

GENERO, ESFUERZO Y RIESGO MORAL: UN ANALISIS COMPARADO ENTRE 1995 Y 2002

Ángel Martín-Román

angellm@eco.uva.es

Alfonso Moral de Blas

amoral@eco.uva.es

Fundamentos del Análisis Económico

Fac. CC. Sociales, Jurídicas y de la Comunicación

Universidad de Valladolid

Resumen:

Uno de los temas más recurrentes en el campo del absentismo laboral, y por ende dentro de la economía laboral, es la cuestión del esfuerzo en el puesto de trabajo y los factores que lo determinan. El presente trabajo investiga la diferencia de esfuerzo entre hombres y mujeres desde una perspectiva regional. Es conocido que la cuestión del género del trabajador juega un papel relevante en este tipo de tratamientos, no obstante, la investigación para el caso español no es muy extensa. Para el análisis se emplean microdatos que provienen de la Estadística de Accidentes de Trabajo (EAT), elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS). En lo que respecta a la metodología, se emplea una generalización de la descomposición Oaxaca-Blinder para modelos no lineales, donde además se tiene en cuenta el posible sesgo de selección muestral. Para finalizar, el trabajo se amplía desde una doble perspectiva, de un lado se establece una comparación entre los componentes injustificados obtenidos y los de otras investigaciones similares, para establecer la posible correlación entre discriminación salarial y nivel de esfuerzo. De otro, se analiza la evolución temporal de los distintos efectos a través de la comparación de los resultados en 1995 y 2002 respectivamente.

Palabras clave: absentismo, riesgo moral, genero, descomposición no lineal.

Códigos JEL: j16, j28.

1. INTRODUCCIÓN.

Uno de los aspectos más relevantes de la siniestralidad laboral quizá sea el importante monto económico que ocasiona. Krueger (1990) afirma que en un año típico en los Estados Unidos, se pierden más de cincuenta veces jornadas laborales por motivo de los accidentes laborales que por las huelgas. En esta misma línea, un informe sindical realizado para el caso español (CC.OO., 2004) establece que el coste de los accidentes laborales en España ascendió a 11.988 millones de euros de 2002, lo que significa un 1,72% del Producto Interior Bruto de dicho año 2002.

Otro aspecto importante de la siniestralidad lo constituyen los problemas de riesgo moral que ocasiona la regulación de la seguridad y salud laboral (Shapiro, 2000). Fortin y Lanoie (2001) señalan hasta cinco tipos de riesgo moral relativos al seguro por accidente laboral. En primer lugar, el riesgo moral de lesión *ex ante* que consiste en la toma de menores precauciones por parte de los trabajadores debido a que el seguro provee con ingresos al trabajador en caso de accidente. En segundo lugar, riesgo moral de causalidad *ex ante* que surge porque en ocasiones es difícil identificar que accidentes se han producido realmente en el trabajo. En tercer lugar existe el riesgo moral de duración *ex post* que provoca que las bajas laborales se prolonguen de forma injustificada. En cuarto lugar está el riesgo moral de sustitución de seguros que puede generar incentivos en los trabajadores para sustituir el seguro por desempleo menos generoso por el de accidente laboral más generoso. Por último un trabajador en ocasiones tiene cierta capacidad discrecional para reportar un accidente y dejar de trabajar o alternativamente seguir trabajando. El interés de este trabajo reside en el segundo y quinto tipo de riesgo moral. Concretamente se compara la intensidad con que se producen posibles situaciones de riesgo moral entre los varones y las mujeres en las diferentes Comunidades Autónomas españolas.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. El apartado 2 revisa la literatura sobre riesgo moral y esfuerzo. El apartado 3 se dedica al estudio de los datos y la metodología empleada en el trabajo. En el apartado 4 se detallan los resultados del análisis econométrico,

analiza como han evolucionado entre 1995 y 2002, y los compara con otros estudios similares. Por último, el apartado 5 recoge las conclusiones fundamentales del trabajo.

2. RIESGO MORAL Y ESFUERZO.

La literatura económica suele medir el esfuerzo ejercido por los trabajadores mediante datos relativos al absentismo de los trabajadores. 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). Llegados a este punto 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). Una 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).

Entre los acercamientos teóricos al problema predominan los estudios que destacan factores de oferta. El enfoque más empleado se basa en variaciones del modelo de elección entre consumo y ocio (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). El trabajo de Fortin y Lanoie (2001) resume 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. Sin embargo, en España la legislación es 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).

3.-DATOS Y METODOLOGIA:

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), 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 varones y mujeres.

3.1.-Datos:

Siempre que se produce un accidente laboral que supone baja, es preceptiva la remisión del parte correspondiente al Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS). Este documento proporciona

también 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 estas partes proporciona una base de microdatos que permite elaborar la Estadística de Accidentes de Trabajo.

