

¿ES MÁS PELIGROSO TRABAJAR EN LUNES? EVIDENCIA SOBRE EL “MONDAY EFFECT” EN ESPAÑA

ALFONSO MORAL DE BLAS

e-mail: amoral@eco.uva.es

ÁNGEL MARTÍN ROMÁN

e-mail: angellm@eco.uva.es

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico e Historia e Instituciones Económicas.

Facultad de Ciencias Sociales Jurídicas y de la Comunicación d Segovia.

UNIVERSIDAD DE VALLADOLID

Resumen

Los trabajos sobre el “*efecto lunes*” en el campo de la siniestralidad laboral tienen su fundamento en la observación del reparto desigual de los accidentes entre los distintos días de la semana. Concretamente son los lunes los días en los que mayor número de accidentes se concentra. Este hecho es aun más llamativo cuando se estudian los accidentes de más difícil diagnóstico, en especial esguinces, torceduras y lumbalgias. La intuición que subyace a estos datos es que determinadas lesiones sufridas en el fin de semana, y que pueden en cierta manera ocultarse a la monitorización empresarial, son reportadas los lunes con el fin de que sea el seguro por accidente de trabajo quien se responsabilice de ellas. El trabajo que aquí se presenta pretende determinar, en primera instancia, si esas diferencias observadas se mantienen cuando se controla por determinadas características del trabajador, de la empresa y del accidente reportado. En segundo lugar, y siguiendo la descomposición propuesta por Yun para modelos no lineales, se analizará que parte de esas diferencias se debe a que los accidentes son diferentes en función del día en que tengan lugar, y que parte es consecuencia de que las mismas características no tienen el mismo efecto el lunes que el resto de la semana. Se terminará detallando las características más relevantes a la hora de explicar las diferencias realmente observadas.

Códigos JEL: J28, I12

1.- Introducción

El estudio de la siniestralidad laboral se ha asociado de forma habitual con cuestiones relativas al absentismo de los trabajadores. Un aspecto importante de este tipo de análisis lo constituyen los problemas de riesgo moral que ocasiona la regulación de la seguridad y salud laboral (Shapiro, 2000).

Fortin y Lanoie (2001) señalan 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.

Uno de los tópicos que surgen al analizar el riesgo moral es el denominado "Monday Effect" y que se debe al alto número de accidentes que se declaran los lunes. La lógica que subyace a este efecto es que determinados accidentes sufridos durante el fin de semana, y fuera del trabajo, se reportan el lunes para beneficiarse del seguro de accidentes laborales, lo que eleva artificialmente el número de accidentes registrados este día. El efecto lunes estaría asociado al riesgo moral de causalidad *ex ante* que antes hemos enunciado, pero también podría relacionarse con el de sustitución de seguros. Campolieti y Hyatt (2006) a partir de las conclusiones de Card y McCall

(1996), añaden como causa adicional para este efecto, el hecho de que los trabajadores que han descansado el fin de semana son más propensos a sufrir accidentes los lunes.

Para que este comportamiento tenga sentido es necesario que haya diferencias en la indemnización recibida si el accidente se produce dentro del trabajo o si se trata de un accidente no laboral. La legislación española presenta una casuística que puede ser coherente con el efecto que aquí se analiza. En el caso de accidente laboral la indemnización es del 75% de la base de cotización desde el primer día de baja, mientras que si el accidente es no laboral, se paga el 60% entre el cuarto y el vigésimo día y el 75% a partir del vigésimo primero. Además, la base de cotización es mayor en el caso de accidentes laborales siempre que se pueda computar la realización de horas extra. Por lo tanto podría considerarse como un posible riesgo moral asociado a la sustitución de indemnizaciones. Además, la existencia de estas diferencias permite hacer un estudio diferenciado para los accidentes de tres días o menos, en los que un trabajador que sufre un accidente no laboral no tiene derecho a indemnización.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. El epígrafe dos se dedica a realizar una revisión bibliográfica del estado de la cuestión del absentismo con especial referencia al “efecto lunes” aquí analizado. El apartado tres detalla la base de datos y la metodología incidiendo también en la definición de la variable dependiente empleada en el análisis empírico posterior. En el epígrafe cuatro se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, el apartado cinco se dedica a recoger las principales conclusiones del trabajo.

