0,66	(0,41-1,06)		0,83	(0,44-1,57)	
E. aparato respiratorio	2,19	(1,65-2,91)		2,20	(1,53-3,16)	
E. aparato digestivo	1,08	(0,71-1,63)		1,36	(0,80-2,33)	
E. aparato genitourinario	1,12	(0,69-1,82)		1,15	(0,66-2,00)	
E. piel y tejido celular	1,53	(0,87-2,66)		1,32	(0,67-2,59)	
E. sist. osteomioarticular	0,91	(0,68-1,21)		0,84	(0,58-1,22)	
Traumas y envenenamientos	1,07	(0,79-1,43)		0,95	(0,65-1,37)	

\* Ajustado por zona de residencia (urbana o rural) y las variables de la tabla, excepto estado civil y nivel de estudios.

§ Ajustado únicamente por edad.

† RR = riesgo relativo; (IC 95%) = intervalo de confianza del 95%.

‡ El estimador del RR representa el cambio en la probabilidad relativa de volver al trabajo por cada incremento en cinco años de la edad.

# Nuevo modelo de atención integral a través de equipos de atención primaria.

§ signos, síntomas y estados mal definidos, procesos sin diagnóstico, procedimientos diagnósticos o médico-quirúrgicos, neoplasias, enfermedades endocrino-metabólicas y complicaciones del embarazo, parto y puerperio.

sobre un posible sesgo en el registro de la información. Además, no se encontraron diferencias entre la duración media de la IT de los trabajadores que tenían registrada la edad y los que no la tenían.

La elevada duración media de IT observada (44,5 días), similar a la de otros estudios realizados durante la misma época<sup>14-17</sup>, confirma la tendencia creciente observada en España durante los últimos años, a pesar de haber encontrado un porcentaje similar o ligeramente superior de procesos de duración inferior a un mes al descrito en otros estudios<sup>6, 40, 41</sup>. De for-

ma consistente con la mayoría de los trabajos consultados, *las enfermedades que presentaron una duración media de la IT más elevada fueron las mentales* y las que con más frecuencia justificaron las ausencias del trabajo fueron las del aparato respiratorio, las del sistema osteomioarticular y los traumatismos y envenenamientos<sup>5,14,15,24,42-44</sup>. Las enfermedades del sistema osteomioarticular presentaron además una elevada duración de la IT, por lo que se sitúan como uno de los procesos que más costes genera por IT, al menos en lo que se refiere a días

laborables perdidos<sup>24,43-46</sup>.

La duración de la IT fue similar en varones y en mujeres. Aunque existen numerosos estudios que encuentran una mayor duración de la IT en las mujeres<sup>5, 8,10,14,22, 23,43,44,47-49</sup>, también los hay que no encuentran diferencias<sup>7,15,46</sup>, o incluso que observan una duración superior en los varones<sup>25</sup>. En todo caso, en algunas ocasiones las diferencias desaparecen<sup>43,47</sup>, o incluso se invierten<sup>49</sup>, al excluir las IT debidas a maternidad o al ajustar por potenciales factores de confusión<sup>48</sup>. En nuestro estudio se ajustó por algunos de los potenciales factores de confusión y estaba excluida la maternidad, añadiendo evidencia a la hipótesis de que el sexo por sí mismo no influye en la duración de la IT. No obstante, parece que el sexo puede interactuar con otros factores, en particular con el estado civil, en su influencia en la duración de la IT<sup>20, 25</sup>. Desgraciadamente, el número de individuos de los que disponíamos de información acerca del estado civil era muy escaso para poder evaluar esta posible interacción.

La probabilidad de volver al trabajo fue superior en los trabajadores con mayor nivel de estudios, aunque la diferencia no fue estadísticamente significativa. Este resultado es consistente con la observación de que las IT de larga duración se asocian a bajos niveles de estudios y socioeconómicos<sup>12, 21,50</sup>, especialmente entre los varones<sup>20</sup>. Entre las posibles causas que se han citado para justificar esta observación se encuentran una mayor formación para recuperarse de la enfermedad entre los trabajadores de elevado nivel socioeconómico y de estudios; así como unos menores requerimientos físicos del trabajo y una mayor inversión en el tratamiento<sup>20</sup>.

La duración media de la IT fue superior en aquellos trabajadores atendidos por personal sanitario del modelo tradicional de atención primaria; asociación descrita previamente<sup>15,16,41,49</sup>, aunque no de forma consistente<sup>5,31</sup>. Esta observación puede ser debida a una mejor calidad de atención y de gestión del nuevo modelo de atención primaria<sup>4,16</sup>, que se refleja también en una menor incidencia de procesos de IT en los centros con EAP<sup>15,49,51</sup>.