Para este análisis se emplean los datos procedentes de los accidentes laborales ocurridos en los años 1995 y 2002, aunque depurados de los posibles errores producidos en el registro de los mismos. El primer ajuste se debe a los accidentes que carecen de parte de alta. Según información suministrada por la Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales, existe cerca de un 15% de accidentes al año donde no se registran los partes de alta y a los que se asigna una duración media determinada. Estos datos se eliminan de la muestra mediante la selección de aquellos cuya causa de alta es la curación del individuo. También se eliminan aquellos que no suponen ningún día de ausencia del puesto de trabajo o los que no codifican el año de nacimiento del individuo.

Como se ha explicado antes, la variable dependiente mide la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico. La calificación de un accidente como de difícil diagnóstico se realiza en base a la variable tipo de lesión y se concreta en aquellos siniestros recogidos bajo los epígrafes de lumbalgias, esguinces y torceduras. Finalmente, parte del análisis econométrico centra su estudio en los accidentados de empresas de 10 o más trabajadores. Esta desagregación se realiza mediante la variable plantilla y tiene por objeto comparar los resultados con el trabajo de Aláez y Ullibarrí (2000) que se centra en los asalariados de esas empresas. No obstante, también parece interesante analizar si el subgrupo de grandes empresas presenta algún comportamiento diferencial.

3.2.-Metodología:

El propósito del presente trabajo es determinar si existen diferencias en los accidentes de difícil diagnóstico reportados por hombres y mujeres, y en que medida esas diferencias se encuentran

justificadas por los regresores del modelo o son debidas a posibles situaciones de riesgo moral. Para ello se sigue un acercamiento progresivo al problema que económicamente se concreta en los siguientes pasos.

En primer lugar se realiza un test de igualdad de proporciones, que determina si es legítimo estudiar de forma diferenciada a los hombres y mujeres accidentados. A partir de aquí, se estiman las probabilidades de reportar un accidente de difícil diagnóstico a través de un próbit sobre el conjunto de datos, y sobre el grupo de empresas más grandes, donde se introduce la variable varón como explicativa. El hecho de que los datos solo se refieran a trabajadores accidentados 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 reportan hombres y mujeres 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:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 = [\overline{f(X_1B_1)} - \overline{f(X_2B_1)}] + [\overline{f(X_2B_1)} - \overline{f(X_2B_2)}] \quad (1)$$

El primer sumando de la parte derecha de la expresión (1) respondería a la diferencia justificada por las características de cada grupo, mientras que el segundo refleja la diferencia injustificada, o debida al distinto rendimiento de esas características. A partir de esa descomposición conjunta, Yun (2004) propone calcular la contribución de cada variable de la siguiente manera¹:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 = \sum_{i=1}^T W_{?X}^i [\overline{f(X_1B_1)} - \overline{f(X_2B_1)}] + \sum_{i=1}^T W_{?B}^i [\overline{f(X_2B_1)} - \overline{f(X_2B_2)}] \quad (2)$$

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).

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

4.-RESULTADOS:

Los cuadros 1 y 2 muestran claramente que la proporción de accidentes de difícil diagnóstico es muy superior en el colectivo femenino que en el masculino. Ese resultado se repite en los dos años estudiados y en todas comunidades autónomas, y se mantiene en las empresas de mayor tamaño. El aspecto más interesante surge del sensible incremento de esa proporción entre 1995 y 2002 (superior al 20%), los varones pasan de valores en torno al 40% a superar claramente el 50%, mientras las mujeres que superaban el 30%, ahora se sitúan por encima del 40% en todas las regiones. Lo que no cambia demasiado es la divergencia entre géneros, que se mantiene en los dos años cercana a los 10 puntos porcentuales aunque con diferencias entre las distintas comunidades autónomas.

Insertar cuadros 1 y 2

El test de igualdad de proporciones corrobora claramente estos resultados. Se puede comprobar como el estadístico Z presenta valores muy elevados para todas las comunidades autónomas. Este resultado indica que la diferencia de proporciones es claramente distinta de cero para todas regiones. Únicamente cuando se estudian las empresas más grandes en 1995 encontramos algún problema en Extremadura y La Rioja. Aunque este resultado puede ser consecuencia del reducido número de datos de que se dispone en el caso de las mujeres accidentadas de estas dos Comunidades Autónomas.

