

# LA DESIGUALDAD SALARIAL EN ESPAÑA: UNA PERSPECTIVA INTERNACIONAL Y TEMPORAL

HIPÓLITO SIMÓN  
*Universidad de Alicante-IEB*

*El artículo examina a partir de microdatos emparejados empresa-trabajador de carácter armonizado la desigualdad salarial en España y sus determinantes desde una doble perspectiva, un análisis comparado internacional y el examen de su evolución con el transcurso del tiempo. Entre las peculiaridades más significativas de la estructura salarial española desde una perspectiva internacional destaca que las características que presentan trabajadores y empresas están asociadas a niveles de desigualdad salarial comparativamente mayores, mientras que la forma específica en que se remuneran dichas características induce niveles relativos de desigualdad significativamente menores. El análisis empírico también revela que el grueso de la reducción que experimentó la desigualdad salarial en España en el período 1995-2002 se explica de forma mecánica por cambios en las características de los agentes económicos.*

*Palabras clave: Desigualdad salarial; datos emparejados empresa-trabajador.*

(JEL J30, J31)

## 1. Introducción

La desigualdad salarial de una economía es un determinante fundamental de cuestiones como la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo o la distribución de la renta. Este hecho explica que en las últimas décadas hayan proliferado en la literatura económica los estudios que abordan el origen de dicha desigualdad (pueden consultarse excelentes revisiones de estos análisis en Blau y Kahn, 1999 y Katz y Autor, 1999). En contraste con la extensa literatura internacional existente, los estudios que han documentado empíricamente la desigualdad salarial en España son, sin embargo, notablemente más escasos. Sin ánimo de ser exhaustivos, pueden destacarse los análisis desarrollados sobre los determinantes de los niveles de desigualdad

salarial y su evolución a lo largo del tiempo en el mercado de trabajo español por Jimeno *et al.* (2001) y Palacio y Simón (2004) y por Izquierdo y Lacuesta (2006), respectivamente.

El propósito de esta investigación es examinar la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español, a fin de contribuir a un mejor conocimiento del fenómeno. El análisis se desarrolla desde el doble enfoque de una comparación internacional con otros países europeos y del examen de su evolución con el transcurso del tiempo. El mismo se basa en microdatos emparejados empresa-trabajador, un tipo de microdatos cuya disponibilidad ha tenido de forma general un impacto muy destacado en los análisis sobre determinación salarial (Hamermesh, 2008 y Abowd y Kramarz, 1999), por lo que su uso es especialmente relevante. Una circunstancia destacable en este sentido es que el análisis comparativo entre países se basa en el acceso a la única base de datos armonizada que existe en la actualidad a nivel internacional con microdatos emparejados, la Encuesta Europea de Estructura Salarial. Dicho acceso, además, ha tenido un carácter excepcional, en la medida en que el uso de estos microdatos por parte de los investigadores está fuertemente restringido por motivos de confidencialidad. Por esta razón, este estudio constituye uno de los escasos análisis comparativos internacionales basados en microdatos emparejados plenamente comparables entre países (otras excepciones destacables son Christopoulou *et al.*, 2008 y Simón, 2009), una circunstancia que contrasta con el gran interés potencial que en la literatura económica se ha asociado a los mismos (Lazear y Shaw, 2009).

El principal objetivo del trabajo es el análisis desde una perspectiva empírica de los determinantes de la desigualdad salarial y de su evolución en el mercado de trabajo español. Para ello se examina, en primer lugar, el origen de los niveles de desigualdad sobre la base de la comparación de nuestro país con un conjunto representativo de economías europeas. Con tal fin, la metodología de descomposición desarrollada por Fields (2003) permite evaluar de entrada la contribución individual que un amplio conjunto de factores explicativos tiene en los niveles de desigualdad salarial existentes en cada uno de los países, mientras que la aplicación posterior de la metodología de Yun (2006) proporciona una descomposición detallada del origen de las diferencias en desigualdad salarial existentes entre España y el resto de países europeos. Este análisis entronca con la literatura económica que a través de análisis comparativos internacionales examina los motivos de las im-

portantes diferencias en desigualdad salarial que se dan entre países, y cuyos hallazgos sugieren una influencia muy destacada en el fenómeno de las diferencias salariales entre empresas y un efecto comparativamente reducido de las características de las fuerzas de trabajo (Blau y Kahn, 1996, 2005 y Simón, 2009).

