

UN ESTUDIO DE LA DURACION DE LAS BAJAS LABORALES: ¿SE JUSTIFICA LA DIFERENCIA ENTRE HOMBRES Y MUJERES?

Helena Corrales Herrero
helena@eae.uva.es
Economía Aplicada
Fac. de CC. Económicas y Empresariales.
Universidad de Valladolid

Ángel Martín-Román
angellm@eco.uva.es
Fundamentos del Análisis Económico
Fac. CC. Sociales, Jurídicas y de la Comunicación
Universidad de Valladolid

Alfonso Moral de Blas
amoral@eco.uva.es
Fundamentos del Análisis Económico
Fac. CC. Sociales, Jurídicas y de la Comunicación
Universidad de Valladolid

RESUMEN.

La cuestión del riesgo moral asociado a los accidentes en el puesto de trabajo se ha tratado dentro de la literatura económica, especialmente norteamericana. En un artículo de Fortin y Lanoie se reconocen hasta cinco tipos distintos de riesgo moral relativos al seguro por accidente laboral. En este trabajo se trata uno de ellos, el riesgo moral de duración que provoca que las bajas laborales se prolonguen de forma injustificada. En relación con esto, no todos los accidentes son susceptibles de un comportamiento oportunista, sino que es más probable encontrar este tipo de actitudes en los que la bibliografía sobre el tema ha denominado accidentes de difícil diagnóstico. Por esta razón este estudio se centra exclusivamente en el tratamiento de torceduras, esguinces y lumbalgias. El interés del artículo reside en la comparación por género de estas situaciones de riesgo moral, buscando patrones de comportamiento que permitan explicar las diferencias observadas en la duración de las bajas laborales. En este sentido, la mera observación de los datos permite apreciar que las bajas femeninas tienen una duración de aproximadamente un 20% superior a las de los hombres. Esta diferencia se mantiene para diversas desagregaciones (rama de actividad, grupos de edad, tipo de contrato, etc.). No obstante, cuando se tiene en cuenta la ocupación del trabajador, se encuentran duraciones más cortas en el colectivo de las mujeres, al considerar los trabajadores con mayor nivel de cualificación. Para llevar a cabo este estudio se recurre a la metodología habitual en el análisis de duraciones. Este tipo de procedimiento permite estimar el efecto de distintos factores sobre la duración de las bajas laborales de forma diferenciada para hombres y mujeres. Partiendo de esta estimación se descompone en dos partes la diferencia observada en la duración de las bajas, una debida a las distintas características de cada grupo y otra provocada por las diferencias entre los coeficientes. Con este fin se aplica una generalización de la descomposición de Oaxaca-Blinder para modelos no lineales.

1.- INTRODUCCIÓN

El número de jornadas laborales perdidas como consecuencia de accidentes laborales es muy elevado. En una referencia que puede considerarse ya clásica dentro de esta literatura (Krueger, 1990) se estima que en un año típico en los Estados Unidos, se pierden más de cincuenta veces jornadas laborales por motivo de los accidentes laborales que por las huelgas. En este mismo sentido, un informe realizado por el sindicato Comisiones Obreras (CC.OO., 2004) estima que el coste de los accidentes laborales en España ascendió a 11.988 millones de euros de 2002, lo que significa un 1,72% del Producto Interior Bruto de dicho año 2002.

En la bibliografía económica sobre siniestralidad laboral un tema muy recurrente ha sido el análisis de los problemas de riesgo moral que ocasiona la regulación de la seguridad y salud labora. En relación con estas cuestiones, pueden consultarse los trabajos de Shapiro (2000) y Fortin y Lanoie (2001). Precisamente, en Fortin y Lanoie (2001) se señalan hasta cinco tipos de riesgo moral relativos al seguro por accidente laboral. En primer lugar, el riesgo moral de lesión ex ante que consiste en la toma de menores precauciones por parte de los trabajadores debido a que el seguro provee con ingresos al trabajador en caso de accidente. En segundo lugar, riesgo moral de causalidad ex ante que surge porque en ocasiones es difícil identificar que accidentes se han producido realmente en el trabajo. En tercer lugar existe el riesgo moral de duración ex post que provoca que las bajas laborales se prolonguen de forma injustificada. En cuarto lugar está el riesgo moral de sustitución de seguros que puede generar incentivos en los trabajadores para sustituir el seguro por desempleo menos generoso por el de accidente laboral más generoso. Por último un trabajador en ocasiones tiene cierta capacidad discrecional para reportar un accidente y dejar de trabajar o alternativamente seguir trabajando.

Este trabajo se centra en el estudio en el tercer tipo de riesgo moral. Más precisamente, se investiga si existen diferencias de género en este tipo de riesgo moral. En este sentido, hay que decir que en la literatura sobre absentismo laboral, que está muy relacionada con el objeto de estudio de este trabajo, ha documentado con frecuencia que las mujeres presentan mayores niveles de absentismo laboral que los hombres. A este respecto pueden consultarse un conjunto de trabajos cuyo principal

objetivo ha consistido en el examen de las diferencias en el absentismo entre los hombres y las mujeres, como por ejemplo Paringer (1983), Leigh (1983), Barmby et al. (1991), VandelHeuvel y Wooden (1995), Vistnes (1997), Bridges and Mumford (2001) e Ichino y Moretti (2006).

Adicionalmente, existe otro conjunto de trabajos en los que, estudiando los determinantes generales del absentismo, las variables de género que introducen en las regresiones, también llegan a la conclusión que las mujeres presentan más ausencias en el puesto de trabajo que los hombres. En este grupo pueden citarse Leigh (1984), Barmby y Treble (1991) e Ichino y Riphahn (2004). Sin embargo, en otros trabajos las comparaciones entre los dos sexos muestran resultados menos concluyentes. Aquí podrían mencionarse, por ejemplo, los trabajos de Kenyon y Dawkins (1989), Chaudhury y Ng (1992), Drago y Wooden (1992), Brown (1994) y Engellandt, y Riphahn (2005)¹.

La presente investigación pretende ampliar el conocimiento de este tipo de cuestiones para el caso español. Hay que decir, no obstante, que en España se han publicado algunos trabajos, desde una óptica esencialmente económica, [sobre siniestralidad laboral](#).

En España también se han publicado trabajos sobre la accidentalidad laboral. Por lo general se basan en el estudio de la contratación temporal y sus efectos en la accidentalidad laboral. En esta línea se encuentran los trabajos de Pita y Domínguez (1998), Amuedo (2002), Guadalupe (2003) y Hernanz y Toharia (2004). Un trabajo que analiza la cuestión desde una perspectiva muy amplia es García y Montuenga (2004). Por su parte, Martín-Román (2006) estudia el comportamiento cíclico de la siniestralidad laboral.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. Comienza el punto dos haciendo una revisión de la literatura más afín al estudio realizado y justificando el porqué del análisis planteado. En el apartado tres se detalla la metodología

¹ Bibliografía adicional sobre este tipo de cuestiones son los trabajos de Johansson y Palme (1996), Brown y Sessions (1996), Barmby et al. (2002), Henrekson y Persson (2004) y Frick y Malo (2005).

econométrica empleada. El apartado cuatro se dedica al estudio pormenorizado de los datos empleados en el análisis empírico. Los resultados obtenidos se analizan detalladamente en el punto cinco. El trabajo termina con un resumen de las principales conclusiones obtenidas.

2. MARCO INSTITUCIONAL

Según el artículo 15 de la Ley de Seguridad Social se considera accidente de trabajo “toda lesión corporal que el trabajador sufre con ocasión o a consecuencia del trabajo que ejecuta”. Sin embargo, es sobre todo en aquellos accidentes que suponen la ausencia del puesto de trabajo desempeñado, donde se pone en marcha un sistema de garantías que compensa en cierta medida al trabajador siniestrado. El sistema de seguridad social español en el caso de accidente laboral contempla una prestación por incapacidad temporal (IT) del trabajador accidentado durante un tiempo máximo de 18 meses. Asimismo, la Seguridad Social a través de las Mutuas de Trabajo cubre todos los gastos médicos y de rehabilitación necesarios para la recuperación del trabajador y su vuelta al trabajo.