La segunda fase del estudio profundiza en esas diferencias mediante la estimación de un modelo probit. Así se comprueba la importancia del grupo poblacional cuando se controla simultáneamente por otras características. Se estima la proporción de accidentes de difícil diagnóstico con la variable varón (toma el valor 1 si el accidentado es varón y 0 en caso contrario) y con otros regresores que indican características personales, laborales y ciertos aspectos referidos al accidente, en total cerca de 80 variables explicativas. Sin entrar en más detalles,

conviene decir que el *Pseudo R*² generalmente supera el 30%, resultado que puede considerarse aceptable al trabajar con microdatos.²

Insertar cuadro 3

El cuadro 3 recoge los resultados de estas estimaciones en los dos años estudiados, para todas las comunidades autónomas, para el total de accidentados y para las empresas de 10 o más trabajadores. El cuadro recoge el efecto que provoca la variable varón sobre la probabilidad de reportar un accidente de difícil diagnóstico. Se comprueba que la variable varón mantiene su significación de forma generalizada, únicamente Asturias, Cantabria, Extremadura, y La Rioja, presentan algún problema, especialmente en el caso de la regresión para las empresas de mayor tamaño. Pero, como se ha mencionado previamente, este resultado puede estar causado por el reducido número de grados de libertad de estas Comunidades Autónomas.

La variable varón suele presentar un signo negativo que refleja la menor proporción de accidentes de difícil diagnóstico que reportan los varones (únicamente Extremadura y Navarra presenta un valor positivo, aunque no significativo, en 1995 y Cantabria en 2002, y siempre en el caso de las empresas más grandes). Por lo tanto, el hecho de ser varón reduce, de forma significativa, la probabilidad de presentar un accidente de difícil diagnóstico. Esta reducción se sitúa en torno a los cinco puntos porcentuales, pero casi alcanza los 7 puntos en 1995 para de Castilla y León y Cantabria, y 6 en el caso de Baleares, Aragón y Murcia. En 2002 se mantienen los resultados para Castilla y León y Aragón a los que hay que añadir también Asturias y Navarra. En el otro extremo nos encontramos en 1995 con Asturias que solo afecta en 3 puntos porcentuales, sin embargo son Cantabria y Galicia las que menos se ven afectadas en el año 2002.

Los resultados anteriores constatan un comportamiento diferencial entre varones y mujeres, pero no tiene porque indicar la presencia de una situación de riesgo moral. La última fase de este

² Para cualquier aclaración o consulta sobre las regresiones realizadas pueden ponerse en contacto con los autores.

trabajo pretende determinar si esas diferencias se justifican por las distintas características que presentan los grupos analizados, o si por el contrario es consecuencia de la distinta repercusión de esas características. Solo en este último caso, cuando las características de cada grupo afectan de forma diferente sobre la probabilidad de reportar accidentes de difícil diagnóstico, podríamos estar ante situaciones de riesgo moral³.

Ahora solo se analiza el grupo de empresas de mayor tamaño. Esto se debe, por un lado, a que se pretende comparar los resultados con los obtenidos en el trabajo de Aláez y Ullibarri (2000), y por otro a que no se han apreciado diferencias sensibles entre este grupo y el total de trabajadores accidentados. Se realizan, para cada año y cada Comunidad Autónoma, dos probit, uno para mujeres y otro para hombres, para descomponer la diferencia de proporciones existente en dos partes, la justificada por los regresores del modelo y la no justificada. El hecho de realizar regresiones de forma separada para hombres y mujeres introduce de nuevo la posibilidad de que surja un sesgo de selección. Para solucionar este problema inicialmente se aplicó un probit con selección⁴, pero en gran parte de las regiones esa selección no resultaba significativa y en las que resulto significativa no modificaba excesivamente los resultados. Por esta razón se optó por simplificar el análisis mediante la aplicación de un modelo probit convencional.

Insertar cuadro 4

La descomposición no lineal se incluye en el cuadro 4. Se aprecia como las características de cada grupo explican la mayor parte de las diferencias en la proporción de accidentes de difícil diagnóstico, aunque existe un porcentaje de esas diferencias que puede estar asociado a situaciones de riesgo moral. Si prescindimos de las regiones que han presentado resultados anómalos en regresiones previas por las razones que ya se han apuntado, se aprecia un componente injustificado que, en 1995, varía desde el 13% en Andalucía, hasta más del 40% en

³ Un razonamiento similar para el caso de discriminación salarial se puede encontrar en el trabajo de Motellón y López-Bazo (2005).

⁴ Esta forma de analizar la selección se aplica en el trabajo de Davia y Herranz (2002) y Herranz y Toharia (2004).

Aragón, Baleares o Castilla y León. En 2002 se aprecia una reducción de los componentes injustificados que oscilan entre el 9% de Castilla la Mancha y el 30% de Castilla y León.

La descomposición detallada recogida en los cuadros 5 y 6 permite determinar los factores más influyentes en cada uno de los efectos. Para resumir los resultados, en lugar de analizar cada variable independientemente, estas se agrupan en grupos homogéneos. Se definen cuatro grupos, el de características personales lo forman la edad, la antigüedad, las características del contrato, la ocupación y el grupo de cotización. El grupo de características de la empresa incluye la rama de actividad y el régimen de la Seguridad Social. El tercer grupo es el de las variables temporales constituido aquellas que indican el día y la hora en que se ha producido el accidente. Y el grupo de las características del accidente, incluye las variables que describen propiamente el accidente además de las referidas a la asistencia y diagnóstico del accidentado.