En segundo lugar, se examinan los factores explicativos de los cambios experimentados por la desigualdad salarial en España en el período 1995-2002. La aplicación en este contexto de la técnica de Yun (2006) permite desarrollar una exhaustiva evaluación empírica de los determinantes de la evolución de la desigualdad, y profundizar así en los motivos por los que España es uno de los muy pocos países desarrollados en los que la desigualdad salarial se ha reducido significativamente en el pasado reciente. Esta reducción contrasta notablemente con el aumento de la dispersión salarial que se viene dando de forma general en los países desarrollados, con especial intensidad en Estados Unidos, y resulta, además, comparativamente intensa en relación con las escasas economías en las que se ha dado el mismo fenómeno (véanse OCDE, 2007 y Eurostat, 2005).

El conjunto de la evidencia obtenida permite abordar en la práctica una completa evaluación de los factores que contribuyen a la desigualdad salarial y a su evolución en el mercado de trabajo español. Entre los principales hallazgos, el análisis comparado con otros países revela que la estructura salarial española presenta peculiaridades significativas contemplada desde una perspectiva internacional. Entre las mismas destaca el hecho de que las características concretas que presentan la fuerza laboral y las empresas en España están asociadas a mayores niveles comparativos de desigualdad salarial mientras que, en sentido contrario, la forma específica en que se remuneran en el mercado de trabajo español las características de los trabajadores y de las empresas induce un nivel relativo de desigualdad salarial menor. Por su parte, un hallazgo destacado en relación con el origen de la evolución de la desigualdad es que el grueso de la reducción que experimentó la desigualdad salarial durante el período 1995-2002 se explica de forma mecánica por los cambios de las características de los agentes económicos españoles, siendo mucho más reducida la influencia en este fenómeno de los cambios experimentados por los rendimientos salariales.

La estructura del trabajo es la siguiente. Tras esta introducción, en la segunda sección se describen las bases de datos. En la tercera se

describen brevemente las metodologías econométricas de descomposición empleadas en el análisis empírico (una presentación formal de las mismas aparece en el apéndice). En la cuarta se presenta evidencia descriptiva sobre la desigualdad salarial y su evolución en España, así como los resultados obtenidos sobre el origen de ambos fenómenos. El apartado de conclusiones cierra el trabajo.

## 2. Datos

La primera parte de la investigación, centrada en el análisis comparativo internacional, se basa en los microdatos de la Encuesta Europea de Estructura Salarial (desde aquí, EEES), una acción estadística conforme a la cual todos los estados miembros de la Unión Europea (más ciertos estados no miembros) realizan periódicamente una encuesta con una metodología armonizada con el fin de proporcionar información estrictamente comparable sobre la distribución de los salarios<sup>1</sup>. Más concretamente, los microdatos utilizados son los de las encuestas nacionales de la ola de 2002 de la EEES correspondientes a España, Italia, Portugal, Holanda, República Checa, Letonia, Lituania, Eslovaquia y Noruega. Estos países son aquellos cuyos organismos nacionales de estadística permitieron el acceso a sus muestras nacionales de la Encuesta Europea de Estructura Salarial en el contexto del desarrollo de un proyecto financiado por la Unión Europea en el VI Programa Marco (*European Labour Market Analysis using Firm-level Panel Data and Linked Employer-Employee Data*). Con el fin de satisfacer las fuertes restricciones de confidencialidad, el acceso de los investigadores a los microdatos tuvo un carácter remoto (sistema LISSY). En el caso del análisis de la evolución en el tiempo de la desigualdad en España los microdatos empleados son los de las olas de 1995 y 2002 de la Encuesta de Estructura Salarial elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (desde aquí, EES). Esta encuesta constituye la muestra de la EEES correspondiente a España, lo que garantiza la homogeneidad de la información empleada en el conjunto del análisis empírico.