La pertenencia al Insalud fue, aparte del diagnóstico, el factor que con más fuerza se asoció a un aumento en la probabilidad de volver al trabajo, en la línea de lo observado en otros estudios<sup>43,52</sup>. En nuestro caso, la fuerza de la asociación aumentó de forma significativa al ajustar por los demás factores. La mayor accesibilidad del personal del Insalud al sistema sanitario podría explicar este hallazgo por dos motivos. En primer lugar, porque facilitaría que el trabajador se decidiese a tramitar los documentos administrativos de la IT en procesos leves y de muy corta duración; y en segundo lugar, porque disminuiría las listas de espera con la consiguiente reducción del tiempo de IT. Las listas

de espera tienen gran relevancia no sólo por el hecho de que afectan directamente a la duración de la IT, sino porque existe una fuerte asociación entre el tiempo de espera hasta una intervención y la duración de la IT después de la intervención, asociación observada incluso tras ajustar por severidad del cuadro clínico<sup>32</sup> o cuando los pacientes más graves y urgentes tuvieron preferencia en la lista de espera<sup>48</sup>. Por último, la constatación de que el régimen del Inem es el que se asocia con una menor probabilidad de volver al trabajo, refleja que habitualmente los factores socioeconómicos y laborales son más importantes a la hora de determinar la duración de una incapacidad laboral que la enfermedad que la origina<sup>5,19,20,22,25,52</sup>. Un estudio reciente mostró que la única diferencia entre los procesos de IT de desempleados y empleados era la duración media que fue tres veces superior en el primer grupo<sup>27</sup>; el resto de variables clínicas y sociodemográficas fueron similares en ambos grupos. La mayor duración de la IT observada en los regímenes de Autónomos y Empleadas del Hogar, descrita también por otros autores<sup>5,10,47</sup>, es posiblemente debida en parte a una infradeclaración de casos de corta duración, ya que las incapacidades con duraciones inferiores a 15 y 29 días, respectivamente, no son susceptibles de compensación económica<sup>34</sup>.

*Finalmente, aunque la potencial utilidad epidemiológica de los registros de IT fue descrita en España hace aproximadamente dos décadas<sup>35</sup>, todavía parece necesario insistir en la recomendación hecha por diversos autores acerca de la necesidad de mejorar la calidad de los registros de IT<sup>45,53</sup>.*

Los resultados de este estudio han mostrado que los factores más importantes a la hora de determinar la duración de la IT son el diagnóstico, la edad y el régimen de seguridad social. Los elevados costes socioeconómicos de la IT justifican la necesidad de realizar nuevos estudios que permitan delimitar con más precisión que factores influyen de forma más determinante en la duración de la IT y con qué magnitud. Tales estudios facilitarían la identificación de subgrupos de población potencialmente subsidiarios de programas de prevención, rehabilitación y control de la incapacidad laboral. Por último, la mejora en la accesibilidad al sistema sanitario posiblemente sea el factor que con más fuerza podría incidir de forma positiva en la probabilidad de volver al trabajo.

## Agradecimientos

A Emilia Valderrama, Consolación García Codesal, Juan Donado y Lidya Gorgojo por sus sugerencias y comentarios a versiones previas del manuscrito.