Insertar cuadros 5 y 6

Los resultados de la descomposición detallada aparecen en los cuadros 5 y 6. Se observa que la gran mayoría de los componentes justificados se deben a las características propias de accidente en los dos años y en todas las Comunidades Autónomas. También se observa que las características personales y de la empresa suelen completar el resto del componente justificado, aunque este resultado ya no es tan general ni en el tamaño ni en el signo. Finalmente, se constata la poca influencia de las variables temporales a la hora de explicar las diferencias de género.

El trabajo termina con la comparación de los resultados obtenidos en este trabajo con los del trabajo de Aláez y Ullibarri (2000), que se centran en la discriminación salarial desde una perspectiva regional para el mismo año y también para las empresas de 10 o más trabajadores. En el cuadro 7 aparecen los componentes injustificados de los dos trabajos. En las dos primeras columnas aparece el componente injustificado de nuestra descomposición para 1995 y 2002, como medida de un cierto comportamiento diferencial entre hombres y mujeres, y en la tercera

aparece el porcentaje no explicado de la brecha salarial existente entre hombres y mujeres para todas las Comunidades Autónomas.

Insertar cuadro 7

Se aprecia que los porcentajes no justificados complementan siempre los resultados del componente justificado. Este hecho indica que los regresores del modelo explicarían una diferencia sensiblemente menor a la observada. También se comprueba que estos componentes injustificados son sensiblemente superiores en porcentaje para el caso de las diferencias salariales, y también suelen ser menores en 2002 que en 1995. Por su parte, cuando se analizan los componentes para cada región, no se aprecia ningún tipo de correlación entre los resultados de los dos trabajos sometidos a comparación. El coeficiente de correlación habitual se sitúa en torno al -0.25 y el coeficiente de rangos de Spearman no encuentra ninguna relación significativa entre ambas distribuciones.

Simon et al (2005) realizan otro trabajo sobre diferencias salariales donde se constata una reducción del diferencial salarial entre hombres y mujeres para el periodo 1995-2002. Esta reducción también podía estar en consonancia con la disminución sufrida por el componente injustificado que se ha obtenido en este trabajo para esos dos mismos años. Por su parte, Motellón y López Bazo (2005) analizan, también para 1995 y con una metodología similar, la posible discriminación que existe en el acceso a un trabajo indefinido por parte de las mujeres. Los resultados muestran un componente injustificado cercano al 25% que se muestra acorde con los resultados obtenidos en este trabajo.

5.-CONCLUSIONES:

La frecuente asociación entre diferencias salariales injustificadas y discriminación puede servir como punto de partida para otros análisis de género con interpretaciones similares. Concretamente, este trabajo pretende relacionar las diferencias injustificadas en el porcentaje de

accidentes de difícil diagnóstico que reportan hombres y mujeres, con posibles situaciones de riesgo moral.

Los resultados muestran que, incluso después de controlar por distintas características personales, laborales y propias del accidente, se sigue manteniendo una gran diferencia en la proporción de dichos accidentes, y que no existen variaciones significativas cuando se analizan distintos tamaños de empresa.

La descomposición pone de manifiesto que las propias características del grupo de mujeres trabajadoras les hacen más propensas a sufrir accidentes de difícil diagnóstico, y que esto explicaría la mayor parte de las diferencias observadas. Pero también se identifican posibles situaciones de riesgo moral derivadas del distinto impacto que tienen sobre el modelo las variables analizadas y que se han visto en cierta medida atenuadas entre 1995 y 2002. Finalmente se constata, a partir de la descomposición detallada, que son las características propias del accidente las que contribuyen en mayor medida a explicar esas diferencias.

La comparación de este trabajo con otros similares proporciona una nueva visión que permite avanzar en nuestras conclusiones. Se corrobora que las características de cada grupo explicarían, de forma general, unas diferencias sensiblemente menores entre los dos colectivos. Por su parte, los componentes injustificados, aunque de mayor magnitud en el caso de la discriminación salarial, se han visto en cierta medida controlados entre 1995 y 2002.

BIBLIOGRAFÍA

Alaez, R. y Urribarri, M. (2000): 'Discriminación Salarial por Sexo: un Análisis del Sector Privado y sus Diferencias Regionales en España'. ICE Tribuna Económica 789, diciembre 2000-enero 2001, 117-138.

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

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

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

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

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

Barmby, T. A. y Treble, J. G. (1989): 'A note on absenteeism', *British Journal of Industrial Relations*, 27 (1), 155-158.