El “estar de baja laboral”, término de uso más popular para designar la IT, tiene repercusiones sociales, laborales y económicas, siendo la pérdida de la capacidad productiva la que ha fundamentado la necesidad de cubrir económicamente al trabajador mediante una prestación de carácter social. La adecuada prescripción de la incapacidad temporal y, en particular, el correcto establecimiento de su duración garantizan una gestión responsable de los recursos destinados a esta medida de protección social.

En relación a su duración, la decisión sobre cuando el trabajador se encuentra completamente recuperado para realizar las tareas habituales de su puesto de trabajo recae básicamente en un profesional de la medicina, y ha de basarse en criterios estrictamente médicos. Así es, desde 1994 los facultativos del INSS y los médicos de las Mutuas de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales de la Seguridad Social (MATEPSS) tienen la potestad de conceder altas laborales². Además, la

² A partir de 2006 la competencia para determinar la prórroga o el alta médica a efectos económicos será asumida en exclusiva por la Seguridad Social (Resolución de la Secretaría de la Seguridad Social publicada en el BOE 24/01/06).

legislación española obliga a revisiones periódicas en las que el facultativo ha de expedir partes médicos de confirmación de la incapacidad laboral cada siete días a partir de su declaración.

Por lo tanto, el tiempo que un trabajador está incapacitado laboralmente depende básicamente de aspectos relacionados con la lesión sufrida por el accidente y, en concreto, del tipo y gravedad de la misma. En este sentido, el Instituto Nacional de la Seguridad Social publica una Guía Práctica de estándares de duración de determinados procesos de IT (INSS, 2001).

A pesar de lo señalado, varios estudios (Johnson y Ondrich, 1990, Cheadle *et al.*, 1994, Butler, Baldwin y Johnson, 2001) muestran que la duración de la incapacidad también puede estar influenciada por otras características, entre ellas las características personales del trabajador, sobre todo en aquellas lesiones de diagnóstico difícil para las cuales no existe un tratamiento óptimo universal. En estos casos, la capacidad del accidentado para alargar (o acortar) el tiempo de recuperación es mayor y, en consecuencia, esta prestación por incapacidad temporal puede tener un efecto desincentivador sobre la actividad laboral.

El presente trabajo pretende ajustar un modelo que permita explicar el número de días que un trabajador se ausenta del trabajo una vez se ha producido un accidente laboral. Y posteriormente determinar en que medida las diferencias de duración observadas se justifican por las diferentes características que presentan los trabajadores en función de su sexo.

3.- METODOLOGÍA

El análisis de la metodología empleada se aborda desde una doble perspectiva. Una primera donde se detallan los fundamentos del modelo de duración que se ajusta para la estimación de los días de ausencia del puesto de trabajo ocasionados por los accidentes laborales. Y una segunda que estudia la descomposición no lineal empleada para determinar el origen de las diferentes de duración observadas entre géneros.

3.1. Modelos de duración.

En la estimación de modelos en los que se trata de explicar la duración de un suceso es habitual el uso de los *modelos de duración*, que permiten incorporar de forma apropiada la información contenida en todas las observaciones, sean éstas censuradas o no. Básicamente, la función objetivo en este tipo de modelos es la función de riesgo $h(t; X)$, que recoge la probabilidad de que ocurra el suceso en cuestión en el momento t , condicionada a que hasta ese instante no ha tenido lugar. En nuestro caso, la probabilidad de que el trabajador accidentado reanude su actividad laboral en un momento t

$$h(t; X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p[t \leq T < t + \Delta t / T \geq t; X]}{\Delta t}$$

En particular, una modelización que se ha extendido en muchos ámbitos de la economía, es el conocido modelo de Cox (1968). Este modelo se caracteriza por separar, de forma clara, los efectos de la duración, t , y el efecto del resto de factores recogidos en las variables explicativas, X , al especificar la función de riesgo mediante el producto de dos funciones, cada una dependiente de uno solo de estos aspectos,

$$h(t; X) = h_0(t) \cdot e^{X\beta},$$

siendo $h_0(t)$, la función de riesgo base, cualquier función del tiempo común para todos los individuos, y $e^{X\beta}$ la función que recoge el efecto de un determinado factor, desplazando hacia arriba o hacia abajo la función de riesgo base según sea su signo.

No obstante, en algunos estudios el interés se centra en el comportamiento de esta función con respecto a t para analizar el tipo de *dependencia de la duración* existente. En estos casos, se suele recurrir a la modelización paramétrica suponiendo una determinada distribución para $h_0(t)$, como por ejemplo, una distribución Weibull. Dependiendo del signo y valor del parámetro de forma de la distribución elegida se podrá establecer si la dependencia es positiva (negativa), esto es, si la

probabilidad de que concluya el periodo de baja laboral es mayor (menor) a medida que el trabajador pasa más tiempo en situación de incapacidad

3.2.- Descomposición no lineal.

Uno de los aspectos más interesantes del estudio comparado de grupos poblacionales es determinar en que medida las diferencias observadas se justifican por las características de cada grupo. Oaxaca (1973) y Blinder (1973) generalizaron un método para este tipo de análisis que ha aportado multitud de resultados en temas de discriminación salarial. Sin embargo, la descomposición de Oaxaca-Blinder presenta dos limitaciones fundamentales. De un lado, se define para el estudio de modelos lineales, y de otro, plantea problemas de identificación si se realiza una descomposición detallada en presencia de grupos de variables dicotómicas (Oaxaca y Ransom, 1999).

En la literatura aparecen ya bastantes trabajos que descomponen modelos no lineales. Even y Macpherson (1990), Fairlie (1999), Herranz y Toharia (2004), Motellon y Lopez-Bazo (2005) o Yun (2005) realizan descomposiciones para modelos probit, Nielsen (1998) hace una aproximación para modelos logit y Fairlie (2003) realiza otra aplicación donde se estudian tanto modelos logit como probit. Yun (2004) propone una generalización de la metodología de *Oaxaca-Blinder* que corrige los problemas de identificación que surgen al realizar la descomposición detallada y que permite realizar la descomposición para cualquier tipo de relación funcional.

De acuerdo con Yun, si disponemos de una variable dependiente Y , que es función de una combinación lineal de variables independientes XB , a través de una función φ no lineal ($Y = \varphi(XB)$). Se puede descomponer la diferencia en la media de la variable dependiente entre dos grupos poblacionales 1 y 2 de acuerdo a la siguiente expresión:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 = [\overline{\varphi(X_1 B_1)} - \overline{\varphi(X_2 B_1)}] + [\overline{\varphi(X_2 B_1)} - \overline{\varphi(X_2 B_2)}] \quad (1)$$

El primer sumando de la parte derecha de la expresión (1) respondería a la diferencia justificada por las características de cada grupo, mientras que el segundo

refleja la diferencia injustificada, o debida al distinto rendimiento de esas características. A partir de esa descomposición conjunta, Yun (2004) propone calcular la contribución de cada variable de la siguiente manera³:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 = \sum_{i=1}^T W_{\Delta X}^i [\overline{\varphi(X_1 B_1)} - \overline{\varphi(X_2 B_1)}] + \sum_{i=1}^T W_{\Delta B}^i [\overline{\varphi(X_2 B_1)} - \overline{\varphi(X_2 B_2)}] \quad (2)$$

Donde:

$$W_{\Delta X}^i = \frac{(\bar{X}_1^i - \bar{X}_2^i) B_1^i}{\sum_{i=1}^T (\bar{X}_1^i - \bar{X}_2^i) B_1^i}; \quad W_{\Delta B}^i = \frac{\bar{X}_2^i (B_1^i - B_2^i)}{\sum_{i=1}^T \bar{X}_2^i (B_1^i - B_2^i)}$$

con $\sum_{i=1}^T W_{\Delta X}^i = \sum_{i=1}^T W_{\Delta B}^i = 1$ y siendo T el número total de variables.

Cuando existen grupos de variables dummies, la descomposición necesita el cálculo previo de una regresión normalizada que corrija el problema de identificación. Esta normalización se detalla en el apéndice II, y también puede consultarse en Yun (2005).