2.- El absentismo laboral en la literatura económica

La literatura económica ha tratado el absentismo laboral desde numerosas perspectivas. El origen de esta cuestión dentro del análisis económico suele fijarse en los trabajos de Allen (1981a, 1981b). Otros trabajos pioneros que estudian el absentismo desde un punto de vista económico son los de Frankel (1921); Ehrenberg (1970), Doherty (1979) ó Winkler (1980). A partir de aquí los estudios se diversifican. En ocasiones se estudia el efecto de los sindicatos y otras instituciones laborales sobre el absentismo (Allen, 1984; Leigh, 1984; García-Serrano y Malo, 2004, Frick y Malo, 2005). También hay trabajos que relacionan absentismo con cuestiones de género (Leigh, 1983; Paringer, 1983; VandenHeuvel y Wooden, 1995; Vistnes, 1997; Bridges y Mumford, 2001; Ichino y Riphahn, 2004; Ichino y Moretti, 2006). Otros trabajos estudian el comportamiento cíclico del absentismo (Leigh, 1985; Arai y Thoursie, 2005). Especial atención merecen los numerosos trabajos que sobre esta cuestión realizan Tim Barmby y John Treble (véase, por ejemplo, Barmby y Treble, 1989; Barmby y Treble, 1991; Barmby et al. 1991; Barmby et al. 1994; Barmby et al. 1995; Coles y Treble, 1993; Coles y Treble, 1996; Barmby et al. 1997; Barmby et al. 2001; Barmby et al. 2002).

Desde un punto de vista teórico la mayoría de los trabajos estudian factores de oferta. El enfoque más generalizado se basa en variaciones del modelo de elección consumo-oocio (Allen 1981a; Dunn y Youngblood, 1986; Kenyon y Dawkins, 1989; Brown, 1994; Brown y Sessions, 1996). También se han utilizado otros marcos teóricos como los salarios de eficiencia (Barmby et al. 1994; Jimeno y Toharia, 1996) o las llamadas normas de grupo (Drago y Wooden, 1992). Son más escasos los modelos que destacan factores de demanda de trabajo, entre los que se puede resaltar el artículo de Weiss (1985) o el de Coles y Treble (1993).

Estados Unidos y Canadá monopolizan el grueso de la literatura económica que investiga los efectos del seguro por accidente laboral. En general, se constata la importancia de los problemas de riesgo moral (véase por ejemplo Dionea y St-Michel, 1991). Fortin y Lanoie (2001) resumen los incentivos y efectos que genera el seguro de accidentes. Se comprueba que la diferente regulación legal de los Estados de Norteamérica, los límites máximos y mínimos del seguro, o los cambios legislativos constituyen el campo de análisis de este tipo de trabajos. En España, salvo la diferencia de indemnizaciones que ya hemos mencionado, la legislación es bastante homogénea, los límites a la indemnización no son especialmente relevantes y tampoco existen grandes cambios legislativos en relación al seguro por accidente. Una breve descripción del sistema español puede consultarse en Amuedo-Dorantes (2002) y en Guadalupe (2003).

En lo que al *Monday Effect* se refiere, las primeras evidencias se remontan a Vernon (1921), donde se observa que los accidentes son más comunes los lunes que el resto de días de la semana. Smith (1990) muestra que este efecto es más común en accidentes como esguinces y torceduras, mientras que otros accidentes difíciles de ocultar tienen un comportamiento más homogéneo a lo largo de la semana. El trabajo de Card y McCall (1996) no encuentra evidencia de que el mayor número de accidentes de los lunes se deba a que hay trabajadores sin cobertura fuera del trabajo y abren el camino a posibles razones fisiológicas. A la misma conclusión llegan Campolieti y Hyatt (2006) tras comprobar que la duración de las bajas no difiere entre los distintos días y que tampoco es distinto el porcentaje de indemnizaciones rechazadas por fraude. Además encuentran resultados muy similares a los de Card y McCall (1996) utilizando datos canadienses donde la cobertura médica es universal y la indemnización superior.

3.- Datos y metodología

Uno de los aspectos más relevantes de esta investigación lo constituye la definición de la variable dependiente. La base de datos utilizada esta formada por microdatos relativos a trabajadores accidentados, por lo tanto no se dispone de trabajadores no accidentados para construir algún indicador de frecuencia como el denominado índice de incidencia. No obstante, y como se ha apuntado en la literatura (Smith, 1990; Butler, Durbin y Helvacian, 1996; Card y McCall, 1996; Bolduc, Fortín, Labrecque y Lanoie, 2001; Campolieti y Hyatt, 2006), los problemas de riesgo moral que se estudian en este artículo son más frecuentes en aquellos accidentes asociados a lesiones de difícil diagnóstico (básicamente esguinces, torceduras y lumbalgias). Por ello, la estrategia empírica seguida en este trabajo consiste en construir una variable dependiente que mida la probabilidad de tener un accidente con una lesión de difícil diagnóstico condicionada a haber sufrido un accidente. Así, se obtiene un índice de frecuencia que puede ser utilizado para medir si existen diferencias injustificadas en la frecuencia de reporte de este tipo de accidentes entre los distintos días de la semana.

3.1.-Datos:

Cuando ocurre un accidente laboral que supone baja, es preceptiva la remisión del parte correspondiente al Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS). Este documento proporciona datos del trabajador, del puesto desempeñado, de las circunstancias del accidente, de las características de la lesión e incluso de la empresa de procedencia. Cuando la baja finaliza debe remitirse otro parte (parte de alta) que completa al anterior y permite determinar los días de baja o la causa por la que esta finaliza. El conjunto de estos partes proporciona una base de microdatos que permite elaborar la Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT).