Barmby, T. A., Orme, C. D. y Treble, J. G. (1991): 'Worker absenteeism: an analysis using micro data', *Economic Journal*, 101, 214-229.

Barmby, T.A. y Treble, J. G. (1991): 'Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant', *Applied Economics*, 23, 161-166.

Barmby, T. A., Sessions, J. G. y Treble, J. G. (1994): 'Absenteeism, efficiency wages and shirking', *Scandinavian Journal of Economics*, 96 (4), 561-566.

Barmby, T. A., Orme, C. D. y Treble, J. G. (1995): 'Worker absence histories: a panel data study', *Labour Economics*, 2, 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), 97-102.

Barmby, T., Nolan, M. y Winkelmann, R. (2001): 'Contracted workdays and absence', *Manchester School*, 69 (3), 269-275.

Barmby, T. A., Ercolani, M.G. y Treble, J. G. (2002): 'Sickness absence: an international comparison', *Economic Journal*, 112, 315-331.

Blinder, A. S. (1973): 'Wage discrimination: reduced form and structural estimates', *Journal of Human Resources*, 8, 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), 623-652.

Bridges, S. and Mumford, K. (2001): 'Absenteeism in the UK: a comparison across genders', *Manchester School*, 69, 276-284.

Brown, S. (1994): 'Dynamic implications of absence behaviour', *Applied Economics*, 26, 1163-1175.

Brown, S. y Sessions, J. G. (1996): 'The economics of absence: theory and evidence', *Journal of Economic Surveys*, 10 (1), 23-53.

Butler, R. J., 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, 73-87.

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), 690-706.

CC.OO. (2004): 'Aproximación a los costes de la siniestralidad laboral en España', Informe de la Secretaria Confederal de Medio Ambiente y Salud Laboral.

Coles, M. G. y Treble, J. G. (1993): 'The price of worker reliability', *Economics Letters*, 41, 149-155.

Coles, M. G. y Treble, J. G. (1996): 'Calculating the price of worker reliability', *Labour Economics*, 3, 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, 236-244

Doherty, N. A. (1979): 'National insurance and absence from work', *Economic Journal*, 89, 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, 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, 668-674.

Ehrenberg, R. G. (1970): 'Absenteeism and the overtime decision', *American Economic Review*, 60 (3), 352-357.

- Even, W. E. y Macpherson, D. A. (1990): 'Plant size and the decline of unionism'. *Economic letters* 32, 393-398
- Fairlei, R. W. (1999): 'The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment'. *Journal of Labor Economics*, 17, 80-108.
- Fairlei, R. W. (2003): 'An extension of the Oaxaca-Blinder decomposition technique to Logit and Probit models'. Working Paper, Economic Growth Center, Yale University.
- Fortin, B. y Lanoie, P. (2001): 'Incentive effects of workers' compensation insurance: a survey', *Handbook of Insurance*, Springer, 421-458.
- 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, 339-357.
- Heckman, J. (1979): 'Sample Selection Bias as a Specification Error'. *Econometrika*, volumen 47, nº 1, 153-161.
- Hernanz, V. y Toharia, L. (2004): 'Do temporary contracts increase work accidents? A microeconomic comparison between Italy and Spain', FEDEA Working Papers, 2004-02.
- 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), 120-143.
- Jimeno, J.F. y Toharia, L. (1996): 'Effort, absenteeism, and fixed term employment contracts', *Revista Española de Economía*, 13 (1), 105-119.
- Kenyon, P. and Dawkins, P. (1989): 'A time series analysis of labour absence in Australia', *Review of Economics and Statistics*, 71, 232-239.

- Krueger, A. B. (1990): 'Workers' compensation insurance and the duration of workplace injuries', NBER Working Paper Series, 3253.
- Leigh, J.P. (1983): 'Sex differences in absenteeism', *Industrial Relations*, 22 (3), 349-361.
- Leigh, J.P. (1984): 'Unionization and absenteeism', *Applied Economics*, 16, 147-157.
- Leigh, J.P. (1985): 'The effects of unemployment and business cycle on absenteeism', *Journal of Economics and Business*, 37, 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 and detailed decomposition in a logit model". *Economic Letters* 61, 115-120
- Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, R. and Ransom, M. (1999): "Identification in detailed wage decompositions," *Review of Economics and Statistics*, 81:1, 154-157
- Paringer L. (1983): 'Women and absenteeism: health or economics', *American Economic Review*, 73 (2), 123-127.
- Shapiro, S. A. (2000): 'Occupational safety and health regulation', *Encyclopedia of Law and Economics*, Cheltenham, Edward Elgar, 5540, 596-625.
- Simón, H., Ramos, R. y Sanromá, E.: '¿Nadar a favor o contra la corriente? Cambios en la estructura salarial y diferencias salariales por género en España'. *Actas VI Jornadas de Economía Laboral*, Alicante.
- Smith, R. S. (1990): 'Mostly on modays: is workers' compensation covering off-the-job injuries?', in: 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), 1309-1329.
- Vistnes, J.P. (1997): 'Gender differences in days lost from work due to illness', *Industrial and Labor Relations Review*, 50, 304-323.
- Weiss, A. (1985): 'Absenteeism and wages', *Economics Letters*, 19, 277-279.

