



LA DURACION DE LAS BAJAS POR ACCIDENTE LABORAL EN ESPAÑA: ¿SE JUSTIFICAN LAS DIFERENCIAS ENTRE COMUNIDADES AUTÓNOMAS?



Helena Corrales Herrero, Ángel L. Martín Román¹, Alfonso Moral de Blas
Universidad de Valladolid

Recibido el 4 de febrero de 2008; aceptado el 30 de septiembre de 2008

Resumen

La mera observación de los datos revela diferencias considerables en la duración de las bajas producidas por accidentes de trabajo entre las distintas Comunidades Autónomas españolas. Parte de esas diferencias pueden deberse a factores objetivos, no obstante, existe otra parte no justificada que podría asociarse a la existencia de riesgo moral. La aportación del artículo reside en la comparación por Comunidades Autónomas de esas diferencias no justificadas. Para ello se aplica una generalización de la descomposición de Oaxaca-Blinder a modelos de duración. Los resultados muestran duraciones injustificadamente más largas en las Comunidades del norte de España.

Palabras clave: Riesgo moral, siniestralidad laboral, incapacidad temporal, modelos de duración, descomposición no lineal.

Clasificación JEL: J28, I12.

Abstract

The raw data suggest significant differences in the duration of absences as a consequence of workplace accidents among Spanish regions. Some part of these differences may be due to real factors, however, there is another unjustified part, that could be associated with the presence of moral hazard. The paper focuses on comparing these unjustified differences by regions. For doing so, a generalization of the Oaxaca-Blinder decomposition for duration models has been applied. The results show unreasonably longer durations in the regions situated in the North of Spain.

Key words: moral hazard, workplace accident, temporary impairment, duration models, nonlinear decomposition.

JEL Classification: J28, I12.

¹ Autor para correspondencia: angellm@eco.uva.es. Queremos agradecer los comentarios y sugerencias realizadas a versiones previas de este trabajo de los participantes a las VII Jornadas Economía Laboral, la XXXIII Reunión de Estudios Regionales, el XXXII Simposio de Análisis Económico y a dos evaluadores anónimos y al editor de la Revista de Economía Laboral. Agradecemos también la financiación recibida para este proyecto de la Consejería de Economía y Empleo y a la Consejería de Educación (proyecto VA011B08) de la Junta de Castilla y León. Los errores que pudieran persistir son responsabilidad exclusiva de los autores.

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. Por otra parte, el sindicato Comisiones Obreras estimó que los costes cuantificables de la siniestralidad en España (CC. OO., 2004), ascendieron durante el año 2002 hasta los 11.988 millones de euros, lo que significaba un 1,72% del PIB de aquel año si se tienen en cuenta tanto los costes explícitos como los implícitos.

La Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT) clasifica los accidentes laborales según su gravedad en cuatro categorías: leves, graves, muy graves y mortales, aunque en la publicación de los datos agregados se agrupan los accidentes graves y muy graves dentro de una única categoría. En este trabajo, no obstante, estamos interesados en analizar aquellos comportamientos de los individuos que más atención han atraído dentro del análisis económico: las conductas oportunistas y estratégicas. Es evidente que el margen discrecional del trabajador a la hora de prolongar una baja es mayor en un cierto tipo de lesiones (con un diagnóstico más complicado) que en otras. Por esta razón, y como ha sido habitual en la literatura sobre el tema, se selecciona un subconjunto de los datos formado por las lesiones consistentes en esguinces, torceduras y lumbalgias que se califican como leves por la EAT (hay que tener en cuenta que más del 99,8% de este tipo de lesiones están incluidas en la rúbrica de leves).

En el conjunto de datos definidos en el párrafo anterior, las diferencias observadas en la duración de las bajas por accidente laboral entre las distintas regiones de España son bastante elevadas. En una sección posterior de este trabajo se presentan datos ilustrativos de este fenómeno con más detalle. Ahora, a modo de ejemplo, se puede adelantar que, en el periodo 1997-2001, los valores más extremos por la parte alta de la distribución los encontramos en Galicia y Asturias con una duración media de la baja de 21,4 días. En el lado de las duraciones más cortas, aparecen La Rioja con una duración de la baja de 15,2 días, seguida de Castilla La-Mancha con 15,8 días. Unas diferencias de semejante orden de magnitud son muy destacables y merecen ser investigadas.

Adicionalmente, un simple análisis descriptivo de los datos revela una regularidad empírica muy evidente: las cuatro Comunidades Autónomas de la cornisa cantábrica (Galicia, Asturias, Cantabria y País Vasco) encabezan el ranking de las duraciones más largas asociadas a un accidente en el puesto de trabajo. El promedio de la duración en estas cuatro regiones es aproximadamente un 25% superior al observado para el resto del conjunto nacional.

El objetivo de este trabajo es analizar precisamente esas diferencias. En otras palabras, se intenta determinar en qué medida las discrepancias observadas en la duración de las bajas laborales son consecuencia de que, en cada región, los trabajadores son distintos, los centros de trabajo son diferentes, o se producen accidentes de un tipo determinado, y en qué medida esas diferencias no se justifican por esos factores. En el presente trabajo interpretamos las diferencias no justificadas por las variables de control como un indicador de la intensidad con que se produce el problema del riesgo moral asociado al seguro por accidente laboral en cada una de las Comunidades Autónomas. Hay que advertir, no obstante, que lo que se obtiene es un indicador relativo de ese riesgo moral, no un indicador absoluto. Por este motivo se toma una referencia común para llevar a cabo las comparaciones entre las regiones, que no es otra que la estructura ocupacional del conjunto nacional.

Tras esta interpretación de los problemas de riesgo moral, parece conveniente llevar a cabo una discusión sobre los factores reales y los factores oportunistas en la declaración de accidentes. Los factores reales estarían asociados a las circunstancias ligadas a los auténticos riesgos laborales como, por ejemplo, la peligrosidad de la rama de actividad o de la ocupación desempeñada. Otras variables como la experiencia en el puesto de trabajo o la edad también podrían afectar a dicho riesgo básico. En el caso de la experiencia, es obvio que un mejor conocimiento de las tareas a desempeñar puede reducir el número de accidentes declarados o provocar que éstos sean de menor gravedad² (y por lo tanto, de menor duración). En el caso de la edad, si se controla correctamente por la experiencia, se esperaría que, por evidentes razones fisiológicas, los trabajadores con más años tardaran más tiempo en recuperarse de una determinada lesión. Además, dentro de estos factores reales también se incluirían aquellas variables que definen las características del accidente, como la forma en que se produce éste o la parte del cuerpo lesionada del trabajador. Por su parte, los factores oportunistas se asociarían, por ejemplo, a aspectos como el bajo riesgo de despido, la falta de una adecuada monitorización por las autoridades responsables o la generosidad de la indemnización recibida en caso de accidente.

El resto del trabajo se ordena como sigue. En el apartado 2 se revisa brevemente la literatura previa y se analiza el estado de la cuestión. El apartado 3 se dedica a describir el marco institucional relativo a la siniestralidad laboral. En el apartado 4 se detalla la base de datos empleada. El apartado 5 expone la metodología propuesta para el posterior análisis empírico. En el apartado 6 se resumen los principales resultados obtenidos. Y finalmente, el apartado 7 recoge las conclusiones más importantes del trabajo.