4. DATOS

Siendo el objetivo de este estudio la duración de la incapacidad temporal como consecuencia de un accidente de trabajo, los datos estadísticos que más información proporcionan en relación a este fenómeno provienen de la Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT), que elabora anualmente el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales a partir de los partes de accidente comunicados por las empresas mediante el sistema informático Delt@⁴. Estos datos administrativos contienen información sobre las características personales del trabajador accidentado, sobre el tipo y grado de la lesión y sobre las características de la empresa en la que estaba empleado el trabajador en el momento del accidente, así como las fechas claves para determinar la duración de la incapacidad laboral y la cuantía de la indemnización percibida por el trabajador.

Esta fuente estadística incluye el total de accidentes que se han producido en un mismo año y que han supuesto al menos un día de baja para el accidentado, empezando

³ Una descomposición similar para el componente justificado puede consultarse en Even y Mcpherson (1990).

⁴ En algunos estudios se ha utilizado el módulo de accidentes y enfermedades laborales contenido en la Encuesta de Población Activa (EPA) pero esta encuesta sólo se realizó en el año 1999.

a contar el tiempo de baja desde el día posterior al del accidente. Partiendo de estos datos para el periodo 1997-2001, y dado que el interés se centra en la duración del periodo de la baja laboral, se han seleccionado todos aquellos accidentes para los que la causa del alta ha sido la recuperación del accidentado de su lesión (en términos de la propia estadística, la curación del trabajador), entre 70% y un 80% del total de accidentes con baja. Esta selección también se debe a que hay multitud de accidentes de los que no hay registrada alta (cerca de un 20%), y en estos casos se les asigna una duración determinada que puede falsear los resultados del análisis.

Además, teniendo en cuenta los fundamentos económicos del modelo que proponemos, hemos considerado tan sólo aquellos accidentes que han producido una lesión en la espalda, esguinces y torceduras (en la literatura denominadas *lesiones de difícil diagnóstico*), ya que al no tener un protocolo de tratamiento estandarizado para su curación, su evolución depende en gran medida de las propias sensaciones del paciente. La delimitación de este tipo de lesiones a partir de la estadística de accidentes de trabajo puede realizarse en base a dos variables o una combinación de las mismas (la parte del cuerpo lesionada y el tipo de lesión). En nuestro caso, la delimitación se ha realizado atendiendo a la clasificación de la descripción de la lesión, considerando las "Torceduras, esguinces o distensiones" (código 32) y las "Lumbalgias" (código 33) como lesiones de "difícil diagnóstico"⁵. Estas lesiones son las más numerosas, constituyendo más del 40% del total de lesiones por accidente laboral.

Tras una depuración de los datos administrativos, el análisis se va a realizar con un total de 1385301 observaciones correspondientes a trabajadores que han sufrido una lesión de "difícil diagnóstico" consecuencia de un accidente laboral por el que han estado un periodo limitado de tiempo incapacitados laboralmente antes de ser dados de alto durante los años comprendidos entre 1997 y 2001. De este conjunto de accidentes, 1078591 corresponden a hombres y 306710 a mujeres.

⁵ Según la definición médica, un esguince es una lesión en alguna de las fibras de un ligamento sin llegar a su rotura y una distensión muscular es un estiramiento o rotura de las fibras musculares. La lumbalgia, por su parte, se define como un dolor en la parte baja de la espalda o zona lumbar causado por alteraciones de las diferentes estructuras que forman la columna vertebral a ese nivel: ligamentos, músculos, discos intervertebrales y vértebras.

En relación a la variable de interés, la duración de la incapacidad laboral (medida en días), un primer análisis de los datos muestra que mayoritariamente la duración es inferior a los dos meses (el 94%), siendo lo más habitual que no sobrepase el mes (81%). La duración máxima es de 447 días, que no supera el límite legal establecido para la situación de incapacidad temporal (540 días), pero que excede la duración estándar de las lumbalgias establecida en la Guía Práctica, que estima que la duración de estas lesiones se sitúa entre 0 y 90 días.

Cuadro 1: Distribución de los accidentes de difícil diagnóstico y duración por sexo.

	Duración Media	Nº accidentes	%
Mujer	19,7	306710	22%
Varón	16,8	1078591	78%
TOTAL	17,5	1385301	100%

Fuente: Encuesta de Accidentes de Trabajo.

El cuadro 1 muestra una primera intuición de los resultados previsibles. Se aprecia que los accidentes de varones suponen más de las tres cuartas partes del total, a la vez que su duración media es tres días inferior a la de las mujeres. Sin embargo, para apreciar claramente efectos diferenciales en la duración entre dos colectivos no basta con una comparación directa ya que esta puede enmascarar diferencias en la estructura y composición de cada uno de los colectivos.

En el cuadro A1 del apéndice I se recoge un análisis descriptivo pormenorizado de los distintos aspectos que posteriormente se utilizarán en el análisis econométrico. Únicamente se eliminan del análisis las características propias del accidente como la forma en que se ha producido y la parte del cuerpo lesionada y factores institucionales que pueden recogerse con la Comunidad Autónoma en que ha tenido lugar el accidente. Concretamente se detallará, para cada aspecto analizado, el número de accidentes, el porcentaje de mujeres y la duración desagregada por sexo.

Se aprecian grandes diferencias en el porcentaje de mujeres accidentadas en cada uno de los grupos. Este porcentaje oscila entre el 58% en el código de ocupación referido a Auxiliares Administrativos o el 56% de Técnicos y Profesionales Científicos e Intelectuales, y el 2% de los trabajadores adscritos al Régimen del Mar o el 3% que

representa en el caso de la Construcción. De forma más concreta se aprecia un mayor porcentaje de mujeres en los accidentes graves, en aquellos que son consecuencia de desplazamientos, ya sean dentro del trabajo como al ir o volver del mismo (*in itinere*), en los que se producen en trabajos no habituales o en aquellos que suponen la hospitalización del trabajador. También es mayor el ratio de mujeres accidentadas en algunos contratos temporales, en las empresas de mayor tamaño, en el régimen agrario o en los accidentes ocurridos durante el fin de semana. Finalmente se observan mayores porcentajes de mujeres entre los accidentados más jóvenes, en aquellos que presentan mayor nivel de cualificación, en los que trabajan dentro del sector servicios o en aquellos que pertenecen a grupos de cotización referidos a la administración.

La duración, cuando se analiza de forma pormenorizada, también presenta algunos aspectos llamativos que trascienden a la mayor magnitud observada en las bajas femeninas. Se aprecia claramente que las duraciones más bajas se producen en los trabajadores menos cualificados, tanto en términos de ocupación como de grupo de cotización, y también son estos los grupos con una mayor diferencia por sexos. En este sentido se aprecia que en los grupos de cotización más altos y en algunas ocupaciones relacionadas con la dirección esas diferencias de duración por género se desvanecen, e incluso se invierten.

Por lo general se observa una mayor duración de las bajas graves, de las que se producen en desplazamiento y cuando se desarrollan trabajos no habituales. También es mayor la duración media de las bajas producidas en empresas muy grandes, cuando los trabajadores presentan contratos indefinidos o no clasificables, si el accidente se produce en trabajos adscritos al régimen del mar o del carbón, si se desarrollan actividades relacionadas con la energía o el agua, o si el accidentado pertenece a ciertas actividades relacionadas con el sector terciario. Finalmente, se constata que las duraciones más largas se concentran en los trabajadores de más edad, en los accidentes producidos en fin de semana o cuando la jornada supera su sexta hora.

En cuanto a las diferencias de duración por género, se corrobora que las bajas femeninas son generalmente más largas. Sin embargo, a las excepciones indicadas anteriormente de ciertos grupos de ocupación y cotización, se añaden otras en los regímenes agrario, del carbón y del mar, o en los accidentes considerados como no

leves. Aunque conviene aclarar que en algunos de estos grupos, sobre todo en el caso del carbón y del mar, la presencia femenina es meramente testimonial (porcentajes siempre inferiores al 5%).

5. RESULTADOS

Como se ha puesto de manifiesto, un modelo que intente explicar la duración de la incapacidad temporal derivada de un accidente laboral debe asumir que el tiempo que un trabajador se encuentra de baja viene determinado por múltiples factores, aparte de los estrictamente médicos, sobre todo en aquellas situaciones en las que el diagnóstico y el tratamiento de las lesiones están sujetos a un alto grado de imprecisión e incertidumbre.