Winkler, D. R. (1980): 'The effects of sick-leave policy on teacher absenteeism', *Industrial and Labor Relations Review*, 33, 232-240.

Yun, M. (2004): 'Decomposing differences in the first moment', *Economics Letters*, 82, 275-280

Yun, M. (2005): 'Normalized equation and decomposition analysis: computation and inference'. IZA Discussion Paper, 1822, Tulane University.

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

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

$$y \quad u_1 = v_1 = 0$$

Cuadro 1: Descriptivos y Test de Igualdad de Proporciones. Año 1995

		TOTAL			EMPRESAS GRANDES		
		OBS.	MEDIA	Z	OBS.	MEDIA	Z
Andalucía	M	9342	0.438	18.72	6069	0.446	13.70
	H	56071	0.338		31821	0,354	
Aragón	M	2254	0.424	11.83	1527	0.430	9.88
	H	13385	0.299		8958	0.302	
Asturias	M	1549	0.436	11.85	831	0.430	8.76
	H	18214	0.292		14499	0.287	
Baleares	M	3219	0.462	9.07	2035	0.469	7.40
	H	12188	0.374		7390	0.378	
Canarias	M	3758	0.433	14.81	2666	0.438	11.34
	H	16229	0.307		10881	0.321	
Cantabria	M	784	0.474	7.41	575	0.496	6.89
	H	5161	0.338		3828	0.347	
Castilla L	M	2595	0.472	17.17	1686	0.484	15.18
	H	21996	0.305		14442	0.302	
Castilla M	M	1941	0.442	10.4	1298	0.445	7.99
	H	14687	0.322		8246	0.332	
Cataluña	M	18656	0.446	26.55	12646	0.459	21.47
	H	94616	0.344		61378	0.358	
Valencia	M	9948	0.475	21.72	6250	0.471	14.91
	H	58197	0.361		35570	0.372	
Extremadura	M	751	0.433	5.42	380	0.402	1.92
	H	6335	0.333		2770	0.350	
Galicia	M	2793	0.397	13.40	2067	0.402	10.83
	H	21974	0.275		14464	0.286	
Madrid	M	10336	0.519	28.84	6086	0.519	20.40
	H	45487	0.365		26776	0.377	
Murcia	M	3706	0.491	13.56	2749	0.492	10.66
	H	1438	0.368		8970	0.378	
Navarra	M	958	0.400	4.87	608	0.403	3.32
	H	7580	0.321		5004	0.335	
País Vasco	M	3902	0.505	18.06	2571	0.508	14.23
	H	28687	0.356		19175	0.362	
Rioja	M	474	0.416	3.05	272	0.386	1.18
	H	3079	0.344		1869	0.349	

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

Cuadro 2: Descriptivos y Test de Igualdad de Proporciones. Año 2002

		TOTAL			EMPRESAS GRANDES		
		OBS.	MEDIA	Z	OBS.	MEDIA	Z
Andalucía	M	18842	0,530	25,75	13708	0,535	20,45
	H	90908	0,428		62285	0,438	
Aragón	M	3300	0,534	13,36	2649	0,555	13,08
	H	12413	0,404		9203	0,412	
Asturias	M	2014	0,554	11,67	1496	0,559	10,52
	H	10707	0,413		8294	0,412	
Balears	M	4872	0,577	10,84	2885	0,581	7,07
	H	16343	0,488		9357	0,505	
Canarias	M	7465	0,482	17,00	6282	0,483	14,89
	H	25551	0,373		20594	0,378	
Cantabria	M	1364	0,533	6,08	1093	0,542	5,43
	H	6718	0,443		5276	0,452	
Castilla L	M	5210	0,560	17,79	3423	0,572	15,21
	H	26571	0,426		17471	0,430	
Castilla M	M	3767	0,561	14,66	2289	0,572	11,43
	H	19107	0,431		10446	0,440	
Cataluña	M	29820	0,543	32,93	19151	0,555	26,72
	H	103162	0,435		64443	0,445	
Valencia	M	15446	0,581	25,10	12179	0,592	22,02
	H	68627	0,469		50907	0,481	
Extremadura	M	1586	0,579	9,56	928	0,593	7,11
	H	8975	0,449		4703	0,465	
Galicia	M	5469	0,480	13,51	4221	0,492	11,88
	H	27345	0,382		19189	0,392	
Madrid	M	21648	0,594	33,47	13259	0,596	24,07
	H	67120	0,463		38849	0,475	
Murcia	M	4027	0,544	11,35	2660	0,548	8,72
	H	16558	0,444		9935	0,453	
Navarra	M	1727	0,535	9,30	1200	0,539	7,44
	H	8137	0,413		5672	0,422	
País Vasco	M	6227	0,592	18,10	4032	0,602	15,08
	H	31258	0,466		21782	0,473	
Rioja	M	814	0,543	5,72	510	0,539	4,05
	H	3509	0,432		2249	0,440	