² No obstante, una mayor experiencia podría implicar un mejor conocimiento del sistema de monitorización del empleador, de forma que los trabajadores con más antigüedad tendrían una mayor capacidad para burlarlo. Esto significaría un comportamiento oportunista más intenso por parte de los trabajadores más experimentados y una relación directa entre antigüedad y duraciones de las bajas.

2. Literatura previa y estado de la cuestión.

La consideración de las diferencias no justificadas como un indicador de la intensidad del riesgo moral tiene antecedentes en la literatura económica sobre este tema. Hay que tener presente que en algunas ocasiones ante un mismo suceso objetivo, el trabajador puede ejercer una cierta capacidad discrecional sobre el reporte de un accidente. En otras palabras, el trabajador puede informar del accidente o no hacerlo³. Del mismo modo, una vez que se produce una baja laboral por motivos profesionales, el trabajador afectado también tiene una cierta capacidad para alargar o acortar la duración de dicha baja. Se hace evidente, por tanto, que pueden surgir problemas de riesgo moral asociados al seguro por accidente de trabajo. Este tipo de cuestiones ha sido ampliamente tratado por la literatura económica norteamericana. En relación con esto, pueden consultarse los trabajos de Butler y Worrall (1991a), 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 menos precauciones por parte de los trabajadores, debido a que el seguro proporciona ingresos al trabajador en el caso de accidente. En segundo lugar, el riesgo moral de causalidad *ex ante* que surge porque en ocasiones es difícil identificar qué accidentes se han producido realmente en el trabajo y qué accidentes han tenido lugar fuera del ámbito laboral. En tercer lugar, existe el riesgo moral de duración *ex post* que puede provocar que las bajas laborales se prolonguen de forma injustificada. En cuarto lugar, el riesgo moral de sustitución de seguros que puede generar incentivos en los trabajadores para sustituir un seguro más generoso por otro menos generoso (por ejemplo, el seguro por desempleo menos generoso por el de accidente laboral más generoso). Por último, el trabajador en ocasiones tiene cierta capacidad discrecional para reportar un accidente y dejar de trabajar o alternatively seguir en su puesto. Como ya ha sido apuntado anteriormente, el objetivo de este trabajo es comparar y analizar las diferencias observadas en la duración de las bajas por accidente laboral entre las regiones españolas. Por este motivo el trabajo se centra en el estudio del tercer tipo de riesgo moral⁴.

En la literatura económica sobre absentismo laboral se han apuntado desde un punto de vista teórico algunos factores determinantes del comportamiento

³ Se es consciente de que la normativa española exige que los empleadores informen, mediante el correspondiente parte, de cualquier accidente laboral que se produzca en la empresa. Sin embargo, en algunas ocasiones es el propio trabajador el que tiene la capacidad de considerar una determinada contingencia como accidente laboral, o no hacerlo (y, por ende, comunicárselo al empresario o no).

⁴ La literatura económica norteamericana que analiza estas cuestiones tiene ya una cierta tradición. A modo de ejemplo, pueden consultarse los trabajos de Butler y Worrall (1985), Worrall y Butler (1985), Krueger (1990), Johnson y Ondrich (1990), Butler y Worrall (1991b), Lanoie (1992a), Lanoie (1992b), Curington (1994), Meyer *et al.* (1995) o Johnson *et al.* (1995).

oportunista de los trabajadores que podrían encontrarse detrás de los problemas de riesgo moral que se investigan en este trabajo. Dos referencias fundamentales de esta bibliografía son los trabajos de Leigh (1985) y Johanson y Palme (1996).

En el trabajo de Leigh (1985) se amplía el modelo teórico del artículo seminal de Allen (1981) y considera cuatro variables que teóricamente influyen sobre el comportamiento oportunista de los trabajadores. En primer lugar, el salario monetario que no presenta dependencia funcional teóricamente definida debido al signo contrapuesto de los efectos sustitución y renta. En segundo lugar, lo que denomina salario no pecuniario (asimilado a las condiciones del puesto de trabajo) que, en ausencia de un efecto renta, supone que un incremento en esta variable reduce las ausencias laborales. En tercer lugar, la renta no laboral que tiene un efecto positivo sobre el absentismo al considerarse éste un bien normal. Finalmente, la tasa de desempleo que tiene un efecto negativo sobre el nivel de absentismo por dos motivos: el primero es que cuando aumenta el desempleo los primeros trabajadores en ser despedidos son los que tienen un peor historial de absentismo; el segundo motivo es que los trabajadores reducen sus ausencias cuando el desempleo aumenta por temor a perder su puesto de trabajo.

El trabajo de Johanson y Palme (1996) también toma como referencia un modelo teórico utilitarista de oferta de trabajo de elección entre consumo y ocio, en la línea del trabajo de Allen (1981). Este artículo, además de algunas de las variables ya sugeridas por el trabajo de Leigh (1985), reconoce expresamente el papel de la tasa de cobertura salarial del seguro en caso de ausencia en el puesto de trabajo. Del mismo modo, considera que la función de utilidad tiene diferentes argumentos en el caso de las mujeres y de los hombres, por lo que el sexo del trabajador también es un factor determinante a la hora de explicar los episodios de absentismo laboral.

Existen ya algunos trabajos que analizan cuestiones relativas a la siniestralidad laboral desde una perspectiva económica en España. Sin duda, el tema que más esfuerzos investigadores ha reunido es el estudio de los efectos de la temporalidad en la contratación sobre los riesgos laborales. Los trabajos de Pita y Domínguez (1998), Amuedo (2002), Guadalupe (2003) y Hernanz y Toharia (2006) siguen esta línea de investigación. La evidencia encontrada es mixta. Así, mientras Pita y Domínguez (1998) y Guadalupe (2003) justifican la mayor siniestralidad laboral de los contratados temporales debido a un efecto puramente contractual, Amuedo (2002) y Hernanz y Toharia (2006) señalan que, una vez que se han tenido en cuenta adecuadamente las condiciones de trabajo y otros factores, la probabilidad de observar un siniestro en el puesto de trabajo no es significativamente mayor para los trabajadores temporales que para los indefinidos. Un trabajo que se aparta de esta línea es el de García y Montuenga (2004), en el que se lleva a cabo una caracterización bastante general de los determinantes de la siniestralidad laboral en España.

Dos trabajos que guardan una relación mayor con la presente investigación son los de Terrés de Ercilla et al. (2004) y el de Martín-Román (2006), debido a que las consideraciones relativas al riesgo moral juegan un cierto papel en dichas

investigaciones. Ambos estudian las oscilaciones cíclicas de los índices de incidencia de siniestralidad, admitiendo una cierta capacidad discrecional de los trabajadores a la hora de reportar un accidente (especialmente los de carácter más leve). En otras palabras, el objetivo planteado es investigar la evolución cíclica de los indicadores de la siniestralidad laboral en España y determinar si las oscilaciones observadas en ellos tienen una causa real o simplemente varían por cambios en el comportamiento informador de los trabajadores a lo largo del ciclo económico. El trabajo de Terrés de Ercilla *et al.* (2004), desde la óptica de la Ergonomía, lleva a cabo un análisis estadístico de series temporales. El trabajo de Martín-Román (2006) – que tiene un planteamiento más economicista – plantea el análisis con un panel de datos tomando las cincuenta provincias españolas. La conclusión alcanzada por ambos es cualitativamente similar: los riesgos laborales presentan un comportamiento cíclico, pero simultáneamente los trabajadores tienden a informar más accidentes – verosímilmente de carácter leve – en las expansiones económicas y menos en las fases de recesión.