<sup>1</sup> Aunque las encuestas son generalmente elaboradas en todos los países a partir de un muestreo en dos etapas de empresas o lugares de trabajo (primera etapa) y empleados (segunda etapa), Eurostat acepta una cierta flexibilidad en la forma de obtención de los datos, siempre que se satisfagan determinados requisitos de calidad y de comparabilidad entre países. La recolección de datos puede realizarse en la práctica a partir de cuestionarios realizados ex profeso, encuestas existentes previamente, registros administrativos o una combinación de cualquiera de estas fuentes. Pueden encontrarse más detalles sobre la elaboración de la Encuesta Europea de Estructura Salarial en Eurostat (2006).

Uno de los rasgos más relevantes de la EES/EEES es que incluye observaciones para varios individuos en cada establecimiento y, por lo tanto, microdatos emparejados empresa-trabajador. Esta fuente de datos proporciona información detallada sobre la remuneración y las características de los asalariados y sobre los atributos de sus puestos de trabajo y empresas, permitiendo, además, calcular variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra. El concepto salarial empleado es el salario bruto por hora, el cual se ha calculado a partir de la información salarial correspondiente a un mes de referencia en el año en que se desarrolla la encuesta (la elección de dicho mes se realiza sobre la base de que sea un mes representativo del conjunto del año; en el caso de España se trata del mes de octubre). Este concepto salarial presenta la misma definición entre países (y, en el caso de España, entre los dos años) y, con la excepción del pago de horas extraordinarias, cubre en general cualquier tipo de pago por parte de las empresas. Los salarios contenidos en la EEES están expresados en la moneda nacional de cada país, mientras que los de la EES 1995, originalmente en pesetas, han sido convertidos a euros.

Las variables explicativas que se han considerado en el análisis empírico de la desigualdad salarial abarcan tanto características de los individuos como de sus puestos de trabajo y empresas. En relación con las primeras, se trata de controles relativos al sexo del individuo; el nivel de educación general; los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática y los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo (medida como la edad del individuo menos la edad de entrada en el mercado de trabajo después de abandonar la educación a tiempo completo) y su forma cuadrática (en el caso del análisis comparativo internacional se ha empleado, alternativamente, la edad y su forma cuadrática). Las características de los puestos de trabajo son el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial) y la ocupación. Por último, los atributos de los establecimientos son el sector (considerando las divisiones de la clasificación NACE); el tamaño (cinco estratos); variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo y, de forma exclusiva en los análisis intertemporal e internacional, respectivamente, la región de ubicación y el tipo de convenio y, alternativamente, el tipo de control financiero<sup>2</sup>.

<sup>2</sup>Sin ánimo de ser exhaustivos en la justificación de la inclusión de estas variables explicativas, la inclusión de la proporción de mujeres y del capital humano de

La EES/EEES abarca a los empleados por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos. En el caso de la EEES se trata de aquellas actividades comprendidas en las secciones C a O de la clasificación NACE, si bien en algunos países la cobertura sectorial es comparativamente más reducida (en concreto, no están cubiertas las secciones L, M, N y O –por orden, administración pública, defensa y seguridad social obligatoria, educación, y sanidad y otras actividades sociales- en Noruega, Estonia, Italia y Portugal, y la sección L en España)<sup>3</sup>. En el caso de la EES, la ola de 1995 no cubre la educación y la sanidad y otras actividades sociales, por lo que de cara al análisis de la evolución de la desigualdad salarial en España en la EES 2002 se han filtrado las observaciones de los sectores de actividad no cubiertos por la EES 1995, con el fin de tener una cobertura sectorial homogénea en ambos años.