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

Cuadro 3: Resultados de la variable VARON: Estimación PROBIT.

	TOTAL		EMPRESAS GRANDES	
	1995	2002	1995	2002
Andalucía	-0.045 (0.007)	-0,038 (0,006)	-0.037 (0.009)	-0,034 (0,007)
Aragón	-0.056 (0.015)	-0,049 (0,015)	-0.058 (0.018)	-0,066 (0,017)
Asturias	-0.030 (0.017)	-0,062 (0,019)	-0.018 (0.022)	-0,060 (0,022)
Baleares	-0.056 (0.014)	-0,043 (0,012)	-0.051 (0.018)	-0,032 (0,016)
Canarias	-0.046 (0.011)	-0,047 (0,009)	-0.029 (0.014)	-0,044 (0,010)
Cantabria	-0.069 (0.027)	-0,021 (0,023)	-0.055 (0.033)	0,013 (0,025)
Castilla L	-0.065 (0.013)	-0,064 (0,011)	-0.080 (0.017)	-0,063 (0,014)
Castilla M	-0.050 (0.015)	-0,037 (0,013)	-0.055 (0.020)	-0,034 (0,016)
Cataluña	-0.041 (0.005)	-0,040 (0,005)	-0.037 (0.006)	-0,045 (0,006)
Valencia	-0.048 (0.007)	-0,039 (0,006)	-0.027 (0.009)	-0,039 (0,007)
Extremadura	-0.040 (0.025)	-0,044 (0,020)	0.008 (0.035)	-0,041 (0,028)
Galicia	-0.033 (0.011)	-0,026 (0,010)	-0.027 (0.014)	-0,019 (0,011)
Madrid	-0.053 (0.007)	-0,034 (0,006)	-0.038 (0.010)	-0,031 (0,007)
Murcia	-0.057 (0.012)	-0,030 (0,012)	-0.056 (0.014)	-0,027 (0,015)
Navarra	-0.024 (0.023)	-0,045 (0,021)	0.011 (0.029)	-0,060 (0,025)
País Vasco	-0.054 (0.012)	-0,035 (0,011)	-0.038 (0.015)	-0,041 (0,013)
Rioja	-0.031 (0.033)	-0,054 (0,030)	-0.024 (0.046)	-0,036 (0,037)

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

*Entre paréntesis aparecen las desviaciones.

Cuadro 4: Descomposición no Lineal.

	1995			2002		
	DIF	%JUS	%INJUS	DIF	%JUS	%INJUS
Andalucía	-0,092	87%	13%	-0,096	77%	23%
Aragón	-0,128	59%	41%	-0,143	74%	26%
Asturias	-0,144	85%	15%	-0,146	78%	22%
Baleares	-0,090	54%	46%	-0,075	73%	27%
Canarias	-0,116	82%	18%	-0,105	74%	26%
Cantabria	-0,147	72%	28%	-0,090	102%	-2%
Castilla L	-0,182	59%	41%	-0,141	70%	30%
Castilla M	-0,112	69%	31%	-0,132	91%	9%
Cataluña	-0,102	73%	27%	-0,110	75%	25%
Valencia	-0,099	68%	32%	-0,111	78%	22%
Extremadura	-0,097	66%	34%	-0,128	72%	28%
Galicia	-0,116	80%	20%	-0,099	88%	12%
Madrid	-0,142	80%	20%	-0,121	84%	16%
Murcia	-0,116	63%	37%	-0,095	75%	25%
Navarra	-0,067	80%	20%	-0,117	70%	30%
País Vasco	-0,145	81%	19%	-0,129	84%	16%
Rioja	-0,037	-61%	161%	-0,099	64%	36%

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

Cuadro 5: Descomposición detallada. Año 1995.