Los datos que se emplean en este trabajo proceden de la EAT del año 2002, aunque a la hora de realizar las pertinentes estimaciones, se tiene en cuenta los errores producidos en el registro de los mismos. El principal ajuste se debe a los accidentes que carecen de parte de alta. Según información suministrada por la Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales, cerca de un 15% de accidentes producidos carecen de parte de alta. A todos estos accidentes se les asigna una duración que no es real, y por ello se ha creído pertinente eliminarlos mediante la selección de aquellos cuya causa de alta es la curación del individuo. También se han eliminado los accidentes con indemnizaciones excesivamente altas y bajas para evitar posibles errores en el registro, para ello seleccionamos solo aquellos con indemnizaciones comprendidas entre el primer y noveno decil.

Finalmente, y como se ha explicado antes, la variable dependiente mide la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico. Esta calificación del accidente se realiza en base a la variable tipo de lesión seleccionando aquellos siniestros recogidos bajo los epígrafes de lumbalgias, esguinces y torceduras.

3.2.-Metodología:

El propósito del presente trabajo es determinar si existen diferencias en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico que se reportan los lunes frente al resto de días de la semana, y en que medida esas diferencias se encuentran justificadas por los regresores del modelo o son debidas a posibles situaciones de riesgo moral.

En análisis comienza con un estudio descriptivo que determina si es legítimo estudiar el lunes de forma diferenciada al resto de días de la semana, y si esas diferencias se acentúan al estudiar solo los accidentes que duran tres días o menos. En segundo lugar se estiman las probabilidades de reportar un accidente de difícil diagnóstico a

través de un próbit sobre el conjunto de siniestros, y sobre los accidentes más leves, donde se introduce una variable dummie para cada día de la semana distinto del lunes. En esta estimación, y también en la descomposición posterior, los datos solo se refieran a trabajadores accidentados. Esta situación provoca claros problemas de autoselección muestral (Heckman, 1979), por ello los resultados obtenidos no se pueden generalizar fuera del colectivo de trabajadores siniestrados.

La parte más interesante del trabajo, y último paso del análisis econométrico, consiste en la aplicación de una generalización de la descomposición de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973 y Blinder, 1973) para modelos no lineales. De esta manera sabremos que parte de las diferencias existentes en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico que sucede cada día se debe a las distintas características de cada grupo, y que otra es consecuencia de la diferente repercusión de esas características.

3.2.1.-Descomposición no lineal:

La descomposición de Oaxaca-Blinder se ha generalizado entre los métodos más empleados para el estudio comparado de grupos poblacionales, en especial cuando se tratan temas de discriminación salarial. Esta descomposición presenta dos limitaciones fundamentales. Por un lado se restringe a modelos lineales, y por otro ignora los problemas de identificación que surgen de una descomposición detallada (Oaxaca y Ransom, 1999).

Son varios los trabajos donde ya se realizan descomposiciones para 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 j no lineal ($Y = f(XB)$). 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:

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

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 manera1:

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

Donde:

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

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

Esta descomposición, cuando incluye grupos de variables dummies, requiere el cálculo previo de una regresión normalizada que corrija el problema de identificación. Esta normalización se detalla en el apéndice 1, y también puede consultarse en Yun (2005).

4.- Resultados

Una de las ventajas de la variable dependiente utilizada es que es independiente del nivel de actividad que tenga cada día de la semana, no nos preocupa el número de accidentes de cada día, sino su composición. El trabajo parte del supuesto de que esa composición debería ser similar entre los distintos días de la semana, sobre todo cuando se controla por variables relativas a la actividad, la ocupación, las características del individuo, las características del accidente o ciertos aspectos de la empresa de procedencia. No obstante, y con el fin de evitar fuentes adicionales de distorsión, se eliminan del análisis los accidentes que tienen lugar durante el fin de semana. Así se compara el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico del lunes frente al porcentaje del resto de la semana laboral (exceptuando fin de semana).

El cuadro A1 del apéndice 2 muestra claramente que el número de accidentes es claramente superior el lunes con independencia del tipo de accidente analizado. Si exceptuamos el sábado y domingo por sus especiales características, se comprueba un progresivo aumento de los accidentes desde el viernes hasta el martes y un aumento más considerable entre el martes y el lunes. Pero como se ha dicho anteriormente, el número de accidentes es una medida absoluta, y detrás de este aumento puede haber consideraciones relativas al nivel de actividad de cada uno de los días. Por ello se plantea una medida relativa que consiste en analizar como

¹ Una descomposición similar para el componente justificado puede consultarse en Even y Mcpherson (1990).

evoluciona el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico (esquinces, torceduras y lumbalgias) a lo largo de la semana.

Cuadro 1: Porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico por accidente y día de la semana.