3. Marco institucional

Para comprender adecuadamente la posterior estrategia empírica seguida en este trabajo es conveniente hacer algunos comentarios previos. Según el artículo 115 de la Ley General de la 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 cubre todos los gastos médicos y de rehabilitación necesarios para la recuperación del empleado 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, desde 1994 los facultativos del Instituto Nacional de la Seguridad Social (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 laborales⁵. Además, la 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 Salud publica periódicamente una Guía Práctica de estándares de duración de determinados procesos de IT (INSALUD, 2001).

A pesar de lo señalado, varios estudios (Johnson y Ondrich, 1990, Cheadle et al., 1994, Butler et al. 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.

Otro aspecto a tener en cuenta en la cuantificación del problema de la incapacidad temporal es que, actualmente, las Comunidades Autónomas españolas tienen trasferidas las competencias sanitarias. Con el Real Decreto 840/2002, de 2 de agosto se crea el Instituto Nacional de Gestión Sanitaria, que modifica y desarrolla la estructura básica del Ministerio de Sanidad y Consumo, en el que se establece la desaparición del Instituto Nacional de la Salud (INSALUD) y su adaptación en una entidad de menor dimensión. Culminado el proceso de transferencias a las Comunidades Autónomas, a este nuevo Instituto le corresponde la gestión de los derechos y obligaciones del INSALUD, así como las prestaciones sanitarias en el ámbito territorial de las Ciudades de Ceuta y Melilla y realizar cuantas otras actividades sean necesarias para el normal funcionamiento de sus servicios, en el marco de lo establecido en la disposición transitoria tercera de la Ley 14/1986, de 25 de abril, General de Sanidad.

No obstante, la gestión de las competencias en materia sanitaria en las diferentes Comunidades Autónomas españolas ha sido muy diferente desde el año 1981. Precisamente, el traspaso de funciones y servicios a las Comunidades Autónomas comenzó en dicho año 1981 con Cataluña. A continuación, en el año 1984, Andalucía y el País Vasco reciben las competencias sanitarias. El proceso de transferencias continúa con la Comunidad Valenciana en el año 1987, Navarra y Galicia en 1990 y Canarias en 1994. El resto de Comunidades Autónomas reciben las competencias sanitarias en diciembre de 2001. Como era de esperar, el traspaso de

⁵ 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).

competencias ha supuesto la puesta en marcha de planes para reducir los tiempos de demora en la prestación de ciertos servicios sanitarios, básicamente mejorando la dotación de recursos materiales, humanos y tecnológicos, que pueden haber repercutido en la duración de las bajas laborales.

Nuestro periodo de análisis, 1997-2001, permite distinguir dos grupos de Comunidades Autónomas claramente diferenciados desde el punto de vista del momento en el que reciben el traspaso competencial en materia sanitaria. Por una parte estarían aquellas regiones que gestionan las funciones y servicios sanitarios desde antes de los Reales Decretos de diciembre de 2001 y, por otra parte, se encontraría el resto. Como ya ha sido apuntado, en el primer grupo se encontrarían Cataluña, Andalucía, País Vasco, la Comunidad Valenciana, Navarra, Galicia y Canarias. En el segundo grupo estarían Asturias, Cantabria, La Rioja, Murcia, Aragón, Castilla La Mancha, Extremadura, Baleares, Madrid y Castilla y León.

Esta división de las regiones españolas será utilizada en el apartado empírico de este trabajo para buscar alguna evidencia sobre si la transferencia de funciones y servicios sanitarios a las Comunidades Autónomas ha tenido algún efecto sobre la duración media de las bajas por accidente laboral. Dado que el periodo del análisis empírico está comprendido entre los años 1997 y 2001, algunas de las Comunidades Autónomas (las del primer grupo antes citado) tenían en ese momento las transferencias sanitarias y otras (las del segundo grupo) no. Si se encontraran diferencias significativas entre los dos grupos de regiones, podría ser un rasgo indicativo de que el traspaso competencial ha generado algún tipo de efecto.

4. Fuente de 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 EAT, que elabora anualmente el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales a partir de los partes de accidente comunicados por las empresas, actualmente mediante el sistema informático Delt@⁶. 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

⁶ En algunos estudios se ha utilizado el módulo *ad hoc* de accidentes y enfermedades laborales incluido en el segundo trimestre de la Encuesta de Población Activa (EPA) de 1999, pero esta encuesta sólo se realizó en ese año. Si bien es cierto que el MTAS publica en una misma estadística, de forma separada, información sobre los accidentes de trabajo y las enfermedades profesionales, los microdatos utilizados sólo contienen información sobre los accidentes laborales. Desde un punto de vista del riesgo moral de duración, disponer de ambos fenómenos sería interesante. Sin embargo, en la actualidad el uso de la estadística de enfermedades profesionales en España resulta problemático por el limitado catálogo de enfermedades que recoge.

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 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 un 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 registro del 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 lumbalgias, esguinces o 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. En la bibliografía sobre el tema se ha constatado que en este tipo de lesiones los problemas de riesgo moral son más acusados. Con respecto a esta cuestión, pueden consultarse los trabajos de Butler et al. (1996) y Bolduc et al. (2002).

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/o 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 diagnóstico⁷. Estas lesiones son las más numerosas, constituyendo más del 40% del total de las lesiones por accidente laboral. Finalmente también se eliminan aquellas lesiones que se producen en cualquier desplazamiento del trabajador o aquellas que se califican como graves en el parte médico porque se considera que es menos verosímil que en estos accidentes se produzcan situaciones de riesgo moral.

Un análisis descriptivo superficial muestra diferencias significativas en la duración de la incapacidad laboral entre las distintas Comunidades Autónomas. Estas diferencias pueden atribuirse inicialmente a una estructura poblacional, sectorial u ocupacional. No obstante, si una vez controlados todos estos factores las diferencias persisten, además de posibles situaciones de riesgo moral, podríamos considerar como

⁷ 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.

explicación razonable la existencia de causas institucionales que pueden reducir o incrementar el tiempo que transcurre hasta la tramitación del alta, como por ejemplo, demoras en la asistencia sanitaria debido al colapso en determinadas pruebas diagnósticas o la existencia de listas de espera en determinadas especialidades.

El cuadro 1 muestra la duración media de las bajas referidas a accidentes de difícil diagnóstico que se sitúa en casi 17 días para el conjunto de España. Las Comunidades Autónomas suelen situarse en un intervalo de 5 puntos porcentuales por encima o por debajo de ese valor, aunque existe un grupo de regiones, localizadas en la misma zona geográfica, que escapan ampliamente de este intervalo. Así nos encontramos Asturias y Galicia con bajas un 28% más largas que en España, Cantabria que supera en 23 puntos porcentuales la media nacional y el País Vasco que lo hace en un 16%. En el lado contrario estaría La Rioja con bajas un 10% inferiores a las del conjunto nacional.