De forma general, se han filtrado de las muestras aquellos establecimientos con menos de dos observaciones, con el fin de permitir una correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas, y se han eliminado también aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés. En el caso de la EEES la muestras nacionales se sitúan en un rango entre 58.049 y 972.729 trabajadores (para Portugal y la República Checa, respectivamente), mientras que en el de la EES las muestras tienen un tamaño de 155.889 observaciones para 1995 y 107.961 observaciones para 2002. Pueden encontrarse estadísticos descriptivos de las muestras nacionales de la EEES y de las dos olas de la EES en los Cuadros A1.1 y A1.2 del Apéndice A1.

los trabajadores del establecimiento responde en concreto a la reciente evidencia disponible para España en el sentido de que una elevada presencia de mujeres deprime significativamente los salarios relativos de los establecimientos (Amuedo-Dorantes y De la Rica, 2006), así como de que las dotaciones de capital humano del conjunto de la fuerza de trabajo de una empresa tienen en la práctica una fuerte influencia en los salarios individuales de todos sus trabajadores (Alcalá y Hernández, 2006). Aunque este tipo de variables adolece de cierto error de medida al ser calculadas a partir de la información de la muestra, su uso en los análisis econométricos es relativamente frecuente: véanse, por ejemplo, Bayard *et al.* (2003) y Card y De la Rica (2006).

<sup>3</sup>Debe destacarse, sin embargo, que cuando en el caso de los países con mayor cobertura sectorial se restringen las muestras a las secciones C a K, las diferencias internacionales en desigualdad salarial presentan un patrón muy similar, lo que sugiere que las mismas no están originadas por una distinta cobertura sectorial.

### 3. Metodología

#### 3.1 *La técnica de Fields (2003)*

En el análisis de los determinantes de los niveles de desigualdad salarial desarrollados para España y otros países europeos se ha empleado la metodología diseñada por Fields (2003). Se trata de una técnica basada en el análisis de regresión, que parte de la estimación de una ecuación de salarios individuales y que proporciona una descomposición exacta del nivel de desigualdad en función de la aportación individual de cada una de las variables explicativas incluidas en la ecuación (pueden encontrarse presentaciones formales de las distintas metodologías econométricas de descomposición empleadas en el análisis empírico en el Apéndice A2). A partir de la misma es posible conocer en la práctica el peso relativo que tienen diversos factores en la desigualdad salarial existente en una economía, así como dividir la desigualdad total entre la parte explicada por el modelo de regresión y la parte no explicada, correspondiente a los residuos salariales. Por la forma de construir los pesos relativos, la influencia de una variable en la desigualdad salarial depende tanto del coeficiente estimado en la regresión como de la dispersión que presenta en la práctica la distribución de sus valores.

Una característica reseñable de la técnica de Fields (2003) es que la descomposición que proporciona es únicamente válida de forma general cuando la desigualdad se mide a partir de la varianza del logaritmo de los salarios<sup>4</sup>. Aunque esta medida de desigualdad presenta ciertas características no deseables, como el hecho de que viola el principio de transferencia de Pigou-Dalton (Sen, 1973 y Foster y Ok, 1999), cabe destacar que su uso para cuantificar la desigualdad es relativamente habitual en la literatura económica. Se trata, además, de una medida de dispersión natural en un contexto de análisis de regresión, dado que se puede descomponer en la varianza de las partes predichas y residual.

<sup>4</sup>Shorrocks (1982) demuestra en su teorema sobre la descomposición de la desigualdad en componentes aditivos que, bajo una serie de axiomas genéricos, si una variable puede expresarse como la suma de diversos factores, el peso relativo en la desigualdad de la variable que mide cada factor es invariante para un amplio conjunto de medidas de desigualdad, encontrándose entre las mismas medidas como el índice de Gini o los índices de la familia de entropía generalizada.