Cuadro 2: Test del logaritmo del rango de igualdad de curvas de supervivencia

	Mujeres	Hombres
Año del accidente	38,02	525,35
Desplazamiento	4554,29	6690,38
Día de la semana	95,02	1514,24
Edad en el momento del accidente	6111,68	21620,76
Forma en que se produjo el accidente	6692,37	21292,73
Gravedad	372,90	1520,64
Grupo de cotización	2205,87	9936,17
Hora de trabajo	104,26	402,42
Ocupación	1102,51	4831,91
Parte del cuerpo lesionada	5456,19	29124,40
Plantilla	1377,70	3683,37
Régimen de la Seguridad Social	194,33	1727,84
Sector de actividad de la empresa	2842,62	4618,10
Tipo de contrato	1934,57	7862,41
Tipo de establecimiento	1538,39	2657,87
Trabajo habitual	1062,92	1638,92
Turno	178,62	664,62

Fuente: Elaboración propia

La primera aproximación al análisis de la duración de la incapacidad laboral se ha llevado a cabo mediante la estimación de las funciones de supervivencia de Kaplan-

Meier de los diferentes subgrupos definidos para cada factor relevante en la determinación de la duración de este suceso. La realización del test del logaritmo del rango (véase cuadro 2) confirma que las distancias entre las curvas de supervivencia de las diferentes categorías de una misma variable son estadísticamente significativas.

Una valoración cuantitativa del efecto de estos factores sobre la duración requiere la estimación de modelos paramétricos o semiparamétricos. La modelización semiparamétrica (modelo de Cox) presupone el cumplimiento de la hipótesis de proporcionalidad, que en nuestro caso ha resultado no ser válida para todas las variables. Por su parte, la modelización paramétrica supone establecer un determinado comportamiento de la función de riesgo, que puede ser representado por alguna de las distribuciones estadísticas habituales (exponencial, Weibull, lognormal, etc.)⁶, existiendo criterios estadísticos para elegir la distribución que mejor se adapta al comportamiento de la función dados unos datos.

Siguiendo este enfoque paramétrico, la distribución que mejor representa el comportamiento de la función de riesgo es la función log-logística atendiendo a los criterios de información de Akaike y Schwartz y al análisis de los residuos Cox-Snell. Partiendo de esta distribución, y tomando en consideración el hecho de que la forma de la función de riesgo no tiene que ser idéntica para todos los individuos, se estima un modelo log-logístico en el que se parametriza también el parámetro auxiliar de la distribución. En definitiva, dada la función de riesgo de la distribución log-logística con parámetros λ (de escala) y γ (de forma),

$$h(t; x) = \frac{\lambda \gamma t^{\gamma-1}}{1 + \lambda t^\gamma},$$

se plantea que la dependencia de la duración, determinada por el valor del parámetro de forma, es función de algunas características del accidente o del trabajador accidentado.

⁶ En los modelos presentados no se ha incluido un factor que recoja la heterogeneidad no observada. Consideramos que el efecto de la heterogeneidad no observada se mitiga por el hecho de trabajar sólo con un determinado tipo de lesión.

Los resultados de la estimación del modelo log-logístico se presentan en la Tabla 3⁷. En ella, se pueden distinguir dos apartados, el primero se corresponde con la parte que recoge el comportamiento del parámetro de escala y, por tanto, el efecto de los distintos factores sobre la duración. Para analizar esta parte de la tabla hemos de tener en cuenta que el modelo log-logístico es un modelo de riesgos acelerados y, por lo tanto, un coeficiente con signo positivo en un regresor implica que dicho factor decelera el proceso estudiado o lo que es lo mismo, aumenta el tiempo que tardará en ocurrir el suceso (incrementa la duración).

Como era de esperar los factores relacionados con la gravedad de la lesión son los que comportan duraciones mayores. En concreto, la valoración de la magnitud de la lesión realizada en primera instancia por el facultativo que examina al trabajador tras el accidente es la variable que tiene un mayor efecto sobre la duración. Asimismo, la necesidad de tratamiento en un centro hospitalario del accidentado también es un factor significativo y determinante de la duración. En relación a este último resultado hemos de señalar que el tiempo de hospitalización se suma al tiempo que el trabajador se encuentra de baja laboral, no disponiendo de información cuantitativa de esta variable.

Las características personales del trabajador como la edad en el momento del accidente y el grupo de cotización son también relevantes para explicar la duración de la baja laboral. En particular, la edad complica la curación retrasando el momento en el que el trabajador recupera su actividad habitual. En relación al grupo de cotización, que podría considerarse una *proxy* del nivel de cualificación de los trabajadores, lo más destacable es la diferencia en la cuantía del efecto de esta variable sobre la duración en los hombres y en las mujeres. Ambos género muestran, para todos los grupos de cotización, duraciones mayores que las del grupo de referencia (“Trabajadores menores de 18 años”). Pero los coeficientes son mayores para las mujeres si los grupos de cotización exigen mayor formación, y para los hombres en las categorías que presentan menor nivel de cualificación.

⁷ La mayor parte de las variables incluidas en el modelo son categóricas por lo que las categorías que se han dejado fuera representan las características del individuo de referencia. Las variables continuas que aparecen en el modelo se han centrado. De esta forma, se obtienen funciones de supervivencia y de riesgo base razonables, esto es, para individuos con características observables dentro de la muestra.

Con respecto a los resultados para las variables que recogen características laborales de los trabajadores (antigüedad en el empleo, ocupación, tipo de contrato y régimen de la Seguridad Social), la conclusión global es que la mayoría muestra un comportamiento acorde con lo que la lógica establece. En particular, los trabajadores con más antigüedad, contrato indefinido y ocupando algún puesto de dirección son los que presentan duraciones más largas. No obstante, se observan diferencias claras entre hombres y mujeres que se analizarán más detenidamente tras la descomposición de Oaxaca.

Otro grupo de factores incorporados al modelo están relacionados directamente con el accidente, como el día de la semana, la hora de trabajo, la hora del día, la forma, el lugar del accidente y la comunidad autónoma del centro de trabajo. Destacamos dos resultados referidos a las variables lugar del accidente y comunidad autónoma. En primer lugar, las lesiones producidas tras un accidente laboral en el que el trabajador se encontraba fuera de su lugar de trabajo, bien al ir o volver al trabajo (*in itinere*) o bien realizando algún desplazamiento dentro del horario laboral, conllevan una duración superior frente a las que no suponen desplazamientos. Una explicación a este resultado puede ser que aquellos trabajos que obligan a realizar desplazamientos, requieren una recuperación total de las condiciones físicas para su desempeño sin riesgo de recaída. En segundo lugar, existen diferencias significativas entre las comunidades, siendo las comunidades de Asturias, Galicia y País Vasco las que presentan duraciones más largas. Podemos suponer que el traspaso de competencias en materia de sanidad a las comunidades autónomas ha producido diferencias en la eficiencia de la gestión de aspectos tales como las listas de espera. De ahí que algunas incapacidades temporales se extiendan algo más de lo que el médico que la prescribe considera oportuno simplemente por demoras atribuibles al propio sistema sanitario.

Otras variables de control incluidas en el modelo están relacionadas con el coste económico de la baja laboral como la cuantía de la prestación⁸, constante durante todo el periodo dadas las características del sistema español. Suele considerarse que una prestación generosa por un lado incrementa el número de bajas de corta duración pues

⁸ La cuantía de la prestación es del 75% de la base reguladora, y se percibe desde el día siguiente al de la baja. En comparación con otros países, España presenta un tasa de reemplazamiento muy alta (Canadá indemniza con el 75% del salario bruto y EEUU con un 66% del salario neto).

compensa pasarse unos días de baja, pero a su vez, también tiene el efecto de alargar la duración de las bajas más largas. En nuestro caso, la prestación parece ser solo relevante en el caso de los hombres, observándose que cuanto mayor es la cuantía de la prestación mayor es la duración de la baja laboral.