Cuadro 1: Duración media (en días) de las bajas y número de accidentes laborales de difícil diagnóstico por ente territorial en el periodo 1997-2001

Comunidad Autónoma	Duración	Desviación típica	% sobre duración de España	Nº Accidentes
Andalucía	15,86	21,83	0,95	167.933
Aragón	18,67	24,90	1,11	32.908
Asturias	21,41	27,41	1,28	23.342
Baleares	17,30	22,80	1,03	44.972
Canarias	15,94	23,10	0,95	53.562
Cantabria	20,57	27,24	1,23	14.444
Castilla y León	17,50	23,26	1,04	56.295
Castilla La Mancha	15,81	21,76	0,94	43.849
Cataluña	15,90	20,45	0,95	256.320
C. Valenciana	15,97	20,67	0,95	178.895
Extremadura	16,50	22,03	0,98	18.466
Galicia	21,43	27,70	1,28	51.478
Madrid	16,14	22,06	0,96	153.819
Murcia	16,65	22,66	0,99	47.869
Navarra	16,38	22,08	0,98	19.682
País Vasco	19,42	23,40	1,16	69.567
La Rioja	15,25	21,28	0,91	8.750
Cornisa Cantábrica	20,47	25,83	1,22	158.831
Resto de España	16,21	21,69	0,97	1.085.215
Trasp. Sanidad antes de 2001	16,59	21,87	0,99	797.437
Traspaso de Sanidad en 2001	17,06	23,08	1,02	446.609
Total	16,76	22,31	1,00	1.244.046

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estadística de Accidentes de Trabajo.

Cuadro 2: Duración media y porcentaje de las lumbalgias debidas a un accidente laboral que superan la duración estándar máxima en el periodo 1997-2001

Comunidad Autónoma	Duración media	% bajas por accidente que superan la duración estándar máxima (90 días)	% de días superfluos sobre la duración total
Andalucía	13,71	1,35	14,73
Aragón	17,02	2,58	22,96
Asturias	19,30	2,61	20,33
Baleares	15,02	1,80	16,21
Canarias	13,90	1,83	18,93
Cantabria	16,45	1,89	16,18
Cast. y León	15,54	1,94	17,48
Castilla -LM	14,10	1,86	18,59
Cataluña	13,59	1,12	11,41
Com. Valenc.	14,22	0,83	15,05
Extremadura	13,84	0,66	14,53
Galicia	19,29	1,63	20,72
Madrid	14,00	0,76	14,24
Murcia	14,25	0,89	15,80
Navarra	14,90	0,91	14,99
País Vasco	17,47	1,06	15,24
La Rioja	13,08	0,63	13,87
Total	14,65	1,75	15,00

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estadística de Accidentes de Trabajo.

Si se analiza de forma conjunta la cornisa cantábrica, las bajas se sitúan un 22% por encima de la media nacional, superando los 20 días, y vienen a representar cerca del 13% del total de accidentes analizados. Pero además, si se estudia la duración de la incapacidad temporal por Comunidades Autónomas teniendo en cuenta diferentes factores como el sector económico, la ocupación o el tipo de contrato, Asturias, Cantabria, Galicia y el País Vasco siguen estando a la cabeza en términos de duración media (Cuadro A1 del apéndice). Este resultado parece mostrar una localización geográfica muy concreta en la duración de las IT.

En cuanto al momento en que se traspasan las competencias, no parece tener excesiva repercusión sobre la duración de las bajas laborales. Se observa unas bajas un 1% inferiores a la media nacional en el grupo que transfirió las competencias antes de 2001 y un 2% superior a la media del grupo que las traspaso en 2001. Este resultado parece lógico si se tiene en cuenta que dos de las cuatro regiones de la cornisa cantábrica consiguen el traspaso de competencias antes de 2001 (Galicia y País Vasco) y dos en esa fecha (Asturias y Cantabria)⁸.

⁸ Como medida de robustez se realiza una estimación log-logística, en la línea de las presentadas en apartados posteriores, donde se incluye una variable ficticia que identifica las Comunidades que habían

Un análisis más detallado para el caso en el que el trabajador accidentado ha sufrido una lumbalgia se muestra en el cuadro 2 donde se detalla el número medio de días de baja y el porcentaje de accidentes que superan la duración estándar máxima según la guía práctica del INSALUD. También se incluye el número de días de IT superfluos en relación con el total de días⁹. Asturias, Cantabria, Galicia y el País Vasco vuelven a ser las comunidades que presentan una mayor duración media, ahora también acompañadas de Aragón. Este resultado puede ser consecuencia de que hay observaciones extremas que arrastran el valor de la media, pero si analizamos el porcentaje de bajas que superan el valor estándar máximo observamos que solamente Asturias y Aragón presentan un valor elevado. Por lo tanto la elevada media parece ser consecuencia de que, en general, las duraciones son más largas.

5. Metodología

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 baja consecuencia de accidentes en el puesto de trabajo. Y una segunda que estudia la descomposición no lineal empleada para determinar el origen de las diferencias de duración observadas entre géneros.

5.1. 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 :

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

recibido las competencias de Sanidad con anterioridad al 2001, obteniéndose como resultado que dicha variable no era significativa. De manera que se confirma el análisis descriptivo.

⁹ Según la guía práctica de estándares de duración de procesos de IT (INSALUD, 2001), el primer episodio de una lumbalgia puede durar entre 0 y 7 días, en el caso de recaída con un cuadro moderado, la duración puede alcanzar los 20 días y en el caso de recaída con un cuadro severo, el máximo puede ser de 90 días.

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

5.2. 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)¹⁰.

En la literatura aparecen ya bastantes trabajos que descomponen modelos no lineales. Even y Macpherson (1990), Fairlie (1999), Hernanz y Toharia (2006), Motellon y López-Bazo (2005) o Yun (2005a) realizan descomposiciones para modelos probit, Nielsen (1998) hace una aproximación para modelos logit y Fairlie

¹⁰ Existen ya en la literatura diferentes trabajos donde se aborda el problema de la identificación que surge en las descomposiciones detalladas, como por ejemplo Suits (1984), Greene y Seaks (1991), Gardeazabal y Ugidos (2004), Yun (2005a) o Yun (2005b). Todos ellos plantean regresiones normalizadas que se muestran insensibles a la elección del grupo de referencia cuando se utilizan variables ficticias. No obstante, y dado que este trabajo únicamente utiliza la descomposición agregada, no ha sido necesaria la obtención de dicha normalización.

(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. Es este segundo componente el que se identifica en este trabajo como indicador de posibles situaciones de riesgo moral. El hecho de que idénticas características afecten de forma diferente a grupos “estadísticamente” similares se interpreta en este trabajo como una medida del comportamiento oportunista o estratégico de los trabajadores.

El análisis de descomposición, como cualquier comparación entre grupos, toma uno de ellos como referencia. Este hecho provoca que cualquier medición del fenómeno estudiado sea relativa (no absoluta) con respecto a dicho grupo. En nuestro caso lo que se obtendría es una medida relativa del riesgo moral. Así se identifica en que grupos se produce este problema con mayor intensidad.

6. Resultados

Dado que las diferencias en la duración de las bajas mostradas en la descripción de los datos pueden ser debidas a la distinta distribución sectorial y ocupacional dentro de cada Comunidad Autónoma, es necesaria la utilización de una modelización que controle por todos estos factores y que sea apropiada para el análisis de duraciones, como son los modelos de duración. En concreto, se ha optado por un enfoque paramétrico, resultando que la distribución que mejor representa el comportamiento de la función de riesgo es la función log-logística (basándonos en los criterios de información de Akaike y Schwartz y al análisis de los residuos Cox-Snell).