### 3.2 *La técnica de Yun (2006)*

En las comparaciones intertemporales e internacionales de la desigualdad salarial se ha empleado, alternativamente, la metodología de Yun (2006), la cual constituye una síntesis de la de Fields (2003) y de la desarrollada previamente por Juhn *et al.* (1993). Esta última técnica permite, en concreto, la comparación de dos distribuciones salariales a partir de la construcción auxiliar de distribuciones salariales contrafactuales, proporcionando una descomposición de las diferencias entre aquéllas en cualquier medida de desigualdad en función de efectos relativos atribuibles a las dotaciones de características, los rendimientos de las características y a factores inobservables. Esta descomposición es, sin embargo, válida únicamente a nivel agregado, cuando se consideran conjuntamente todas las variables explicativas, por lo que presenta el inconveniente de que no permite analizar de forma precisa la contribución de cada variable individual. En este sentido, aunque esta última circunstancia sí que es posible mediante el uso alternativo de una variante de la técnica de Fields (2003), ésta no permite desagregar la aportación bruta de cada factor individual entre efectos separados asociados a precios y cantidades. En contraste con ambas técnicas, la metodología unificada de Yun (2006) permite descomponer de forma detallada las diferencias en desigualdad salarial entre dos distribuciones, distinguiendo en la práctica el efecto que cada variable individual ejerce tanto a través de su coeficiente como de sus dotaciones. Una carencia a destacar de este método es que, al igual que la técnica de Fields (2003), es únicamente aplicable a la varianza del logaritmo como medida de desigualdad<sup>5</sup>.

<sup>5</sup>Una limitación adicional de esta metodología de descomposición radica en que, en la medida en que está basada en el análisis de regresión, proporciona evidencia muy limitada sobre la influencia de la desigualdad salarial residual (o intra grupos) y, en especial, sobre los factores concretos que determinan sus diferencias entre distribuciones.

CUADRO 1  
Desigualdad salarial e instituciones laborales. Encuesta Europea de Estructura Salarial 2002

	España	Noruega	República					Lituania	Letonia
			Italia	Checa	Holanda	Eslovaquia	Portugal		
Desigualdad salarial									
Varianza del logaritmo	0,274	0,136	0,175	0,196	0,254	0,252	0,376	0,385	0,529
Índice de Gini	0,315	0,217	0,252	0,263	0,262	0,308	0,376	0,367	0,456
Diferencial 90-10 del logaritmo	1,289	0,891	1,002	1,060	1,139	1,190	1,545	1,591	1,786
Diferencial 50-10 del logaritmo	0,493	0,316	0,398	0,517	0,566	0,561	0,576	0,747	0,588
Diferencial 90-50 del logaritmo	0,795	0,575	0,604	0,544	0,573	0,629	0,969	0,844	1,198
Instituciones laborales									
Tasa de afiliación sindical <sup>a</sup>	15	54	35	30	27	36	24	15	30
Tasa de cobertura de la negociación colectiva <sup>b</sup>	80	70	80	25	80	50	80	14	20
Coordinación de la negociación colectiva <sup>c</sup>	3	4,5	4	1	4	2	4	1,5	1,5
Centralización de la negociación colectiva <sup>d</sup>	3	4,5	2	1	3	2	4	1	1
Salario mínimo/Salario medio <sup>e</sup>	0,33	-	-	0,36	0,45	0,41	0,38	0,43	0,35
Dispersión salarial entre establecimientos									
Sin controles	0,421	0,218	0,311	0,284	0,320	0,276	0,497	0,421	0,604
Con controles	0,302	0,126	0,243	0,228	0,167	0,254	0,334	0,368	0,566

<sup>a</sup> OCDE (2004): 2001 para la República Checa y 2000 para el resto de países. EIRO (2002) para Letonia y Lituania.

<sup>b</sup> Eurostat (2005).

<sup>c</sup> OCDE (2004). Coordinación de la negociación colectiva en el período 1995-2000. 1=coordinación baja; 5=coordinación alta. Un valor de 1,5 ha sido asignado a Letonia y Lituania sobre la base de la información de Comisión Europea (2004).

<sup>d</sup> OCDE (2004). Nivel predominante en la negociación colectiva en el período 1995-2000. 1=nivel de empresa y planta predominante; 2=combinación de negociación a nivel de empresa y sector, con una proporción importante de trabajadores cubiertos por convenios de empresa; 3=negociación de sector predominante; 4=negociación de sector predominante, pero negociaciones de ámbito nacional con carácter recurrente; 5=negociaciones de ámbito nacional con una importancia muy destacada. EIRO (2002) para Letonia y Lituania.