**Bibliografía**

1. Alfonso JL, Sanchis B, Prado MJ. El estudio económico de la incapacidad laboral transitoria como indicador indirecto de los costes de la morbilidad. *Rev San Hig Pub* 1990;64:773-84.
2. LaPlante MP. Prevalence of work disability-United States, 1990. *JAMA* 1993;270:1921.
3. Instituto Nacional de la Seguridad Social. Subdirección General de Ordenación y Asistencia Jurídica. Memoria 1995. Madrid: Instituto Nacional de la Seguridad Social. Subdirección General de Ordenación y Asistencia Jurídica; 1997.
4. Castejón J. Incapacidad temporal y modelo sanitario. *Atención Primaria* 1996;17:97-8.
5. Ferrús L, Porta M, Portella E. Aplicaciones en la explotación de un registro administrativo: la incapacidad laboral transitoria. *Rev San Hig Pub* 1990; 4:721-48.
6. Alfonso JL, Sanchis-Bayarri V. Contribución al estudio del absentismo laboral en atención primaria. *Rev Clin Esp* 1987;180: 56-62.
7. Gervás JJ, Perez MM, Salcedo JA, Barquinero C, García P, Banegas JR. La incapacidad laboral transitoria como parte del plan terapéutico: proceso y resultado. *Rev San Hig Pub* 1990;64:759-71.
8. Cheadle A, Franklin G, Wolfhagen C, Savarino J, Liu PY, Sallee Ch y cols. Factors influencing the duration of work-related disability: a population-based study of Washington State Workers' Compensation. *Am J Public Health* 1994;84:190-6.
9. Aylward M. Certifying incapacity for work. *Br Med J* 1995;310:261.
10. Nuñez D, Otero C, Sanz C, Amador J, Fernandez, Paz J. Estudio de la incapacidad laboral transitoria durante un año en el Area IV de Asturias. *Atención Primaria* 1995;15:561-5.
11. Finger C. Recommendation for standardized selection of sociomedical (insurance medical) assesment of work disability. *Rehabilitation Stuttg* 1998;27:183-9.
12. Sanchez MA, Canga A, García E. Absentismo laboral en el medio hospitalario. *Medicina y Seguridad en el Trabajo* 1989;36:71-4.
13. García L, Alonso MT, Perez N, Latorre O. Análisis del absentismo por enfermedad en una empresa de servicios. Una propuesta de coordinación entre los servicios de salud laboral y los profesionales de atención primaria. *Rev San Hig Pub* 1990;64:785-94.
14. Estaun E, Centol I, Castellano P, Centol A, Saavedra P. Estudio de la incapacidad laboral transitoria en Las Palmas. *Medicina y Seguridad del Trabajo* 1993;60:21-30.
15. Lopez JJ, Ortín E, Navarro A, Moreno P, Pereñiguez JE. Estudio de la incapacidad laboral transitoria por enfermedad común en trabajadores de una gerencia de atención primaria. *Atención Primaria* 1995;16:85-8.
16. Alberquilla A, Ugalde M, González C, Pilas M, Rivera JM. Gestión y control de la incapacidad laboral transitoria. ¿Influye el modelo de atención primaria?. *Atención Primaria* 1996;17:60-8.
17. Garrido EM, García JC, Bueno A, Luna JD, Villanueva E. Frecuencia del absentismo laboral en un hospital comarcal. Evolución a lo largo de seis años. *Medicina del Trabajo* 1997;6: 209-14.
18. Sempere E, Polo A, Bayon A. La incapacidad laboral transitoria. Utilidad de su registro en atención primaria de salud. *Rev San Hig Pub* 1990;64:805-15.
19. Martín P, Ballina FJ, Hernández R, Cueto A. Lumbalgia e incapacidad laboral. *Epidemiología y prevención. Atención Primaria* 1995;16:641-6.
20. Baldwin ML, Johnson WG, Butler RJ. The error of using returns-to-work to measure the outcomes of health care. *Am J Ind Med* 1996;29:632-41.
21. Mackenzie EJ, Shapiro S, Smith RT, Siegel JH, Moody M, Pitt A. Factors influencing return to work following hospitalization for traumatic injury. *Am J Public Health* 1987;77:329-34.
22. Portella E, Ferrús L, Porta M. La duración de los procesos de incapacidad laboral transitoria según su causa: definición de estándares. *Control de Calidad Asistencial* 1989;4:20-7.
23. Crook J, Moldofsky H. The probability of recovery and return to work from work disability as a function of time. *Qual Life Res* 1994; 3 supl 1:97-109.
24. Ugalde M, Alberquilla A, González C, Pilas M, Rivera JM. Perfiles de duración de incapacidad laboral transitoria en un distrito sanitario y su comparación con algunos estándares propuestos. *Gac Sanit* 1996;10:293-8.
25. Escrivá V, Pérez-Hoyos S, Bolumar F. Absentismo laboral del personal de enfermería de los hospitales valencianos. *Gac Sanit* 1992;6:239-44.
26. Appelberg K, Romanov K, Heikkilä K, Honkasalo ML, Koskenvuo M. Interpersonal conflict as a predictor of work disability: a follow-up study of 15,348 Finnish employees. *J Psychosom Res* 1996;40:157-67.
27. Atance JC. Bajas laborales en desempleo: análisis y perfil. *Medicina del Trabajo* 1997;6:149-54.
28. González JJ, Canadillas I. Análisis de la ILT en una consulta de atención primaria rural (1991-1995). *Medicina del Trabajo* 1997;6:91-5.
29. Buitrago F. La responsabilidad médica en las incapacidades laborales transitorias. *Atención Primaria* 1994;13:9-10.
30. Gensana A, Torralba M, Calero MI, González JA. Relación entre el perfil del médico de cabecera y la incapacidad laboral transitoria de sus pacientes. *Atención Primaria* 1995;16:47-51.
31. Gensana A, Curia C, Alfonso S, Jimenez M. Estudio comparativo de la incapacidad laboral transitoria. *Centro de Salud* 1994;1:197-203.
32. Franklin GM, Fulton Kehoe D. Outcomes research in Washington State Workers' Compensation. *Am J Ind Med* 1996;29:642-8.
33. Instituto Nacional de la Salud. Memoria Atención Primaria Area III, 1995. Madrid: Instituto Nacional de la Salud; 1997.
34. Instituto Nacional de la Salud. Manual de ayuda al médico para la gestión de la incapacidad temporal. Madrid: Instituto Nacional de la Salud; 1994.
35. Farres J, Portella E. Utilidad epidemiológica de los partes de incapacidad laboral transitoria. *Rev San Hig Pub* 1982;56: 1237-47.
36. Villanueva V, Clemente I. Utilización de los registros de incapacidad laboral transitoria para la detección de problemas de salud laboral. *Medicina y Seguridad del Trabajo* 1993;40:37-48.
37. Bull K, Spiegelhalter DJ. Tutorial in biostatistics. Survival analysis in observational studies. *Stat Med* 1997;6:1041-74.
38. Callas PW, Pastides H, Hosmer DW. Empirical comparisons of proportional hazards, poisson, and logistic regression modeling of occupational cohort data. *Am J Ind Med* 1998;33:33-47.
39. SAS Institute Inc. SAS® Language: reference, version 6. 1<sup>st</sup> ed. Cary (NC): SAS Institute Inc; 1990.
40. García E, Ibarrola B, Escudero G, De la Cueva M, Frieyro JE. Estudio de las bajas laborales producidas durante un año en la población adscrita a una unidad docente de medicina familiar y comunitaria. *Atención Primaria* 1984;2:325-8.
41. Frieyro JE, Escudero G, De la Cueva M, Ibarrola B, García E. Incidencia de bajas laborales en la población adscrita a una unidad docente de medicina familiar y comunitaria (período 1983-1984). *Atención Primaria* 1985;2:325-8.
42. Ferrús L, Gervás JJ, Porta M, Portella E. Dificultades del uso de la ICHPPC-2 (clasificación de la WONCA) para la codificación retrospectiva de los partes de incapacidad laboral transitoria (ILT). *Gac Sanit* 1987;1:113-7.