Los resultados de la estimación del modelo log-logístico para España se presentan en el cuadro A2 del apéndice¹¹. Se trata de los datos referidos a los

¹¹El resto de estimaciones realizadas en el trabajo está a disposición de los interesados previa solicitud a los autores.

accidentes de difícil diagnóstico en el periodo 1997-2001. La mayor parte de las variables incluidas en el modelo son categóricas, por lo que las variables que se han dejado fuera representan las características del individuo de referencia. Para controlar el posible problema de la multicolinealidad, se ensayaron varios modelos alternativos. En particular, la relación más estrecha se observó entre el régimen de cotización a la Seguridad Social y el sector de la actividad económica para el colectivo de los trabajadores agrarios. En este caso, se estimó un modelo en el que se eliminaron a los trabajadores que pertenecían al Régimen Especial Agrario, observándose que todos los coeficientes mantenían su signo y significación, no habiendo apenas variación en su valor. De esta manera, se llegó a la conclusión que la multicolinealidad no suponía ningún problema en el modelo. Por otra parte, 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.

En dicha estimación, se presentan los coeficientes del modelo de riesgos acelerados log-logístico, que se interpretan de la siguiente manera: 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). Posteriormente son las predicciones que se obtienen con esas estimaciones las que se utilizan para realizar la descomposición de las diferencias en la duración de las bajas de cada ente territorial. De esta manera se podrá determinar si las diferencias se justifican por las características propias de cada región o si se deben al distinto rendimiento de esas características.

Las características personales del trabajador como el género, la edad y el grupo de cotización resultan ser relevantes para explicar la duración. En particular, la edad complica la curación del accidentado, dando lugar a retrasos en la incorporación a la actividad laboral. En relación con el grupo de cotización, todos los grupos a excepción de los ayudantes no titulados, presentan un coeficiente positivo lo que significa que tienen bajas con una duración superior a las del grupo de referencia, los trabajadores menos cualificados (grupo de cotización de peones). Y, en general, se observa que a mayor cualificación, mayor riesgo de permanecer en situación de baja laboral.

Con respecto a las variables que recogen características laborales de los trabajadores (antigüedad en el empleo, ocupación, tipo de contrato y régimen de la Seguridad Social), globalmente el efecto de estas variables sobre la duración de las bajas es el esperado. En particular, los trabajadores con más antigüedad, con contrato indefinido y ocupando algún puesto de dirección son los que presentan duraciones más largas.

Otra variable de control relacionada con el coste económico de la baja laboral, la cuantía de la prestación por incapacidad, también tiene el efecto esperado, pues los trabajadores accidentados que perciben una indemnización más elevada, tienen un riesgo más alto de permanecer de baja.

Cuadro 3. Resultados de la descomposición agregada de la diferencia de duración entre cada uno de los entes territoriales analizados y el conjunto nacional para el periodo 1997-2001.

Comunidad Autónoma	Diferencia	Just.	Injust.	% Just.	% Injust.
Andalucía	0,54	0,16	0,37	31%	69%
Aragón	-1,57	-0,41	-1,16	26%	74%
Asturias	-4,81	-0,55	-4,26	11%	89%
Baleares	-1,20	0,23	-1,43	-19%	119%
Canarias	0,58	0,05	0,53	8%	92%
Cantabria	-4,01	-0,66	-3,35	17%	83%
Castilla y León	-0,84	-0,25	-0,59	29%	71%
Castilla La Mancha	1,26	0,47	0,79	37%	63%
Cataluña	1,00	0,02	0,98	2%	98%
C. Valenciana	1,23	0,36	0,87	30%	70%
Extremadura	0,33	0,43	-0,09	128%	-28%
Galicia	-5,05	-0,43	-4,62	8%	92%
Madrid	0,72	-0,27	1,00	-38%	138%
Murcia	0,31	0,32	-0,01	103%	-3%
Navarra	0,56	0,27	0,29	48%	52%
País Vasco	-3,08	-0,69	-2,39	22%	78%
La Rioja	1,94	0,18	1,76	9%	91%
Cornisa Cantábrica	-4,04	-0,58	-3,46	14%	86%
Resto de España	0,60	0,09	0,51	14%	86%
R. de España /C. Cant.	-4,64	-0,45	-4,19	10%	90%
Trasp. antes de 2001	0,16	0,05	0,11	29%	71%
Traspaso en 2001	-0,29	-0,08	-0,21	28%	72%
En 2001 / Antes 2001	0,45	0,14	0,31	31%	69%

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estadística de Accidentes de Trabajo.

A modo de resumen, los resultados muestran que variables como la edad, la forma en que se produce el accidente, la parte del cuerpo lesionada, el género o el régimen de adscripción del trabajador son determinantes a la hora de explicar la duración de las bajas laborales.

El cuadro 3 recoge la descomposición agregada de la diferencia entre la duración de la baja en España y en cada Comunidad Autónoma¹². El resultado más

¹² Aunque el análisis de descomposición suele realizarse entre categorías independientes, sí que existen antecedentes de la utilización del conjunto total de los datos como referencia. En la literatura de discriminación salarial por razón de sexo, se ha empleado el agregado de hombres y mujeres como base de referencia no discriminatoria. Simón et al (2005) indica que la estructura salarial conjunta de hombres y mujeres constituye una aproximación más natural a la estructura salarial no discriminatoria, Neumark (1988) indica que en un mercado no discriminatorio no predominaría la estructura salarial femenina ni la masculina y Oaxaca y Ransom (1994) muestra que la estructura no discriminatoria sería la que surge de la estimación de las ecuaciones salariales para hombres y mujeres conjuntamente. Con estos precedentes, en este trabajo se considera que la estructura de accidentes del conjunto nacional es la referencia más adecuada para efectuar la comparación. Por otro lado, si tenemos en cuenta que aquí se analizan todas las

llamativo es que la mayoría de la diferencia observada es consecuencia del componente injustificado, es decir, unas mismas características provocan duraciones diferentes dependiendo de cual sea la zona analizada. Únicamente Extremadura y Murcia explican la diferencia observada, aunque también son estas las comunidades con una menor discrepancia de partida. Otro caso interesante es el de Baleares y Madrid, regiones con menor duración que España, pero que justificarían una duración mayor de acuerdo a sus características.

Las últimas líneas del cuadro 3 se refieren al análisis de algunos agregados especialmente interesantes. En primer lugar se analiza la Cornisa Cantábrica frente al resto de España para intentar buscar algún patrón que explique la magnitud de sus duraciones. Más del 80% de la diferencia cuando se compara con España y el 90% si se compara con el resto de comunidades, es consecuencia de aspectos injustificados que podrían indicar posibles situaciones de riesgo moral. Las tres últimas filas se dedican a estudiar el posible efecto del traspaso de las competencias en materia de Sanidad. Aunque no se aprecia un gran efecto sobre las duraciones, las bajas son cerca de medio día inferiores en las comunidades que antes traspasaron sus competencias. Por su parte, cerca de un 70% de esa diferencia permanece injustificada y puede atribuirse, entre otras causas, a esas diferencias institucionales.