<sup>e</sup> EIRO (2005). 2002 (2004 para España). Para Portugal, salario mínimo/salario mediano. En el caso de Noruega e Italia no existe salario mínimo estatutario. Notas: Los diferenciales 90-10, 50-10 y 90-50 del logaritmo son los diferenciales salariales entre los respectivos deciles de la distribución del logaritmo del salario por hora. La dispersión salarial entre establecimientos corresponde a la desviación estándar de los coeficientes estimados para un conjunto de efectos fijos de establecimiento incluidos en dos especificaciones distintas de la ecuación (A2.1) del apéndice A2, una sin controles adicionales y otra con controles de las características de los individuos y de sus puestos de trabajo (género, educación, edad y su cuadrado, antigüedad y su cuadrado, tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación).

CUADRO 2  
Desigualdad salarial.  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 2002

	D9010
Finlandia	1,96
Noruega	1,98
Suecia	2,03
Dinamarca	2,14
Italia	2,46
Bélgica	2,62
Grecia	2,63
Holanda	2,75
República Checa	2,80
Austria	3,03
Chipre	3,11
España	3,15
Alemania	3,15
Reino Unido	3,16
Eslovaquia	3,21
Portugal	3,32
Francia	3,36
Hungría	3,40
Irlanda	3,91
Eslovenia	4,50
Letonia	4,55
Polonia	4,67
Lituania	4,76
Estonia	4,94

*Notas:* D9010 es el cociente de los límites del noveno y el primer decil de la distribución del salario por hora.

*Fuente:* Eurostat (2005).

## 4. Resultados empíricos

### 4.1 La desigualdad salarial en España: una perspectiva comparada

El Cuadro 1 contiene información sobre la desigualdad salarial y las características de las instituciones laborales de España y el resto de economías europeas cubiertas por la investigación. Con el fin de permitir una contextualización más completa del caso español desde una perspectiva internacional, el Cuadro 2 contiene información sobre la desigualdad salarial para todos aquellos países europeos que elaboran la Encuesta Europea de Estructura Salarial. Sobre la base de esta evidencia plenamente comparable entre países, se constata que España presenta un nivel de desigualdad salarial intermedio desde una pers-

pectiva internacional. Así, si bien la desigualdad española es elevada en relación con los otros países de la Unión Europea-15 (de éstos, únicamente Portugal, Francia e Irlanda tienen una desigualdad significativamente mayor que España) la misma resulta, por el contrario, comparativamente reducida frente a los nuevos estados miembros de la Unión Europea, caracterizados por lo general por una fuerte desigualdad salarial.

Se observa también que la desigualdad en la cola derecha de la distribución salarial es comparativamente elevada en el caso español (la magnitud de la misma es superada exclusivamente por Portugal, Lituania y Letonia) mientras que, por el contrario, es reducida en términos relativos en la cola izquierda (únicamente Noruega e Italia presentan una desigualdad menor que España en esta parte de la distribución). Este resultado es relevante, entre otras circunstancias, en tanto que es compatible con una influencia significativa en nuestro país de la negociación colectiva en la desigualdad salarial. Así, la presencia de una desigualdad salarial comparativamente reducida en la cola izquierda de la distribución es plenamente consecuente con la hipótesis de que los modelos de negociación colectiva como el que se dan en España, con un grado de centralización y una tasa de cobertura comparativamente elevados, inducen en términos relativos una compresión de la cola izquierda de la distribución salarial (Blau and Kahn, 1999, Nickell and Layard, 1999). Dicha compresión, por el contrario, es menos plausible que se deba a los efectos del salario mínimo, el cual en el caso de España ha sido tradicionalmente muy reducido.