	Lunes	Martes	Miércoles	Jueves	Viernes
Todos los accidentes	49%	46%	45%	44%	46%
Accidentes Leves	40%	36%	33%	33%	35%

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

El cuadro 1 muestra claramente las diferencias en la composición de esos accidentes a lo largo de la semana. Se aprecia que los accidentes de difícil diagnóstico sufridos en lunes suponen una mayor proporción del total que los sufridos el resto de días. También se aprecia que estas diferencias son incluso mayores cuando se estudian los accidentes más leves, es decir, aquellos que suponen una baja inferior a cuatro días.

Como medida de robustez adicional se ha practicado un test de igualdad de proporciones entre la serie de accidentes del lunes y la del resto de la semana laboral, para ver si la proporción de lumbalgias, esguinces y torceduras es significativamente diferente. Los resultados rechazan ampliamente la hipótesis de igualdad de proporciones para cualquier nivel de significación, tanto para el total de accidentes como para aquellos que duran menos de cuatro días. Por lo tanto si parece pertinente realizar un estudio pormenorizado de porque se producen esas diferencias.

El análisis descriptivo previo, aunque explicativo, puede estar ocultando información muy relevante. El porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico no es igual para todas las ramas de actividad, para todos los grupos de ocupación o para todos los grupos de

edad. Por esta razón se hace necesario un análisis más profundo que permita introducir todos estos controles. Con este fin se realiza un análisis probit² donde la variable dependiente tomará el valor 1 si el accidente es de difícil diagnóstico y cero en caso contrario, y se la regresará contra los días de la semana distintos del lunes, contra variables que controlan por rama de actividad, por ocupación, y por características del accidente, del trabajador accidentado y de la empresa a la que pertenece³.

En los cuadros A2 y A3 del apéndice 2 aparecen los resultados de la estimación probit sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico, para el total de accidentes y para aquellos que duran tres días o menos. La primera conclusión que se obtiene es que la introducción de controles reduce de forma sensible la cuantía de los coeficientes de las variables referidas al día de la semana, que se reducen a menos de la mitad del efecto que inicialmente tenían. Se comprueba como el signo y la significación de los coeficientes indica que el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico es siempre menor al de los lunes. También se observa, a través de la verosimilitud y el pseudo R^2 , que la introducción de variables es la adecuada porque se mejora ampliamente la significación del modelo. Finalmente se puede apreciar como las características del accidente son el factor más determinante a la hora de reducir la importancia de las dummies diarias.

Llegados a este punto se plantea determinar que parte de las diferencias observadas es consecuencia de las diferencias en las características de los accidentes observados

² Para cualquier consulta sobre los detalles de las estimaciones realizadas, pueden ponerse en contacto con cualquiera de los autores.

³ El conjunto de todas las variables explicativas que se introducen en el modelo, tanto al realizar el probit inicial como en el utilizado para la descomposición no lineal, aparece de forma detallada en el apéndice 1.

en lunes, y que parte puede deberse a causas injustificadas, ya sean comportamientos relacionados con la sustitución de indemnizaciones y riesgo moral o aspectos fisiológicos como indicaban Card y McCall (1996). Para ello se realiza una regresión tipo probit para el lunes y otra conjunta para martes, miércoles, jueves y viernes, y se comparan para realizar la descomposición no lineal que hemos detallado previamente. La ventaja de esta metodología es que supone dos estructuras diferentes, una para el lunes y otra para el resto de la semana. Parece lógico pensar que si los trabajadores son más propensos a sufrir, o declarar que sufren, accidentes en lunes, también deben ser diferentes los coeficientes del modelo que se estima para este día.

Una vez estimado el modelo para el lunes y el resto de la semana de forma diferenciada, el siguiente paso es determinar que parte de la diferencia en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico observado se debe a diferencias en las características y que parte es consecuencia del distinto rendimiento de esas características.

El cuadro 2 muestra con detalle esta descomposición. Se aprecia un mayor porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico en el primer día de la semana. Un 4% más cuando hablamos del total de accidentes y más del 5% en caso de los accidentes que duran 3 días o menos. Este resultado podría indicar la presencia de un cierto efecto lunes, y también una cierta sustitución de indemnizaciones que refleja el mayor porcentaje observado en los accidentes leves. No obstante, la descomposición muestra que tres cuartas partes de las divergencias iniciales se explican por diferencias en las variables de control. Solo un 25% del total queda a expensas de factores injustificados que pudieran ser considerados posibles situaciones de riesgo moral. La reducida cuantía del componente injustificado y su similitud entre distintos accidentes, pone de manifiesto que el efecto sustitución de indemnizaciones no parece muy importante.

Cuadro 2: Descomposición no lineal de la diferencia en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico que se declaran en lunes menos los del resto de la semana.