A la vista de los resultados anteriores merece la pena detenerse en su interpretación. La metodología propuesta en este trabajo explica la totalidad de la diferencia observada en la media de dos grupos a través de dos componentes, justificado e injustificado. Sin embargo el peso de cada componente se encuentra determinado por las variables de control introducidas. En relación con esto, la estrategia empírica seguida ha consistido en introducir como regresores toda la información relevante que proporciona la EAT (cerca de 100 variables). No obstante, el hecho de que la mayor parte de la diferencia se encuentre en el componente injustificado puede estar indicando la existencia de algunas características - de las que no se tiene información en la base de datos - que afecten a la duración de las bajas. Ante esta situación parece oportuno plantear algunas explicaciones tentativas que solo una investigación ulterior más profunda podría corroborar. Entre estas explicaciones podrían estar las diferencias en el crecimiento económico, en la densidad geográfica de cada región, en la labor de la Inspección de Trabajo y de la Seguridad Social o en la colusión entre pacientes y responsables sanitarios.

Existen algunos trabajos recientes (Bokenblom y Ekblad, 2007, y Lindbeck et al, 2007) que encuentran evidencia sobre la influencia del entorno social en que se integra el trabajador a la hora de explicar determinadas decisiones relacionadas con el absentismo laboral. Estos resultados serían coherentes también con la localización regional de las duraciones más largas.

comunidades autónomas, parece conveniente utilizar una misma referencia para todas las descomposiciones con el fin de que las comparaciones posteriores tengan cierta homogeneidad.

7. Conclusiones

Existe cierto reconocimiento generalizado de que el sistema sanitario es quien tiene la última palabra respecto a si procede el alta laboral de un trabajador accidentado. Por lo tanto, la duración de la incapacidad temporal está condicionada a la valoración que realiza el médico sobre el estado de salud del trabajador, no del todo objetivable, pues es lógico que existan diferencias de interpretación y opinión sobre las consecuencias que una merma en las condiciones físicas de una persona tiene sobre la realización de las actividades habituales de un puesto de trabajo. El hecho señalado no explicaría, sin embargo, que las diferencias aceptadas desde un punto de vista individual se tradujeran en diferencias en los tiempos de baja laboral a nivel regional, como las que hemos señalado en el análisis descriptivo.

Los resultados parecen mostrar unas diferencias de duración entre los distintos entes territoriales que no se justifican por diferencias en la estructura productiva de cada zona. Aspectos recogidos en el modelo como las características personales, el tipo de accidente, la composición sectorial o el tipo de empresa que presenta cada Comunidad Autónoma explican la menor parte de la discrepancia observada. Por lo tanto esta divergencia regional parece ser consecuencia de que unas mismas características generan duraciones sensiblemente diferentes dependiendo de donde se encuadre el centro de trabajo en el que se produce el accidente.

Se aprecia como las duraciones más extremas tienen una localización muy concreta en la zona norte de España. Dentro de la Cornisa Cantábrica existen cerca de cuatro días de baja por encima de la media nacional de los cuales tres y medio son consecuencia de factores no justificables que pueden estar mostrando posibles situaciones de riesgo moral así como diferencias institucionales debidas a la idiosincrasia propia de cada región.

Por su parte el traspaso de competencias sanitarias a cada Comunidad Autónoma no parece haber influido demasiado en la duración de las bajas laborales. No obstante, si se compara el grupo de regiones con competencias trasferidas antes del 2001 con el que lo ha hecho en ese año, se aprecia un alto componente injustificado que puede estar reflejando por un lado, la influencia de los cambios en la gestión que esta descentralización ha ocasionado, y por otro, posibles diferencias en la intensidad con la que se manifiestan situaciones de riesgo moral en el comportamiento de los trabajadores accidentados.

Bibliografía

- Allen, S. G. (1981): "An empirical model of work attendance", *Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 77-87.
- Amuedo, C. (2002): "Work safety in the context of temporary employment: the Spanish experience", *Industrial and Labor Relations Review*, 55(2), pp. 262-

272.

- Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- Bokenblom, M. y Ekblad, K. (2007): "Sickness absence and peer effects – Evidence from a Swedish municipality", Working paper 11, Orebro University.
- Bolduc, D., Fortin, B., Labrecque, F. y Lanoie, P. (2002): "Workers' compensation, moral hazard and the composition of workplace injuries", *Journal of Human Resources*, 37 (3), pp. 623-652.
- 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", *Review of Economics and Statistics*, 83(4), pp. 708-716.
- Butler, R. J., Durbin, D. L. y Helvacian, N. M. (1996): "Increasing claims for soft tissue injuries in workers' compensation: cost shifting and moral hazard", *Journal of Risk and Uncertainty*, 13, pp. 73-87
- Butler, R. J. y Worrall, J. D. (1985): "Work injury compensation and the duration of nonwork spells", *Economic Journal*, 95(4), pp. 714-724.
- Butler, R. J. y Worrall, J. D. (1991a): "Claims reporting and risk bearing moral hazard in workers' compensation", *Journal of Risk and Insurance*, 63, pp. 191-204.
- Butler, R. J. and Worrall, J. D. (1991b): "Gamma duration models with heterogeneity", *Review of Economics and Statistics*, 73(1), pp. 161-166.
- CC.OO. (2004): "Aproximación a los costes de la siniestralidad laboral en España", Informe de la Secretaria Confederal de Medio Ambiente y Salud Laboral.
- 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(2), pp. 190-196.
- Curington, W. P. (1994): "Compensation for permanent impairment and the duration of work absences: evidence from four natural experiments", *Journal of Human Resources*, 29, pp. 888-910
- Even, W. E. y Macpherson, D. A. (1990): "Plant size and the decline of unionism", *Economic letters*, 32, pp. 393-398
- Fairlie, R. W. (1999): "The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment", *Journal of Labor Economics*, 17, pp. 80-108.
- Fairlie, 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, pp. 421-458.
- García, I. y Montuenga, V. M. (2004): "Determinantes de la siniestralidad laboral", Working Paper, FUNDEAR, 8/2004.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2004): "More on identification in detailed wage

- decompositions", *Review of Economics and Statistics*, 86(4), pp. 1034-1036.
- Greene, W. H. y Seaks, T. G. (1991): "The restricted least squares estimator: a pedagogical note," *Review of Economics and Statistics*, 73(3), pp. 563-567.
- Guadalupe, M. (2003): "The hidden costs of fixed term contracts: the impact on work accidents", *Labour Economics*, 10, pp. 339-357.
- Hernanz, V. y Toharia, L. (2006): "Do temporary contracts increase work accidents? A microeconomic comparison between Italy and Spain", *Labour*, 20(3), pp. 475-504.
- Instituto Nacional de la Salud (2001): *Manual de gestión de la Incapacidad Temporal*, 3ª edición, Madrid.
- Johanson, P. y Palme, M. (1996): "Do economic incentives affect work absence? Empirical evidence using Swedish micro data", *Journal of Public Economics*, 59, pp. 195-218.
- Johnson, W. G., Butler R. J. and Baldwin, M. (1995): "First spells of work among Ontario workers", en T. Thomason and R. Chaykowski (eds.), *Research in Canadian Workers' Compensation*, Industrial Relations Centre Press, Kingston, pp. 72-84
- Johnson, W. G. y Ondrich, J. (1990): "The duration of post-injury absences from work", *Review of Economics and Statistics*, 72(4), pp. 578-586.
- Krueger, A. B. (1990): "Workers' compensation insurance and the duration of workplace injuries", NBER Working Paper, 3253.
- Lanoie, P. (1992a): "Safety regulation and the risk of workplace accidents in Quebec", *Southern Economic Journal*, 58, pp. 950-965.
- Lanoie, P. (1992b): "The impact of occupational safety and health regulation on the risk of workplace accidents. Quebec, 1983-87", *Journal of Human Resources*, 27, pp. 643-660.
- Leigh, J. P. (1985): "The effect of unemployment and business cycle on absenteeism", *Journal of Economics and Business*, 37(2), pp. 159-170.
- Lindbeck, A., Palme, M. y Persson, M. (2007): "Social interaction and sickness absence", IFN Working Papers, 725, Research Institute of Industrial Economics.
- 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, pp. 157-171.
- 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), pp. 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.
- Neumark, D. (1988): "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discriminations", *Journal of Human Resources*, 23, pp. 279-295.
- Nielsen, H. S. (1998): "Discrimination and detailed decomposition in a logit model",