En la segunda parte de la tabla se recoge como varía la dependencia de la duración (o el parámetro de forma) ante diferentes características de los trabajadores. La hipótesis de dependencia de la duración idéntica para todos los trabajadores se rechaza ya que variables como el lugar del accidente, la gravedad de la lesión o si el trabajador ha requerido hospitalización son variables que modifican la forma de la función de riesgo, tanto para hombres como para mujeres. Para interpretar su valor hemos de tener en cuenta que un signo positivo en el coeficiente estimado significa que una variación positiva en ese factor hace que el valor del parámetro de forma aumente y, por lo tanto, también la dependencia de la duración positiva.

Descomposición detallada:

El primer dato que conviene resaltar es que la descomposición se ha realizado en función de las duraciones predichas por el modelo y no con las duraciones medias observadas. En el caso de los hombres este hecho no tiene relevancia porque la predicción coincide con la duración media observada, pero en el caso de las mujeres la predicción es medio día superior, por ello, la diferencia utilizada para la descomposición supera la observada en esa misma cuantía.

Dejando a un lado el aspecto metodológico, la descomposición no lineal permite complementar el análisis de duración previo desde una perspectiva diferente. En su versión agregada, la descomposición determina que parte de la diferencia observada entre la duración de las bajas de hombres y mujeres, es consecuencia de la diferente composición de cada grupo, y que otra es consecuencia de la distinta repercusión de estas características. Es un dato objetivo que las bajas laborales femeninas son en media, cerca de un 20% más largas que las de los hombres, y conocer a que se deben esas diferencias es importante para abordar el problema con ciertas garantías. Parece evidente que deben existir ciertas divergencias porque hombres y mujeres desarrollan actividades diferentes, porque tienen distintas ocupaciones o porque sufren otro tipo de

accidentes. Pero lo que no es tan evidente es que, para iguales características, existan grandes diferencias en la duración de las bajas laborales entre los dos géneros.

En el cuadro 3 aparecen los resultados de la descomposición agregada. Sólo el 40% de la diferencia se justifica por la distinta composición de los dos grupos de trabajadores accidentados. Dicho de otra manera, si las mujeres accidentadas tuvieran los mismos valores medios en todas las variables que los hombres, sus bajas durarían cerca de un día y medio menos. Sin embargo, cerca del 60% de la diferencia se explica por la distinta repercusión que tienen las características observadas en cada uno de los grupos. Dicho de otra manera, ese 60% se debe a que una misma variable tiene distinto efecto sobre la duración de la baja dependiendo de si el trabajador accidentado es hombre o mujer.

Cuadro 3: Descomposición no lineal de la diferencia en la duración de las bajas laborales entre hombres y mujeres.

	Duración	Porcentaje
Componente justificado	1,481	41%
Componente injustificado	2,138	59%

Fuente: Elaboración propia.

Pero los resultados más interesantes surgen del análisis de la descomposición detallada que aparece por grupos de variables en el cuadro A2 del apéndice 1⁹. Este tipo de análisis permite apreciar las variables, o grupos de variables, que más repercuten a la hora de explicar los dos componentes. Además proporciona información sobre la dirección de los efectos, indicando si los distintos regresores contribuyen a la reducción o aumento de las diferencias observadas.

Comenzando por el componente justificado, se puede observar que el factor determinante lo constituyen las diferencias en el tipo de accidentes sufridos por hombres y mujeres o en la actividad que cada colectivo desarrolla. Más del 90% de ese día y medio justificado se debe a variables como la parte del cuerpo lesionada, la forma en

⁹ Para cualquier información adicional sobre la descomposición detallada que se ha efectuado pueden ponerse en contacto con los autores.

que se ha producido el accidente o la rama de actividad de la empresa en que éste ha tenido lugar.

También existen otras variables que explicarían la existencia de diferencias en la duración en sentido contrario. Esto quiere decir que variables como la Comunidad en que se ha producido el accidente o la composición por edad de los accidentados, explicarían una mayor duración de las bajas de los varones. Una explicación tentativa podría ser que los hombres sufren más accidentes en las Comunidades Autónomas donde las bajas son más largas o que también son más los hombres accidentados en las cohortes de edad más susceptibles de sufrir accidentes de más duración.

Respecto al componente injustificado, cuantificado en cerca de dos días, las conclusiones son algo diferentes. El principal determinante es la gravedad del accidente, y esto puede ser consecuencia de que los accidentes leves, que representan más del 99% del total, suponen una menor duración de las bajas en hombres que en mujeres. En segundo lugar, aunque a mucha distancia del anterior, encontramos variables como el grupo de cotización, el régimen de la Seguridad Social, la parte del cuerpo lesionada, la forma en que se ha producido el accidente o si el trabajo es el habitual. Estos resultados indican que en general, un mismo accidente tiene una duración mayor si el sujeto afectado es mujer.

Especial atención requieren las variables referidas al grupo de cotización a la Seguridad Social. Si se profundiza en las variables individuales se pueden encontrar resultados interesantes que corroboran parte de las intuiciones que se obtenían del análisis descriptivo. Se aprecia que en los grupos de cotización más elevados, los que están constituidos por los trabajadores más formados, el signo de la descomposición es negativo aunque de pequeña magnitud, esto estaría indicando que los accidentes de estos trabajadores dan lugar a bajas laborales de duración mayor o iguales en hombres que en mujeres. Esta conclusión es coherente con los resultados que proporciona el código de ocupación. Son también las ocupaciones más técnicas, y las relacionadas con la dirección de empresas, las que implican una menor duración cuando los accidentados son mujeres. Por lo tanto, mientras los datos parecen mostrar una mayor duración injustificada de los accidentes sufridos por mujeres, se aprecia que en los tramos más cualificados de la mano de obra o en los estratos superiores de ocupación, el resultado

se da la vuelta y son los varones los que presentan duraciones más largas con carácter injustificado.

El resultado anterior se ve reforzado por los datos que proporcionan las variables relacionadas con la edad. Los accidentes sufridos por personas con edades comprendidas entre los 45 y los 60 años presentan, de forma injustificada, duraciones más cortas si los accidentados son mujeres, siendo este el grupo donde es más verosímil que un trabajador desarrolle actividades directivas o que cotice en los grupos más elevados. Otro aspecto importante relacionado con las variables que miden la edad es que las bajas son más largas para las mujeres si el accidentado tiene una edad entre 30 a 45 años. Este dato puede ser consecuencia de que en estas edades los trabajadores son más propensos a tener obligaciones familiares, y las mujeres son las más implicadas en este tipo de trabajos. Por lo tanto, son mayores los incentivos que presentan las mujeres trabajadoras para alargar de forma injustificada las bajas laborales y provocar así situaciones de riesgo moral.

Por último, son las variables relacionadas con el tipo de contrato y el desplazamiento las que reducen el componente injustificado de las diferencias de duración. Concretamente, las mujeres con contrato indefinido o de obra y servicio presentan duraciones inferiores a los hombres, y son precisamente estos contratos los que mayor número de accidentes declaran. En cuanto al lugar de trabajo, los accidentes sufridos en el puesto de trabajo, que son los más numerosos, implican una menor duración si el accidentado es una mujer.

A modo de conclusión y de acuerdo con las agrupaciones realizadas en el cuadro A2 del apéndice I. Se comprueba que la distinta composición de los accidentados en cuanto a las características de la empresa, del accidente y el tipo y grado de la lesión explica casi la totalidad del 40% de las diferencias de duración observadas, mientras que la composición por características personales, temporales y espaciales explicaría una mayor duración de las bajas masculinas. Por otro lado, la distinta respuesta de hombres y mujeres ante el tipo y grado de la lesión es el principal determinante de los dos días de diferencia injustificada. No obstante el diferente efecto que las características personales, laborales y del accidente, provocan sobre cada género también explica parte de esa diferencia injustificada.

6.- CONCLUSIONES

Es un hecho incontestable que las bajas laborales femeninas son cerca de tres días más largas que las masculinas. Pero no es menos cierto que hombres y mujeres desarrollan actividades diferentes y sufren distinto tipo de accidentes. El propósito de este trabajo es ponderar en su justa medida cada uno de los efectos y aclarar en que cuantía se justifican las diferencias observadas.