	Diferencia	Componente		Componente	
		Justificado	% Justificado	Injustificado	% Injustificado
Todos los accidentes	0,0398	0,0301	75,61%	0,0097	24,39%
Accidentes Leves	0,0551	0,0421	76,39%	0,0130	23,61%

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

Una vez realizada la descomposición no lineal conjunta, la última parte del análisis econométrico realiza una descomposición detallada de esos componentes. Los cuadros A4 y A5 del apéndice 2 presentan los resultados de esta descomposición donde se aprecia la importancia de cada grupo de variables en la explicación de las diferencias en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico de los distintos días.

El dato más relevante de la descomposición detallada es que el componente justificado por la diferencia en las características, se explica casi exclusivamente por variables referidas al accidentes como la forma en que se ha producido o la parte del cuerpo lesionada, independientemente de que se analice el total de accidentes o aquellos que duran menos de cuatro días. Dicho de otra manera, es la caracterización de los accidentes sufridos en lunes el principal causante de las diferencias observadas en el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico. Entrando más en detalle, se comprueba que los lunes los trabajadores son más propensos a sufrir atropellos y a padecer lesiones en la zona lumbar y abdominal. Este resultado, que ya se intuía con el análisis probit, esta en consonancia con los resultados que obtenían los trabajos de Card y McCall (1996) y Campolieti y Hyatt (2006), donde se mencionan los factores

fisiológicos como causa de la mayor afluencia de determinado tipo de accidentes en lunes.

5.- Conclusiones

Un reparto asimétrico de la actividad o de las horas trabajadas a lo largo de la semana puede hacer que el nivel de accidentes de un día determinado sea superior al del resto de días de la semana. Sin embargo lo que ya no es tan normal es que la composición de esos accidentes cambie. El trabajo que aquí se presenta parte del hecho de que el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico que se producen en lunes supera al del resto de la semana laboral.

Una de las explicaciones más comunes de este efecto lunes sería que los accidentados durante el fin de semana reportan sus accidentes el lunes con el fin de beneficiarse de los seguros laborales. Esta explicación tendría sentido en el caso español en cuanto que la indemnización por accidente laboral es sensiblemente superior por accidente laboral que por accidente no laboral. Sin embargo, los resultados contradicen en parte esta afirmación. Por un lado, la parte no justificada de la diferencia observada es muy pequeña cuando se controla adecuadamente el modelo. Por otro lado, no se observan diferencias relevantes entre los accidentes totales y los de más corta duración, que son los más beneficiados de esta sustitución de indemnizaciones.

Otra explicación tentativa de este efecto lunes indicaba que pueden existir efectos fisiológicos que provoquen un mayor nivel de determinados accidentes en los días siguientes al descanso semanal. Los resultados obtenidos en este trabajo estarían más en consonancia con esta segunda explicación. Según la descomposición detallada, el componente justificado está explicado en su mayoría por la forma en que

se ha producido el accidente y la parte del cuerpo lesionada, lo que estaría indicando que algunas formas de accidente son más comunes los lunes y que algunas partes del cuerpo son más propensas a lesionarse el primer día de la semana.

Se puede concluir diciendo que, del cuatro por ciento de accidentes de difícil diagnóstico en que el lunes supera al resto de la semana laboral, solo un punto puede estar provocado por cuestiones relativas al riesgo moral tales como la sustitución de indemnizaciones. Mientras que los otros tres parecen estar explicados por los controles del modelo, y en especial por algunas características propias de los accidentes que se producen en lunes.

Apéndice 1:

Regresión normalizada

A partir de una regresión del tipo:

$$Y = f(XB)$$

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

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:

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

Los nuevos coeficientes se obtendrían de la siguiente manera:

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

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

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

donde

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^I u_i}{I}, \bar{v} = \frac{\sum_{j=1}^J v_j}{J} \text{ y } u_i = v_j = 0$$

Variables Explicativas:

Para el probit de las tablas A2 y A3 del apéndice 2 se utilizan 103 variables. 99 dicotómicas que se reparten como sigue; 4 para los días de la semana laboral distintos del lunes, nueve que miden la rama de actividad, 15 sobre la ocupación, 8 formas de producirse el accidente, 10 grupos de cotización a la seguridad social, 7 partes del cuerpo, 16 referidas a comunidades autónomas, 3 para el régimen de cotización, 2 para el turno de trabajo, 16 que indican el tipo de contrato, 3 referidas al lugar del accidente, 6 que tratan respectivamente el tipo de accidente, la gravedad, si el trabajo es habitual, si ha requerido atención hospitalaria o si el accidentado es varón, y finalmente 4 variables continuas referidas a la hora trabajada, la hora del accidente, los días de baja y la indemnización recibida.

En cuanto al apartado referido a la descomposición no lineal, las variables son las mismas con la excepción de las dummies referidas al día de la semana que ahora desaparecen de la regresión.

Apéndice 2:

Cuadros

Cuadro A1: Número de accidentes por día de la semana y tipo de lesión.