- Economic Letters*, 61, pp. 115-120.
- Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-22.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1999): "Identification in detailed wage decompositions", *Review of Economics and Statistics*, 81(1), pp. 154-157.
- Pita Yañez, C. y Domínguez Manzano, B. (1998): "Los accidentes laborales en España: la importancia de la temporalidad", *Documentación Laboral*, 55, pp. 37-59.
- Shapiro, S. A. (2000): "Occupational safety and health regulation", en *Encyclopedia of Law and Economics*, Cheltenham, Edward Elgar, 5540, pp. 596-625.
- Simón, H., Ramos, R. y Sanroma, E. (2005): "¿Nadar a favor o contra la corriente? Cambios en la estructura salarial y diferencias salariales por género en España", VI Jornadas de Economía Laboral, Alicante.
- Suits, D. B. (1984): "Dummy variables: mechanics vs. interpretation", *Review of Economics and Statistics*, 66(1), pp. 177-180.
- Terrés de Ercilla, F., Rodríguez-Mondelo, P., Álvarez-Casado, E. y Castejón Vilella, E. (2004): "Economic fluctuations affecting occupational safety. The Spanish case", *Occupational Ergonomics*, 4, pp. 211-228.
- Worrall, J. D. y Butler R. J. (1985): "Benefits and claim duration", en J.D Worrall y D. Appell (eds), *Workers' Compensation Benefits: Adequacy, Equity and Efficiency*, Ithaca, N.Y. ILR Press
- Yun, M. (2004): "Decomposing differences in the first moment", *Economics Letters*, 82, pp. 275-280.
- Yun, M. (2005a): "Normalized equation and decomposition analysis: computation and inference", IZA Discussion Paper, 1822, Tulane University.
- Yun, M. (2005b): "A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions," *Economic Inquiry*, 43(4), pp. 766-772.

Apéndice

Cuadro A1: Duraciones medias de las bajas laborales por comunidad autónoma, rama de actividad, ocupación y tipo de contrato en el periodo 1997-2001.

	Andal.	Arag.	Astur	Bal.	Can.	Cant..	C. L.	C- LM	Cat.
<i>Rama de Actividad</i>									
Agricultura, ganadería y Pesca	17,4	18,8	23,0	19,1	16,0	22,2	18,8	18,2	19,3
Energía y agua	18,9	23,6	30,0	26,3	20,3	20,9	19,9	17,5	17,8
Industrias extractivas	14,2	17,2	20,7	14,5	15,0	18,9	15,9	14,8	15,3
Industria manufacturera	15,3	18,4	20,6	15,7	15,2	21,8	17,0	13,7	14,9
Otras industrias manufactureras	14,7	18,1	20,4	16,7	15,4	21,7	17,4	14,5	15,7
Construcción	15,3	17,8	18,8	15,6	13,9	18,9	16,1	15,4	15,7
Comercio, rep. vehículos y hostelería	14,6	17,4	19,2	17,7	15,1	18,5	17,1	15,4	15,5
Transporte y comunicaciones	17,2	21,2	26,6	17,0	17,5	22,9	19,2	17,5	16,2
Inst. fras., serv. empresa y alquileres	15,4	16,5	20,6	17,8	15,8	19,1	16,5	16,1	15,6
Otros servicios	19,4	23,6	24,9	21,8	20,7	24,6	21,0	18,5	18,6
<i>Ocupación</i>									
Fuerzas Armadas	41,5	35,0	31,3		15,0	5,5	32,0	71,8	13,0
Dir. De empresas y admon. Pública	18,8	24,1	24,6	25,3	20,6	22,2	26,4	23,6	21,4
Tcos. y prof. científicos e intelectuales	22,1	24,6	27,2	22,6	21,7	28,5	21,3	20,7	19,1
Técnicos y profesionales de apoyo	19,0	19,7	26,0	18,4	19,6	24,3	19,3	18,6	17,9
Empleados de tipo administrativo	16,7	21,2	23,4	17,7	17,6	19,5	17,8	15,5	15,7
Serv. De rest., personales y comercio	16,6	20,2	21,7	18,6	17,7	21,8	19,5	17,4	17,2
Trab cualif. agricultura y pesca	18,5	22,3	24,7	19,1	17,0	22,9	19,7	18,9	19,4
Art. y cualif. de ind., const. y minería.	15,3	19,0	21,5	16,5	15,2	20,3	17,5	15,1	15,7
Oper. De maq. e inst., montadores	16,8	19,0	24,4	17,9	16,6	22,9	17,7	16,2	15,6
Trabajadores no cualificados	15,2	16,5	19,2	16,7	14,8	18,6	16,2	15,6	15,3
<i>Tipo de Contrato</i>									
Indefinido	17,3	20,5	24,8	18,8	18,0	23,2	19,3	16,6	16,8
Por obra o servicio	15,2	16,9	18,6	15,9	14,2	18,2	15,8	15,4	15,3
Eventual por circunstancias	14,8	16,1	18,0	16,5	14,8	16,5	14,7	13,9	14,1
En prácticas o para la formación	11,9	15,2	15,5	11,9	12,0	14,9	12,4	11,9	12,1
Otros temporales	15,9	17,8	19,8	18,5	17,0	19,3	18,3	16,9	16,1
No clasificables	20,1	24,8	25,2	17,4	18,3	27,9	21,4	21,7	17,2
<i>Total</i>	<i>15,9</i>	<i>18,7</i>	<i>21,4</i>	<i>17,3</i>	<i>15,9</i>	<i>20,6</i>	<i>17,5</i>	<i>15,8</i>	<i>15,9</i>

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estadística de Accidentes de Trabajo

Cuadro A1: Duraciones medias de las bajas laborales por comunidad autónoma, rama de actividad, ocupación y tipo de contrato en el periodo 1997-2001.
(Cont.)