	Justificada				Injustificada				
	Pers.	Ind.	Temp.	Acc.	C	Pers.	Ind.	Temp.	Acc.
Andalucía	-0,014	-0,011	-0,001	-0,042	-0,007	-0,003	-0,011	0,008	0,003
Aragón	-0,035	-0,011	0,001	-0,030	-0,177	0,062	-0,024	-0,021	0,105
Asturias	-0,012	-0,064	0,000	-0,048	0,083	0,003	0,022	-0,016	-0,113
Baleares	-0,031	-0,009	0,001	-0,011	-0,052	0,006	-0,018	-0,017	0,038
Canarias	-0,016	-0,038	0,001	-0,043	-0,305	0,144	0,556	-0,451	0,034
Cantabria	-0,046	-0,021	0,002	-0,046	0,888	-0,402	-0,034	-0,171	-0,324
Castilla L	0,374	0,227	-0,009	-0,700	0,036	-0,019	-0,021	-0,057	-0,014
Castilla M	-0,017	-0,037	0,001	-0,026	2,109	-0,645	-0,118	-0,555	-0,825
Cataluña	0,009	-0,012	-0,002	-0,070	0,022	-0,035	-0,005	-0,007	-0,003
Valencia	-0,015	-0,012	-0,001	-0,040	0,195	-0,192	0,063	-0,119	0,023
Extremadura	-0,046	-0,011	0,001	-0,014	-0,037	0,006	-0,006	0,002	0,000
Galicia	-0,013	-0,001	-0,003	-0,077	-0,201	0,071	-0,015	0,044	0,077
Madrid	0,004	-0,028	0,001	-0,090	0,024	0,003	-0,036	-0,009	-0,011
Murcia	0,000	-0,040	0,001	-0,036	0,010	-0,017	0,017	0,080	-0,133
Navarra	0,015	-0,041	-0,002	-0,037	0,008	-0,003	-0,010	-0,019	0,009
País Vasco	0,058	-0,044	0,001	-0,133	-0,065	0,084	-0,030	0,018	-0,034
Rioja	-0,151	0,123	0,005	0,011	0,346	0,111	0,016	-0,457	0,018

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

Cuadro 6: Descomposición detallada. Año 2002.

	Justificada				Injustificada				
	Pers.	Ind.	Temp.	Acc.	C	Pers.	Ind.	Temp.	Acc.
Andalucía	-0,010	-0,009	-0,001	-0,054	-0,029	0,004	-0,014	-0,024	0,040
Aragón	-0,011	0,003	0,002	-0,100	-0,180	0,199	-0,030	-0,035	0,009
Asturias	-0,017	-0,030	0,001	-0,067	0,220	-0,248	0,049	0,032	-0,086
Baleares	-0,010	-0,009	0,001	-0,037	-0,223	0,025	-0,029	0,093	0,114
Canarias	-0,005	-0,016	0,000	-0,057	-0,092	0,051	-0,064	-0,001	0,078
Cantabria	0,003	-0,030	0,007	-0,075	-0,001	0,012	0,003	-0,006	-0,006
Castilla L	-0,007	-0,002	-0,001	-0,089	0,104	-0,046	-0,007	-0,072	-0,022
Castilla M	-0,020	-0,007	0,000	-0,094	-0,247	-0,027	-0,007	0,023	0,246
Cataluña	-0,005	-0,007	0,000	-0,071	0,000	0,004	-0,016	-0,016	0,002
Valencia	-0,019	-0,001	0,001	-0,068	0,095	-0,087	-0,003	-0,027	-0,003
Extremadura	-0,015	-0,011	0,004	-0,073	-0,411	-0,097	0,032	-0,038	0,478
Galicia	-0,009	-0,015	0,000	-0,064	0,150	-0,081	-0,020	-0,029	-0,032
Madrid	-0,010	-0,005	0,000	-0,087	0,017	0,001	-0,013	-0,040	0,015
Murcia	0,004	-0,001	0,002	-0,077	1,219	0,891	0,075	-1,454	-0,756
Navarra	0,002	-0,020	-0,006	-0,059	-0,016	0,026	-0,336	0,088	0,201
País Vasco	0,002	-0,018	0,001	-0,093	-0,220	-0,237	-0,011	0,077	0,370
Rioja	0,012	-0,014	0,004	-0,065	-0,010	-0,056	0,039	0,018	-0,027

*Elaboración propia a partir de datos del MTAS

Cuadro 7: Comparación de Resultados

	% INJUSTIFICADO 1995	% INJUSTIFICADO 2002	% INJUSTIFICADO Aller y Urribarri
Andalucía	13%	23%	48%
Aragón	41%	26%	51%
Asturias	15%	22%	56%
Baleares	46%	27%	53%
Canarias	18%	26%	65%
Cantabria	28%	-2%	59%
Castilla L	41%	30%	38%
Castilla M	31%	9%	52%
Cataluña	27%	25%	59%
Valencia	32%	22%	56%
Extremadura	34%	28%	64%
Galicia	20%	12%	64%
Madrid	20%	16%	58%
Murcia	37%	25%	67%
Navarra	20%	30%	56%
País Vasco	19%	16%	62%
Rioja	161%	36%	51%