	Lunes	martes	miércoles	jueves	viernes
Fractura	15.281	12.988	12.646	12.459	12.819
Luxación	6.723	5.571	5.156	4.865	4.589
Torcedura, esguince o distensión	84.956	68.442	64.581	59.423	57.816
Lumbalgia	32.716	22.981	20.731	18.441	17.930
Hernia discal	503	353	382	364	328
Conmoción o traumatismo interno	3.161	2.568	2.508	2.263	2.332
Amputación o pérdida del globo ocular	551	515	473	462	432
Otras heridas	33.589	30.228	29.090	27.471	24.769
Traumatismo superficial	10.370	9.169	8.644	8.018	7.207
Contusión o aplastamiento	37.011	31.887	30.877	28.405	25.416
Cuerpos extraños en el ojo	7.239	7.697	7.721	6.334	5.067
Conjuntivitis	919	947	882	714	514
Quemaduras	2.966	2.819	2.750	2.711	2.656
Envenenamiento o intoxicación	298	229	239	168	190
Exposición al medio ambiente	104	89	87	80	71
Asfixia	69	63	59	57	73
Efectos de la electricidad	163	139	152	124	100
Efectos de radiaciones	45	62	63	38	27
Lesiones múltiples	2.832	2.676	2.661	2.517	2.493
Infarto, derrame cerebral, otras patologías no traumáticas	500	466	430	417	429
Todos	239.996	199.889	190.132	175.331	165.258

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

Cuadro A2: Resultados de la estimación PROBIT sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico. Total de accidentes.

VARIABLES	COEFICIENTES			
Martes	-0,034***	-0,035***	-0,016***	-0,016***
Miércoles	-0,044***	-0,045***	-0,019***	-0,019***
Jueves	-0,048***	-0,050***	-0,024***	-0,025***
Viernes	-0,031***	-0,035***	-0,008***	-0,007***
C.N.A.E.	NO	SI	SI	SI
Características del accidente.	NO	NO	SI	SI
Características del puesto de trabajo	NO	NO	NO	SI
Características personales.	NO	NO	NO	SI
Características de la empresa	NO	NO	NO	SI
likelihood	-352717,3	-350564,7	-217510,7	-216744,8
Pseudo R²	0,0010	0,0071	0,3839	0,3861

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

Notas: *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. Todos los coeficientes indican el cambio en probabilidad que supone cada día sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico en lunes.

Cuadro A3: Resultados de la estimación PROBIT sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico. Accidentes que duran menos de cuatro días.

VARIABLES	COEFICIENTES			
Martes	-0,041***	-0,040***	-0,022***	-0,022***
Miércoles	-0,069***	-0,069***	-0,030***	-0,030***
Jueves	-0,063***	-0,064***	-0,027***	-0,028***
Viernes	-0,041***	-0,046***	-0,017**	-0,016**
C.N.A.E.	NO	SI	SI	SI
Características del accidente.	NO	NO	SI	SI
Características del puesto de trabajo	NO	NO	NO	SI
Características personales.	NO	NO	NO	SI
Características de la empresa	NO	NO	NO	SI
likelihood	-42.522,8	-42.116,7	-22.264,7	-22.165,3
Pseudo R²	0,0024	0,0119	0,4776	0,4800

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

Notas: *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. Todos los coeficientes indican el cambio en probabilidad que supone cada día sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico en lunes.

Cuadro A4: Descomposición detallada de la diferencia entre el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico del lunes frente al resto de la semana. Total de accidentes

	Componente Justificado		Componente Injustificado	
	Efecto	Porcentaje	Efecto	Porcentaje
C.N.A.E.	-0,006948	-23,07%	-0,000439	-4,52%
C.N.O.	-0,000247	-0,82%	0,000174	1,79%
FORMA	0,028573	94,87%	-0,000873	-8,99%
GRUPO C	-0,000045	-0,15%	0,003937	40,52%
PARTE C	0,007456	24,75%	0,005671	58,36%
REGION	-0,000222	-0,74%	0,000579	5,96%
REGIMEN	-0,000011	-0,04%	0,014043	144,53%
TURNO	0,000308	1,02%	0,000709	7,29%
CONTRATO	0,000027	0,09%	-0,004335	-44,61%
LUGAR	-0,000390	-1,30%	-0,000498	-5,12%
TIPO	-0,000002	-0,01%	0,018364	189,00%
GRAVE	0,000390	1,29%	-0,000960	-9,88%
HABITUAL	-0,000027	-0,09%	-0,003897	-40,10%
HOSP	0,000134	0,44%	-0,001361	-14,01%
SEXO	-0,000545	-1,81%	0,001717	17,68%
DIAS DE BAJA	0,000999	3,32%	-0,001170	-12,04%
HORA TRABAJADA	0,000574	1,91%	-0,002360	-24,29%
INDEMNIZACION	-0,000035	-0,12%	0,003582	36,87%
PLANTILLA	-0,000016	-0,05%	-0,000088	-0,91%
EDAD	0,000146	0,48%	-0,005151	-53,01%
C	-	-	-0,017928	-184,52%
TOTAL	0,030118		0,009716	

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

Cuadro A5: Descomposición detallada de la diferencia entre el porcentaje de accidentes de difícil diagnóstico del lunes frente al resto de la semana. Accidentes con duración menor a cuatro días.