	<i>C.Val</i>	<i>Extre.</i>	<i>Galicia</i>	<i>Madrid</i>	<i>Murcia</i>	<i>Nav.</i>	<i>P. V.</i>	<i>Rioja</i>	<i>Total</i>
<i>Rama de Actividad</i>									
Agricultura, ganadería y Pesca	16,7	17,6	29,0	14,4	15,5	20,6	23,2	16,8	18,0
Energía y agua	16,2	19,9	26,5	16,2	22,7	16,4	21,9	17,2	21,3
Industrias extractivas	14,9	16,3	19,0	14,9	15,3	15,1	20,6	14,9	15,6
Industria manufacturera	15,3	14,6	20,2	15,3	15,8	16,4	19,0	15,6	16,4
Otras industrias manufactureras	15,1	17,0	21,0	15,1	16,6	16,6	18,8	15,9	16,0
Construcción	15,1	15,8	20,0	15,1	16,3	15,7	17,9	13,8	15,9
Comercio, rep. vehículos y hostelería	16,3	15,8	20,1	15,5	16,2	16,0	18,6	14,0	16,1
Transporte y comunicaciones	17,4	16,7	21,7	19,4	20,0	18,2	22,1	17,3	18,4
Inst. fras., serv. empresa y alquileres	16,5	17,4	19,9	16,1	17,5	15,2	18,9	11,5	16,4
Otros servicios	19,7	17,9	26,8	18,8	21,5	19,0	22,3	19,5	20,1
<i>Ocupación</i>									
Fuerzas Armadas	17,1	67,0		19,2	25,0		13,8	15,5	22,6
Dir. De empresas y admon. Pública	21,4	23,4	28,1	19,8	18,9	11,8	25,0	17,7	21,5
Tcos. y prof. científicos e intelectuales	20,0	23,2	30,9	19,5	22,8	19,3	23,2	17,0	21,2
Técnicos y profesionales de apoyo	18,4	21,8	25,8	20,1	21,0	22,0	22,9	17,8	19,7
Empleados de tipo administrativo	16,5	16,4	22,2	16,7	20,0	17,6	20,8	19,5	17,1
Serv. de rest., personales y comercio	18,1	17,5	23,8	17,0	18,9	17,6	20,8	16,4	18,1
Trab cualif. agricultura y pesca	17,1	19,4	29,7	14,1	18,1	21,3	24,1	23,3	19,5
Art. y cualif. de ind., const. y minería.	15,4	16,2	20,7	15,4	16,4	16,2	19,7	15,0	16,4
Oper. de maq. e inst., montadores	16,0	16,5	22,2	16,6	18,0	17,0	19,6	14,8	17,1
Trabajadores no cualificados	15,5	16,1	19,4	15,3	15,4	15,3	17,4	14,6	15,8
<i>Tipo de Contrato</i>									
Indefinido	17,4	17,2	24,0	17,5	18,5	17,9	21,4	16,6	18,2
Por obra o servicio	15,0	16,1	19,6	14,7	16,0	15,2	17,3	13,2	15,7
Eventual por circunstancias	14,5	15,3	19,4	13,5	15,2	13,9	15,4	12,2	14,8
En prácticas o para la formación	12,5	13,0	15,4	12,2	13,0	11,0	14,2	11,8	12,7
Otros temporales	16,4	16,2	21,9	15,8	16,6	15,8	18,9	14,6	16,8
No clasificables	17,9	20,7	25,3	18,6	19,0	15,0	20,0	21,9	19,2
<i>Total</i>	<i>16,0</i>	<i>16,5</i>	<i>21,4</i>	<i>16,1</i>	<i>16,6</i>	<i>16,4</i>	<i>19,4</i>	<i>15,2</i>	<i>16,8</i>

Fuente: Elaboración propia a partir de la Estadística de Accidentes de Trabajo

Cuadro A2. Resultados de la estimación para España (modelo loglogístico).

	Coefficiente	Signif.
Antigüedad	0,00032	*
Cuantía de la indemnización	3,73E-06	*
<i>Año del accidente (ref: 1997)</i>		
1998	-0,01585	*
1999	-0,03335	*
2000	-0,02802	*
2001	-0,08204	*
<i>Día de la semana (ref: lunes)</i>		
Entre semana	0,04677	*
Fin de semana	0,08429	*
<i>Edad en el momento del accidente (ref: 16-30)</i>		
30-45	0,14980	*
45-60	0,28958	*
Más de 60 años	0,38536	*
<i>Forma en que se produjo el accidente (ref: caídas de personas)</i>		
Caídas de objetos	-0,08522	*
Pisadas sobre objetos	-0,08060	*
Golpes contra objetos	-0,11672	*
Atropamientos	-0,04772	*
Sobreesfuerzos	-0,14923	*
Exposiciones o contactos	-0,13039	*
Explosiones o incendios	-0,11389	*
Atropellos	0,16092	*
<i>Género (ref: varón)</i>		
Mujer	0,17218	*
<i>Grupo de cotización (ref: peones)</i>		
Ingenieros, licenciados y alta dirección	0,06888	*
Ingenieros tcos., peritos y ayud. Titulados	0,08806	*
Jefes administrativos y de taller	0,04466	*
Ayudantes no titulados	0,01157	
Oficiales administrativos	0,01088	*
Subalternos	0,07056	*
Auxiliares administrativos	0,01902	*
Oficiales de 1ª y 2ª	0,02160	*
Oficiales de 3ª y especialistas	0,02105	*
Trabajadores menores de 18 años	-0,08981	*
<i>Ocupación (ref: trabajadores no cualificados)</i>		
Fuerzas Armadas	0,03391	
Dirección de empresas y adm. Públicas	0,08449	*

Tcos. y profesionales científ. e intelectuales	-0,00880	
Técnicos y profesionales de apoyo	0,03608	*
Empleados de tipo administrativo	-0,00905	
Trabajadores de serv. de rest., personales, protección y vendedores de comercio	0,03651	*
Trab cualif. en la agricultura y en la pesca	0,04860	*
Artesanos y trab. cualif. de ind. manuf., constr. y minería	0,00498	*
Oper. de maquinaria e instal., montadores	0,02364	*
<i>Hora de trabajo (ref: dos primeras horas)</i>		
Entre las dos y las seis primeras horas	0,01848	*
Después de las seis primeras horas	0,01603	*
<i>Parte del cuerpo lesionada (ref: región lumbar y abdomen)</i>		
Cuello	0,07791	*
Torax, espalda y costados	-0,05072	*
Manos	0,15561	*
Miembros superiores excepto manos	0,19456	*
Pies	0,07901	*
Miembros inferiores excepto pies	0,24894	*
Lesiones múltiples	0,18659	*
Órganos internos	0,50072	*
<i>Plantilla (ref: no clasificados)</i>		
De 1 a 9 trabajadores	0,07840	*
De 10 a 25 trabajadores	0,00236	
De 26 a 49 trabajadores	-0,02396	*
De 50 a 100 trabajadores	-0,02491	*
De 101 a 249 trabajadores	-0,01764	*
De 250 a 499 trabajadores	0,00148	
De 500 a 1000 trabajadores	0,02316	*
Más de 1000 trabajadores	0,08845	*
<i>Régimen de la Seguridad Social (ref: régimen general)</i>		
Agrario	0,00732	
Trabajadores del mar	0,26502	*
Minería del carbon	0,23441	*
<i>Sector de actividad de la empresa (ref: otros servicios)</i>		
Agricultura, ganadería, caza, silv. y Pesca	0,05695	*
Energía y agua	0,01366	
Industrias extractives	-0,02971	*
Industria manufacturera	-0,01717	*
Otras industrias manufactureras	-0,02232	*
Construcción	-0,0392	*
Comercio, reparac. vehículos y hostelería	0,01957	*
Transporte y comunicaciones	-0,03086	*
Inst. fras., seguros, serv. empresa y alquileres	0,03881	*

<i>Tipo de contrato (ref: contrato indefinido)</i>		
Por obra o servicio	-0,01353	*
Eventual por circunstancias	-0,03255	*
En prácticas o para la formación	-0,08596	*
Otros temporales	-0,00555	
No clasificables	0,01625	*
<i>Turno (ref: mañana)</i>		
Tarde	0,00914	*
Noche	0,00514	
Nº Observaciones	1.244.046	
Log verosimilitud	-1.600.559,3	

*Nivel de significación del 5% o superior.