43. Buitrago F, Lozano L, Fernández C, Bonino F, Candela M, Altimiras J. Incapacidades laborales transitorias de los colectivos profesionales administrativos y de enfermería. *Gac Sanit* 1993;7:190-5.
44. Oliver A, Pastor S, Roig J, Chover JL. Estudio de la incapacidad laboral transitoria en la ciudad de Játiva. *Rev San Hig Pub* 1994;68:297-302.
45. Benavides FG, Bolumar F, Mur P, Vioque J, Ferrándiz E, Herrero JF y cols. Incapacidad laboral transitoria. Una fuente de datos para el conocimiento del estado de salud de la comunidad. *Atención Primaria* 1986;3:25-9.
46. 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 Pub* 1990;64:795-805.
47. Buitrago F, Lozano L, Bonino F, Fernández-Lozano C, Candela M, Altimiras J. Influencia del sexo, la edad y la profesión en las incapacidades laborales transitorias en un centro de salud. *Atención Primaria* 1993;11:293-7.
48. Rossvoll I, Benum P, Bredland TR, Solstad K, Arntzen E, Jorgensen S. Incapacity for work in elective orthopaedic surgery: A study of occurrence and the probability of returning to work after treatment. *J Epid Comm Health* 1993;47:388-94.
49. Perez MV. Análisis descriptivo del absentismo laboral por enfermedad correspondiente al Area III de atención primaria de Madrid. *Medicina y Seguridad en el Trabajo* 1994;41:3-21.
50. Stronks K, Van de Mheen H, Van den Bos J, Mackenbach JP. Smaller socioeconomic inequalities in health among women: the role of employment status. *Int J Epidemiol* 1995;24:559-68.
51. Nebot C, Juvanet N, Canela J. Factores condicionantes del absentismo laboral entre los médicos de atención primaria. *Atención Primaria* 1996;17:257-60.
52. Benavides FG, Aranaz J, Bolumar F, Alvarez-Dardet C. La incapacidad laboral transitoria, algo más que un problema de salud. *Rev San Hig Pub* 1990;64:749-57.
53. Portella E, Ferrus L, Porta M. Análisis del absentismo laboral por enfermedad: perspectivas y límites. *Rev San Hig Pub* 1990;64:715-9.
-