	Componente Justificado		Componente Injustificado	
	Efecto	Porcentaje	Efecto	Porcentaje
C.N.A.E.	-0,000205	-0,49%	-0,006836	-52,56%
C.N.O.	0,000129	0,31%	-0,001798	-13,83%
FORMA	0,030610	72,74%	0,011857	91,16%
GRUPO C	-0,000164	-0,39%	0,006451	49,60%
PARTE C	0,008602	20,44%	0,017243	132,57%
REGION	-0,000166	-0,39%	-0,011498	-88,40%
REGIMEN	0,000103	0,24%	0,052077	400,40%
TURNO	-0,000017	-0,04%	-0,000748	-5,75%
CONTRATO	0,000192	0,46%	-0,016135	-124,05%
LUGAR	0,000189	0,45%	-0,002449	-18,83%
TIPO	-0,000002	-0,01%	0,045978	353,51%
GRAVE	-0,000013	-0,03%	-0,038703	-297,57%
HABITUAL	0,000012	0,03%	-0,024274	-186,63%
HOSP	-0,000004	-0,01%	-0,001024	-7,87%
SEXO	-0,000131	-0,31%	0,000542	4,16%
DIAS DE BAJA	0,002779	6,60%	0,027310	209,98%
HORA TRABAJADA	0,000233	0,55%	-0,003739	-28,75%
INDEMNIZACION	-0,000104	-0,25%	0,023890	183,68%
PLANTILLA	0,000021	0,05%	-0,000208	-1,60%
EDAD	0,000017	0,04%	-0,015501	-119,18%
C	-		-0,049429	-380,04%
TOTAL	0,042081		0,013006	

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

Bibliografía

Allen, S. G. (1981a): "An empirical model of work attendance", *Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 77-87.

Allen, S. G. (1981b): "Compensation, safety and absenteeism: evidence from the paper industry", *Industrial and Labor Relations Review*, 34, pp. 207-218.

Allen, S. G. (1984): "Trade unions, absenteeism, and exit voice", *Industrial and Labor Relations Review*, 37, pp.331-345.

Amuedo-Dorantes, C. (2002): "Work safety in the context of temporary employment: the Spanish experience", *Industrial and Labor Relations Review*, 55(2), pp. 262-272.

Arai, M. y Thoursie, P.S. (2005): "Incentives and selection in cyclical absenteeism". *Labour Economics*, 12, pp. 269-280.

Barmby, T. A. y Treble, J. G. (1989): "A note on absenteeism", *British Journal of Industrial Relations*, 27 (1), pp. 155-158.

Barmby, T. A., Orme, C. D. y Treble, J. G. (1991): "Worker absenteeism: an analysis using micro data", *Economic Journal*, 101, pp. 214-229.

Barmby, T.A. y Treble, J. G. (1991): "Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant", *Applied Economics*, 23, pp. 161-166.

Barmby, T. A., Sessions, J. G. y Treble, J. G. (1994): "Absenteeism, efficiency wages and shirking", *Scandinavian Journal of Economics*, 96 (4), pp. 561-566.

Barmby, T. A., Orme, C. D. y Treble, J. G. (1995): "Worker absence histories: a panel data study", *Labour Economics*, 2, pp. 53-65.

Barmby, T. A., Bojke, C. y Treble, J. G. (1997): "Worker absenteeism: a note on the effect of contract structure", *Australian Journal of Labour Economics*, 1 (2), pp. 97-102.

Barmby, T., Nolan, M. y Winkelmann, R. (2001): "Contracted workdays and absence", *Manchester School*, 69 (3), pp. 269-275.

- Barmby, T. A., Ercolani, M.G. y Treble, J. G. (2002): "Sickness absence: an international comparison", *Economic Journal*, 112, pp. 315-331.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- Bolduc, B., Fortin, B., Labrecque, F. y Lanoie P. (2001): "Workers' compensation, moral hazard, and the composition of workplace injuries", *Journal of Human Resources*, 37(3), pp. 623-652.
- Bridges, S. and Mumford, K. (2001): "Absenteeism in the UK: a comparison across genders", *Manchester School*, 69, pp. 276-284.
- Brown, S. (1994): "Dynamic implications of absence behaviour", *Applied Economics*, 26, pp. 1163-1175.
- Brown, S. y Sessions, J. G. (1996): "The economics of absence: theory and evidence", *Journal of Economic Surveys*, 10 (1), pp. 23-53.
- 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.
- Campolieti, M. y Hyatt, D. E. (2006): "Further evidence on the "Monday effect" in workers' compensation", *Industrial and Labor Relations Review*, 59(3), pp. 438-450.
- Card, D. y McCall, B. P. (1996): "Is workers' compensation covering uninsured medical cost? Evidence from the "monday effect"", *Industrial and Labor Relations Review*, 49(4), pp. 690-706.
- Coles, M. G. y Treble, J. G. (1993): "The price of worker reliability", *Economics Letters*, 41, pp. 149-155.
- Coles, M. G. y Treble, J. G. (1996): "Calculating the price of worker reliability", *Labour Economics*, 3, pp. 169-188.