Las últimas filas del Cuadro 1 contienen estimaciones separadas para cada economía de la dispersión de las diferencias salariales entre empresas (pueden encontrarse detalles del método empleado para su cálculo en las notas del cuadro). De forma general, se observan diferencias muy importantes entre países en la magnitud de este tipo de diferenciales salariales, así como una fuerte correlación de los mismos con la desigualdad salarial global<sup>6</sup>. El caso español es en buena medida consecuente con este patrón general en tanto que, al igual que ocurre con las medidas globales de desigualdad, la diferenciación salarial entre empresas que se da en España presenta en términos relativos un

<sup>6</sup>Puede encontrarse un análisis detallado del papel que las diferencias salariales entre empresas ejercen en la conformación de las diferencias internacionales en desigualdad salarial en Simón (2009), sobre la base de los mismos microdatos empleados en esta investigación.

carácter intermedio (abundando en esta cuestión, España es superada en ambos tipos de desigualdad por los mismos tres países: Portugal, Lituania y Letonia).

CUADRO 3  
Contribución relativa de cada factor al nivel de desigualdad  
salarial en España. Descomposición de Fields (2003).  
Encuesta de Estructura Salarial

	1995			2002		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Total	0,412	0,571	0,808	0,392	0,551	0,778
Atributos individuales	0,412	0,178	0,173	0,392	0,171	0,169
Género	0,033	0,024	0,024	0,054	0,032	0,033
Educación	0,205	0,071	0,062	0,193	0,050	0,057
Antigüedad	0,111	0,045	0,046	0,116	0,066	0,061
Experiencia	0,063	0,040	0,041	0,029	0,021	0,020
Atributos de puestos de trabajo	-	0,185	0,178	-	0,200	0,187
Tipo de contrato	-	0,022	0,021	-	0,008	0,011
Tipo de jornada	-	0,000	-0,002	-	-0,002	0,000
Ocupación	-	0,163	0,159	-	0,195	0,176
Atributos de establecimientos	-	0,208	-	-	0,180	-
Sector	-	0,062	-	-	0,051	-
Tipo de convenio	-	0,021	-	-	0,010	-
Región	-	0,026	-	-	0,029	-
Tamaño	-	0,036	-	-	0,027	-
Composición fuerza de trabajo	-	0,063	-	-	0,063	-
Efectos fijos de establecimiento	-	-	0,457	-	-	0,422
Residuos salariales	0,588	0,429	0,192	0,608	0,449	0,222

Notas: En el cuadro aparecen los factores de la ecuación [A2.3] del apéndice A2.

El Cuadro 3 presenta los resultados de la descomposición de los niveles de desigualdad salarial en España, obtenidos a partir de la aplicación de la técnica de Fields (2003) a los microdatos de las olas de 1995 y 2002 de la EES (en la medida en que los resultados son muy similares para ambos años, los comentarios se centran en el período más reciente). La descomposición se ha desarrollado bajo distintas especificaciones de la ecuación [A2.1], que difieren entre sí en función de si entre las variables explicativas se consideran únicamente características individuales (modelo 1) o, adicionalmente, características de los puestos de trabajo y de los establecimientos, estas últimas medidas o bien a través de atributos (modelo 2) o bien mediante efectos fijos de establecimiento (modelo 3). El cuadro contiene para cada factor explicativo su peso relativo en la desigualdad salarial. De cara a facilitar la interpretación de los resultados, cabe señalar que una variable contribuye más a la desigualdad que otra si su peso relativo tiene una magnitud más elevada y ambos son positivos. Asimismo, el efecto conjunto de variables

relacionadas entre sí, como las variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo del establecimiento, o la antigüedad y su forma cuadrática, se mide mediante la suma de los correspondientes pesos relativos.

De entrada, resulta llamativa la diferencia en la capacidad explicativa del nivel de desigualdad salarial de los distintos modelos. Con las características individuales (modelo 1) se logra explicar el 39,2% de la desigualdad salarial; cuando se consideran también los atributos de los puestos de trabajo y de los establecimientos (modelo 2) se explica el 55,1%, mientras que si se incluyen efectos fijos de establecimiento (modelo 3) se explica el grueso de la desigualdad salarial, el 77,8%. La cuantificación detallada del impacto de cada una de las variables explicativas permite confirmar que un origen muy destacado de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español está relacionado con la variabilidad salarial entre empresas (en concreto, el 42,2% del total)<sup>7</sup>. Entre los atributos de los establecimientos que destacan por su impacto están el tamaño (que explica el 2,7% de la desigualdad total); la región (2,9%) y, muy especialmente, tanto el sector (5,1%) como la composición de la fuerza de trabajo (6,3%). El hecho de que estos atributos expliquen conjuntamente una porción considerablemente menor de la desigualdad que los efectos fijos de empresa revela, a su vez, que hay otras características de las empresas que influyen en la desigualdad salarial y por las que no se puede controlar a partir de la información disponible en la EES. Este resultado es coherente con la circunstancia de que las diferencias salariales entre empresas para trabajadores similares pueden tener en la práctica un origen muy diverso (Groschen, 1991).