Los datos descriptivos ya anticipaban estas diferencias, tanto en duraciones, como en el reparto de características según géneros, aunque lo hacían de forma individualizada. Sin embargo, el modelo de duración planteado corrobora las diferencias en el efecto de los distintos factores cuando se controla por todos los aspectos posibles de forma conjunta. Se comprueba la relevancia de la mayoría de las variables, en especial la edad y las relacionadas con la diagnosis y el tratamiento de la lesión, que son las más determinantes de la duración del las IT.

Por su parte, la descomposición permite comprobar que cerca de un día y medio de la diferencia de duración se justifica porque hombres y mujeres tienen distintas características y sufren accidentes diferentes. Sin embargo, más de la mitad de esos tres días de diferencia es consecuencia de que características similares repercuten de forma diferente según el género del trabajador accidentado.

Existen por lo tanto diferentes comportamientos que pueden estar indicando situaciones de riesgo moral. Dicho de otra manera, un accidente similar produce una duración mayor si el trabajador accidentado es una mujer, sobre todo en los grupos de edad asociados con las cargas familiares y en aquellas ocupaciones que exigen una menor cualificación. Sin embargo, cuando se trata de mujeres cualificadas o que desempeñan cargos de especial relevancia, la situación se revierte y son los varones los trabajadores más proclives a presentar situaciones de riesgo moral.

BIBLIOGRAFÍA:

- Amuedo, C. (2002): 'Work safety in the context of temporary employment: the Spanish experience', *Industrial and Labor Relations Review*, 55(2), 262-272.
- Ben Ner, A. y Yong Seung, P. (2003): 'Unions and time away from work after injuries: the duration of non-work spells in the workers' compensation insurance system', *Economic and Industrial Democracy*, 24 (3), 437-453.
- Barmby, T. A. y Treble, J. G. (1991): 'Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant', *Applied Economics*, 23, 161-166.
- Barmby, T. A., Ercolani, M.G. y Treble, J. G. (2002): "Sickness absence: an international comparison", *Economic Journal*, 112, 315-331.
- Barmby, T. A., Orme, C. D. y Treble, J. G. (1991): "Worker absenteeism: an analysis using micro data", *Economic Journal*, 101, 214-229.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
- Bridges, S. y Mumford, K. (2001): 'Absenteeism in the UK: a comparison across genders', *Manchester School*, 69, 276-284.
- Brown, S. (1994): "Dynamic implications of absence behaviour", *Applied Economics*, 26, 1163-1175.
- Brown, S. y Sessions, J. G. (1996): 'The economics of absence: theory and evidence', *Journal of Economic Surveys*, 10 (1), 23-53.
- Butler, R. J. y Worrall, J. D. (1985): Work injury compensation and the duration of nonwork spells, *Economic Journal*, 95(4), 714-724.
- Butler, R. J. y Worrall, J. D. (1991): 'Gamma duration models with heterogeneity', *The Review of Economics and Statistics*, 73(1), 161-166.
- Butler, R. J., Baldwin, M. L. y Johnson, W. G. (2001): 'The effects of worker heterogeneity on duration dependence: low-back claims in workers compensation', *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 708-716.
- Chaudhury, M. y Ng, I. (1992): 'Absenteeism predictors: least squares, rank regression, and model selection results', *Canadian Journal of Economics*, 25, 615-634.
- Cheadle, A., Franklin, G., Wolfhagen, C., Savarino, J., Liu, P. Y., Salley, C. y Weaver M. (1994): 'Factors influencing the duration of work-related disability: a population-based study of Washington state workers' compensation', *American Journal Public Health*, 84, 190-196.

- CC.OO. (2004): ‘Aproximación a los costes de la siniestralidad laboral en España’, Informe de la Secretaria Confederal de Medio Ambiente y Salud Laboral.
- Currington (1994): ‘Compensation for permanent impairment and the duration of work absences: evidence from four natural experiments’, *Journal of human resources*, 29, 888-910.
- Drago, R. y Wooden, M. (1992): ‘The determinants of labor absence: economic factors and workgroup norms across countries’, *Industrial and Labor Relations Review*, 45, 764-778.
- Engellandt, A. y Riphahn, R.T. (2005): ‘Temporary contracts and employee effort’, *Labour Economics*, 12, 281-299
- Even, W. E. y Macpherson, D. A. (1990): “Plant size and the decline of unionism”. *Economic letters* 32, 393-398
- Fairlei, R. W. (1999): “The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment”. *Journal of Labor Economics*, 17, 80-108.
- Fairlei, R. W. (2003): “An extension of the Oaxaca-Blinder decomposition technique to Logit and Probit models”. *Working Paper, Economic Growth Center, Yale University*.
- Fortin, B. y Lanoie, P. (2001): ‘Incentive effects of workers’ compensation insurance: a survey’, *Handbook of Insurance*, Springer, 421-458.
- García, I. y Montuenga, V. M. (2004): ‘Determinantes de la siniestralidad laboral’, FUNDEAR, Working Paper 8/2004.
- Guadalupe, M. (2003): The hidden costs of fixed term contracts: the impact on work accidents, *Labour Economics*, 10, 339-357.
- Henrekson, M. y Persson, M. (2004): ‘The effects on sick leave of changes in the sickness insurance system’, *Journal of Labor Economics*, 22, 87-113.
- Hernanz, V. y Toharia, L. (2004): “Do temporary contracts increase work accidents? A microeconomic comparison between Italy and Spain”, *FEDEA Working Papers*, 2004-02
- Hogg Johnson, S. y Cole, D. C. (2003): ‘Early prognosis factors for duration on temporary total benefits in the first year among workers with compensated occupational soft tissue injuries’, *Occupational Environ Medicine*, 60, 244-253.
- Ichino, A. y Moretti, E. (2006): ‘Biological gender differences, absenteeism and the earning gap’, NBER Working Paper, 12369.

- Ichino, A. y Riphahn, R. T. (2004): 'The effect of employment protection on worker effort. A comparison of absenteeism during and after probation', *Journal of the European Economic Association*, 120-143.
- Instituto Nacional de la Seguridad Social (2001): Manual de gestión de la Incapacidad Temporal, 3ª edición.
- Johnson, W. G. y Ondrich, J. (1990): The duration of post-injury absences from work, *The Review of Economics and Statistics*, 72(4), pp. 578-586.
- Johansson, P. y Palme, M. (1996): 'Do economic incentives affect work absence? Empirical evidence using Swedish micro data', *Journal of Public Economics*, 59, 195-218.
- Kenyon, P. y Dawkins, P. (1989): 'A time series analysis of labour absence in Australia', *Review of Economics and Statistics*, 71, 232-239.
- Krueger, A. B. (1990): 'Workers' compensation insurance and the duration of workplace injuries', NBER Working Paper, 3253.
- Leigh, J. P. (1983): 'Sex differences in absenteeism', *Industrial Relations*, 22 (3), 349-361.
- Leigh, J. P. (1984): 'Unionization and absenteeism', *Applied Economics*, 16, 147-157.
- Paringer L. (1983): 'Women and absenteeism: health or economics', *American Economic Review*, 73 (2), 123-127.
- Martín Román, A (2006): 'Siniestralidad laboral y ciclo económico: ¿una relación meramente estadística o un fenómeno real?', *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 61, 157-171;
- Martín Román, A. y Moral de Blas, A. (2005): La duración de las bajas laborales en el sector industrial: un análisis regional, XXXI Reunión de Estudios Regionales, Alcalá de Henares.
- Martín Román, A. y Moral de Blas, A. (2007): 'Efecto de la indemnización y la temporalidad en la duración de las bajas laborales'. I Workshop de Derecho y Economía, FEDEA.
- Meyer, B. D., Viscusi, W. K. y Durbin, D. L. (1995): 'Workers' compensation and injury duration: evidence from a natural experiment', *American Economic Review*, 85(3), 322-340.
- Motellón, E. y López-Bazo, E. (2005): 'Discriminación por género en el acceso a la contratación indefinida'. VIII Encuentro de Economía Aplicada. Murcia.
- Nielsen, H. S. (1998). 'Discrimination an detailed decomposition in a logit model'. *Economic letters*, 61, 115-120
- Oaxaca, R. (1973): 'Male-female wage differentials in urban labour markets', *International Economic Review*, 14, 693-709.

- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1999): 'Identification in detailed wage decompositions,' *Review of Economics and Statistics*, 81(1), 154-157.
- Pita Yañez, C. y Domínguez Manzano, B. (1998): 'Los accidentes laborales en España: la importancia de la temporalidad', *Documentación Laboral*, 55, 37-59.
- Shapiro, S. A. (2000): 'Occupational safety and health regulation', *Encyclopedia of Law and Economics*, Cheltenham, Edward Elgar, 5540, 596-625.
- VandenHeuvel, A. y Wooden, M. (1995): 'Do explanations of absenteeism differ for men and women?' *Human Relations*, 48 (11), 1309-1329.
- Vistnes, J.P. (1997): 'Gender differences in days lost from work due to illness', *Industrial and Labor Relations Review*, 50, 304-323.
- Yun, M. (2004): 'Decomposing differences in the first moment', *Economics Letters*, 82, 275-280
- Yun, M. (2005): 'Normalized equation and decomposition analysis: computation and inference'. *IZA Discussion Paper*, 1822, Tulane University.

APENDICE I (Cuadros)

Cuadro A1.: Resumen de los descriptivos más importantes

		Accidentes de difícil diagnóstico		Días de baja	
		% mujeres	Total	Hombre	Mujer
Grupo SS	Ingenieros, licenciados y alta dirección	31%	12830	21,7	22,4
	Ingenieros tecn., peritos y ayud. Titulados	52%	17104	23,0	27,0
	Jefes administrativos y de taller	18%	18296	21,5	21,6
	Ayudantes no titulados	21%	28639	20,0	19,8
	Oficiales administrativos	43%	61989	19,5	20,1
	Subalternos	35%	51597	19,8	24,6
	Auxiliares administrativos	58%	74262	18,3	20,1
	Oficiales de 1ª y 2ª	8%	427782	17,7	19,5
	Oficiales de 3ª y especialistas	21%	257558	16,1	19,1
	Peones	25%	418965	14,8	18,5
	Trabajadores menores de 18 años	17%	16279	12,0	14,0
CNAE	Agricultura, ganadería, silvicultura Pesca	23%	59914	18,6	17,7
	Energía y agua	4%	13012	21,6	21,0
	Industrias extractivas	14%	70035	15,9	17,1
	Industria manufacturera	8%	162079	16,8	18,4
	Otras industrias manufactureras	23%	142852	16,0	18,7
	Construcción	3%	312422	16,1	18,7
	Comercio, reparac. Vehículos y hostelería	36%	266524	16,0	18,4
	Transporte y comunicaciones	10%	78858	18,9	20,8
	Inst. fras., seg., serv. Empresa y alquileres	46%	123462	16,1	18,9
	Otros servicios	43%	156143	19,6	23,9
C.N.O.	Fuerzas Armadas	16%	180	25,3	22,4
	Dir. de empresas y admones. públicas	24%	3388	22,5	21,1
	Técnicos, prof. científicos e intelectuales	56%	20978	21,1	25,3
	Técnicos y profesionales de apoyo	35%	39040	20,8	21,5
	Empleados de tipo administrativo	57%	53672	18,6	19,5
	Servicios de restauración, personales, protección y vendedores de comercio"	47%	191719	17,9	20,5
	Trab. cualificados (agricultura y pesca)	16%	24081	19,8	19,5
	Art. y cualificados: manufact., cons., minería, exc. operadores de inst. y maq.	8%	468017	16,7	18,3
	Oper. Maq. e instalaciones, montadores	9%	188768	17,4	18,4
	Trabajadores no cualificados	26%	395458	15,4	19,1
Turno	Mañana	22%	895597	16,5	19,4
	Tarde	23%	369146	17,2	20,1
	Noche	22%	120558	17,7	21,0
Edad	Menor 30 años	24%	585205	14,0	16,7
	De 30 a 45 años	21%	527636	17,7	21,1
	De 45 a 60 años	21%	251488	21,0	24,3
	Mas de 60 años	22%	20972	23,1	28,1

Cuadro A1.: Continuación.

		Accidentes de difícil diagnóstico		Días de baja	
		% mujeres	Total	Hombre	Mujer
Día Semana	Lunes	20%	330716	16,0	19,2
	Sem	22%	946384	16,9	19,8
	Find	32%	108201	18,6	20,2
Hora Trabajada	2 primeras horas	24%	518118	16,5	19,6
	Entre dos y seis horas	21%	541147	16,8	19,5
	Más de seis horas	20%	326036	17,3	20,5
Año	1997	21%	219225	17,3	19,9
	1998	21%	251031	17,0	19,9
	1999	22%	277321	16,7	19,7
	2000	23%	328212	16,7	19,8
	2001	23%	309512	16,5	19,5
Regimen	General	22%	1328864	16,7	19,8
	Agrario	29%	42155	17,2	17,3
	Mar	5%	8180	25,4	25,2
	Carbón	2%	6102	23,7	22,5
Contrato	Indefinido	22%	594900	18,4	21,0
	Obra y servicio	11%	357426	15,9	18,2
	Eventual	26%	228902	14,7	17,8
	Prácticas	26%	32482	12,8	16,0
	Otros temporales	42%	128043	16,4	19,4
	No clasificados	28%	43548	19,0	24,1
Tamaño	No clasificados	25%	272.528	16,6	19,4
	de 1 a 9	16%	209.663	17,6	20,9
	de 10 a 25	14%	212154	16,2	19,1
	de 26 a 49	16%	157861	15,8	18,4
	de 50 a 100	21%	147.458	15,9	18,2
	de 101 a 249	26%	151005	16,3	18,8
	de 250 a 499	31%	88103	17,3	19,0
	de 500 a 999	35%	56841	18,3	20,4
más de 1000	36%	89688	20,8	23,8	
Hospital	No	26%	116244	16,5	19,2
	Si	22%	1269057	20,3	25,0
Habitual	No	40%	1347632	22,2	25,7
	Si	22%	37669	16,7	19,4
Desplaza	No	20%	1246221	16,4	18,5
	Si	38%	139080	22,0	25,7
Leve	No	26%	2936	46,1	43,6
	Si	22%	1382365	16,8	19,7
TOTAL		22%	1385301	16,8	19,7

Cuadro A2: Estimación del modelo log-logístico de duración de la IT para hombres y mujeres

	Modelo Loglogístico	
	Mujeres	Hombres
PARAMETRO DE ESCALA		
<i>Antigüedad en la empresa (antigüedad-50)</i>		
Antigüedad	0,000225	0,000255
<i>Año del accidente (ref: 2001)</i>		
1997	0,050589	0,085995
1998	0,047549	0,066992
1999	0,037376	0,050344
2000	0,051054	0,052290
<i>Desplazamiento (ref: en el centro o en otro centro de trabajo)</i>		
Desplazamiento	0,114963	0,097735
<i>Día de la semana (ref: lunes)</i>		
Entre Semana	0,041157	0,050704
Fin de Semana	0,059613	0,093892
<i>Edad en el momento del accidente (ref: 16-30)</i>		
30-45	0,151226	0,144600
45-60	0,279776	0,284452
Más de 60 años	0,390995	0,382358
<i>Forma en que se produjo el accidente (ref: caídas de personas)</i>		
Caídas de objetos	-0,084130	-0,090789
Pisadas sobre objetos	-0,084597	-0,087587
Golpes contra objetos	-0,066731	-0,110847
Atropamientos	-0,097027	-0,039363
Sobreesfuerzos	-0,117259	-0,181511
Exposiciones o contactos	0,070147	* -0,182162
Explosiones o incendios	-0,147384	* -0,014602
Atropellos	0,291807	0,236634
<i>Gravedad (ref: grave o muy grave)</i>		
Leve	-0,530541	-0,800904
<i>Grupo de cotización (ref: Trabajadores menores de 18 años)</i>		
Ingenieros, licenciados y personal de alta dirección	0,078101	0,169304
Ingenieros técnicos, peritos y ayudantes titulados	0,163417	0,185597
Jefes administrativos y de taller	0,057950	0,149019
Ayudantes no titulados	0,065656	0,114971
Oficiales administrativos	0,073680	0,133251
Subalternos	0,184389	0,153050
Auxiliares administrativos	0,124399	0,113525
Oficiales de 1ª y 2ª	0,115955	0,119675
Oficiales de 3ª y especialistas	0,152257	0,109110
Peones	0,109823	0,090898
<i>Hora de trabajo (ref: dos primeras horas)</i>		
Entre las dos y las seis primeras horas	0,017652	0,019435
después de las seis primeras horas	0,018982	0,016909