- Davia, M. A. y Hernanz, V. (2002): "Temporary employment and segmentation in the Spanish labour market: an empirical analysis through the study of wage differentials". *FEDEA Working Papers* 2002-06.
- Dionne, G. y St-Michel, P. (1991): "Workers' compensation and moral hazard", *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 236-244
- Doherty, N. A. (1979): "National insurance and absence from work", *Economic Journal*, 89, pp. 50-65.
- Drago, R. y Wooden, M. (1992): "The determinants of labor absence: economic factors and workgroup norms across countries", *Industrial and Labor Relations Review*, 45, pp. 764-778.
- Dunn, L. F. y Youngblood, S. A., (1986): "Absenteeism as a mechanism for approaching an optimal labor market equilibrium: an empirical study", *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 668-674.
- Ehrenberg, R. G. (1970): "Absenteeism and the overtime decision", *American Economic Review*, 60 (3), pp. 352-357.
- Even, W. E. y Macpherson, D. A. (1990): "Plant size and the decline of unionism". *Economic letters* 32, pp. 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, pp. 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, pp. 421-458.
- Frankel, E. (1921): "Labor absenteeism", *Journal of Political Economy*, 29 (6), 487-499.

- Frick, B. and Malo, M.A. (2005): "Labour market institutions and individual absenteeism in the European Union: the relative importance of sickness benefit systems and employment protection legislation", *mimeo*, Universität Witten-Herdecke.
- García-Serrano, C. y Malo, M. A. (2004): "Absenteeism, exit-voice, and collective bargaining", *mimeo*.
- Guadalupe, M. (2003): "The hidden cost of fixed term contracts: the impact on work accidents", *Labour Economics*, 10, pp. 339-357.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- Hernanz, V. y Toharia, L. (2005): "Do temporary contracts increase work accidents? A microeconomic comparison between Italy and Spain", *Labour*, 20(3), pp. 475-504.
- Ichino, A. y Moretti, E. (2006): "Biological gender differences, absenteeism and the earning gap", *mimeo*.
- Ichino, A. and 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*, 3 (1), pp. 120-143.
- Jimeno, J.F. y Toharia, L. (1996): "Effort, absenteeism, and fixed term employment contracts", *Revista Española de Economía*, 13 (1), pp. 105-119.
- Kenyon, P. and Dawkins, P. (1989): "A time series analysis of labour absence in Australia", *Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 232-239.
- Leigh, J.P. (1983): "Sex differences in absenteeism", *Industrial Relations*, 22 (3), pp. 349-361.
- Leigh, J.P. (1984): "Unionization and absenteeism", *Applied Economics*, 16, 147-157.
- Leigh, J.P. (1985): "The effects of unemployment and business cycle on absenteeism", *Journal of Economics and Business*, 37, pp. 159-170.
- 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, pp. 115-120
- Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- Oaxaca, R. and Ransom, M. (1999): "Identification in detailed wage decompositions," *Review of Economics and Estatistics*, 81(1), pp. 154-157.
- Paringer L. (1983): "Women and absenteeism: health or economics", *American Economic Review*, 73 (2), pp. 123-127.
- Shapiro, S. A. (2000): "Occupational safety and health regulation", *Encyclopedia of Law and Economics*, Cheltenham, Edward Elgar, 5540, pp. 596-625.
- Smith, R. S. (1990): *Mostly on monday: is workers' compensation covering off-the-job injuries?*, Philip S. Borba and David Appel (eds.), Benefits, Costs, and Cycles in Workers' Compensation. (Boston: Kluwer Academic Publishers),
- VandenHeuvel, A. y Wooden, M. (1995): "Do explanations of absenteeism differ for men and women?", *Human Relations*, 48 (11), pp. 1309-1329.
- Vernon, H. M. (1977): *Industria Fatigue and Efficiency*, New York, Arno Press. (Original published in London by George Routledge & Sons, 1921).
- Vistnes, J.P. (1997): "Gender differences in days lost from work due to illness", *Industrial and Labor Relations Review*, 50, pp. 304-323.
- Weiss, A. (1985): "Absenteeism and wages", *Economics Letters*, 19, pp. 277-279.
- Winkler, D. R. (1980): "The effects of sick-leave policy on teacher absenteeism", *Industrial and Labor Relations Review*, 33, pp. 232-240.
- Yun, M. (2004): "Decomposing differences in the first moment", *Economics Letters*, 82, pp. 275-280
- Yun, M. (2005): "Normalized equation and decomposition analysis: computation and inference". *IZA Discussion Paper*, 1822, Tulane University.