Cuadro A2: Continuación

<i>Régimen de la Seguridad Social (ref: régimen general)</i>			
Agrario	0,016354	*	0,040343 *
Trabajadores del mar	0,076991	*	0,211874
Minería del carbón	0,185999		0,153095
<i>Lugar del accidente (ref: Ceuta y Melilla)</i>			
Andalucía	-0,091421	*	-0,092303
Aragón	0,058532	*	0,064983
Asturias	0,168192		0,216438
Baleares	0,034347	*	0,005184 *
Canarias	-0,097628		-0,157237
Cantabria	0,100920		0,138182
Castilla y León	0,017222	*	-0,007830 *
Castilla La Mancha	-0,056579	*	-0,057912
Cataluña	-0,048110	*	-0,043553
Com. Valenciana	0,031227	*	-0,011872, *
Extremadura	-0,024810	*	-0,023105 *
Galicia	0,216072		0,199492
Madrid	-0,095223		-0,099734
Murcia	-0,014574	*	-0,008837 *
Navarra	-0,032040	*	-0,037330 *
País Vasco	0,121818		0,139837
La Rioja	-0,109038		-0,122073
<i>Ocupación (ref: trabajadores no cualificados)</i>			
Fuerzas Armadas	0,126684	*	-0,025207 *
Dirección de empresas y de las administraciones públicas	-0,023666	*	0,077721
Técnicos y profesionales científicos e intelectuales	-0,010146	*	0,019039 *
Técnicos y profesionales de apoyo	-0,026744		0,068932
Empleados de tipo administrativo	-0,042406		0,019960
Trabajadores de servicios de restauración, personales, protección y vendedores de comercio	0,018771		0,035955
Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca	0,048020		0,026055
Artesanos y trabajadores cualificados de industrias manufactureras, la construcción y la minería, excepto operadores de instalaciones y maquinaria	-0,013652		0,005262
Operadores de maquinaria e instalaciones, montadores	-0,006459	*	0,016202
<i>Parte del cuerpo lesionada (ref: región lumbar y abdomen)</i>			
Cuello	0,202874		0,102651
Tórax, espalda y costados	-0,009626	*	-0,055353
Manos	0,101679		0,134054
Miembros superiores excepto manos	0,170543		0,172783
Pies	-0,043021		0,084588
Miembros inferiores excepto pies	0,079427		0,247845
Lesiones múltiples	0,182066		0,197851
Órganos internos	0,131115	*	0,549133

Cuadro A2: Continuación

<i>Plantilla (ref: no clasificados)</i>			
De 1 a 9 trabajadores	0,075181		0,065262
De 10 a 25 trabajadores	0,006576	*	-0,009599
De 26 a 49 trabajadores	-0,030673		-0,031517
De 50 a 100 trabajadores	-0,038112		-0,036106
De 101 a 249 trabajadores	-0,022999		-0,026201
De 250 a 499 trabajadores	-0,020529		0,001661
De 500 a 1000 trabajadores	0,012180	*	0,023923
Más de 1000 trabajadores	0,080390		0,086370
<i>Sector de actividad de la empresa (ref: otros servicios)</i>			
Agricultura, ganadería, caza y silvicultura y Pesca	-0,069550		0,033599
Energía y agua	-0,121121		-0,016606
Industrias extractivas	-0,121280		-0,060056
Industria manufacturera	-0,103512		-0,070154
Otras industrias manufactureras	-0,071493		-0,052578
Construcción	-0,095964		-0,027757
Comercio, reparac. vehículos y hostelería	-0,073820		-0,071713
Transporte y comunicaciones	-0,050379		-0,011759
Instituciones financieras, seguros, servicios empresa y alquileres	-0,082521		-0,066809
<i>Tipo de contrato (ref: contrato indefinido)</i>			
Por obra o servicio	-0,018417		-0,019505
Eventual por circunstancias	-0,023057		-0,035976
En prácticas o para la formación	-0,095933		-0,095780
Otros temporales	-0,006378	*	-0,016614
No clasificables	0,036078		0,007449
<i>Turno (ref: mañana)</i>			
Tarde	0,007964		0,002593
Noche	-0,006419	*	-0,003008
<i>Indemnización (indemnización-)</i>			
Cuantía de la indemnización	-7,06E-07	*	2,94E-06
PARAMETRO DE FORMA			
Desplazamiento	0,02425		0,04336
Leve	-0,07521		-0,17096
Jefes administrativos y de taller	0,05993		0,06818
Oficiales administrativos	0,02368		0,03682
Hospitalario	0,03186		0,04067
Nº Observaciones	306710		1078591
Log verosimilitud	-392238,58		-1387206,1
* No significativo al 5\%			

Cuadro A3: Descomposición detallada de la diferencia de duraciones de las bajas laborales entre hombres y mujeres

	Justificado		Injustificado		Justificado		Injustificado		
Gravedad	0,007	0%	2,046	96%					
Tipo de Establecimiento	0,058	4%	-0,028	-1%	0,508	34%	2,397	112%	Tipo y Grado de la Lesión
Parte del Cuerpo	0,443	30%	0,379	18%					
Grupo de Cotización	0,039	3%	0,381	18%	-0,137	-9%	0,369	17%	Características Personales
Edad	-0,176	-12%	-0,012	-1%					
Antigüedad	-0,022	-1%	-0,001	0%					
C.N.O.	0,089	6%	0,014	1%					
Regimen de la S.S.	-0,029	-2%	0,456	21%	0,083	6%	0,375	18%	Características Laborales
Contrato	0,034	2%	-0,075	-3%					
Indemnización	0,011	1%	-0,020	-1%					
C.N.A.E.	0,435	29%	0,090	4%	0,446	30%	0,149	7%	Características de la Empresa
Tamaño de Empresa	0,011	1%	0,059	3%					
Hora Trabajada	-0,021	-1%	-0,005	0%					
Turno de Trabajo	0,002	0%	0,007	0%					
Día de la Semana	0,055	4%	0,087	4%	0,787	53%	0,407	19%	Características del Accidente
Desplazamiento	0,257	17%	-0,110	-5%					
Forma	0,479	32%	0,211	10%					
Trabajador Habitual	0,015	1%	0,217	10%					
Año	-0,018	-1%	0,025	1%	-0,206	-14%	0,091	4%	Características Temporales o Espaciales
Comunidad del Centro	-0,188	-13%	0,066	3%					
Constante	0,000	0%	-1,650	-77%	0,000	0%	-1,650	-77%	
TOTAL	1,481		2,138						

APENDICE II (Regresión normalizada):

A partir de una regresión del tipo:

$$Y = \varphi(XB)$$

$$Y = \varphi\left[b_0 + \left(\sum_{i=2}^I u_i U_i + \sum_{j=2}^J v_j V_j\right) + \sum_{k=1}^K b_k X_k + \varepsilon\right]$$

donde U y V son dos grupos de i y j variables ficticias respectivamente, y X representa un conjunto de K variables continuas.

La cuestión que se plantea es la obtención de una regresión normalizada, donde no se supriman grupos de referencia y que se representaría como sigue:

$$Y = \varphi\left[b_o^* + \left(\sum_{i=1}^I u_i^* U_i + \sum_{j=1}^J v_j^* V_j\right) + \sum_{k=1}^K b_k X_k + \varepsilon\right]$$

Los nuevos coeficientes se obtendrían de la siguiente manera:

$$b_o^* = b_0 + \bar{u} + \bar{v}$$

$$u_i^* = u_i - \bar{u}$$

$$v_i^* = v_i - \bar{v}$$

donde

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^I u_i}{I}, \quad \bar{v} = \frac{\sum_{j=1}^J v_j}{J}$$

$$\text{y } u_1 = v_1 = 0$$