Otro factor con una influencia muy destacable es la ocupación, la cual explica, en función del modelo, entre el 17,6% y el 19,5% de la desigualdad salarial. El resto de atributos de los puestos de trabajo tiene, por el contrario, un impacto mucho menos notable. Ciertas características individuales ejercen una influencia destacable sobre la desigualdad salarial: el género explica en torno al 3%; la educación entre el 5% y el 6% y la antigüedad alrededor del 6%. Resulta llama-

<sup>7</sup>De cara a la interpretación de los resultados debe considerarse, no obstante, que los efectos fijos de empresa muy posiblemente también capturan efectos fijos individuales, en la medida en que no es posible identificar éstos con datos emparejados de sección cruzada. La evidencia existente para diversos países sugiere, sin embargo, que los efectos inobservables de los individuos tienden a estar correlacionados débilmente con los efectos fijos de empresa (Lane, 2009).

vo, en cualquier caso, que las características de los individuos ejercen en conjunto un impacto sobre la desigualdad salarial inferior al de las características de las empresas y de los puestos de trabajo. Se constata, además, que el impacto estimado de las características individuales sobre la desigualdad salarial es sustancialmente diferente en función de si las mismas se consideran en solitario o en conjunción con las características de los puestos de trabajo y los establecimientos (siendo esta diferencia especialmente acusada en el caso de la educación). Este hallazgo sugiere, en definitiva, que una parte sustantiva del efecto de las características de los individuos sobre la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español se produce a través de la forma en que se distribuyen por puestos de trabajo y empresas los trabajadores en función de esas características.

Con la finalidad de examinar las particularidades que presentan los determinantes de la desigualdad salarial de España desde una perspectiva comparada con otras economías, el Cuadro 4 contiene los resultados de la descomposición de los niveles de desigualdad salarial para un conjunto de países europeos. Estos resultados han sido obtenidos a partir de la aplicación de la técnica de Fields (2003) a los microdatos de la EEES 2002, por lo que ofrecen evidencia análoga a la del Cuadro 3<sup>8</sup>. Si se consideran conjuntamente todos los países (los resultados promedio para los nueve países aparecen en la primera columna del cuadro) la evidencia sugiere que, a rasgos generales, existe una cierta similitud entre el origen de la desigualdad en España y en el conjunto de Europa. Esta similitud se da en lo que respecta tanto a la contribución relativa a la desigualdad de cada subconjunto de factores como en la capacidad explicativa global del modelo. Sin embargo, también se observan importantes especificidades de la estructura salarial española contemplada desde esta perspectiva internacional. Destaca en este sentido la exigua contribución a la desigualdad salarial de la educación, pues en ningún otro país europeo este factor tiene una contribución relativa tan reducida como en España, mientras que la antigüedad tiene una influencia en la desigualdad notablemente mayor. Se constata también que el tipo de contrato tiene una influencia comparativamente más elevada en la desigualdad (este factor duplica en el caso español la

<sup>8</sup>Por razones de espacio, se incluye únicamente el modelo 2 (los resultados de la regresión de la ecuación para cada país aparecen, a su vez, en el Cuadro A1.1 del apéndice A1). Por motivos técnicos relacionados con las restricciones de acceso a los microdatos de la ESES, no ha sido posible desarrollar la descomposición de Fields (2003) para el modelo 3 con efectos fijos de establecimiento.

contribución promedio de todos los países) y que la ocupación tiene una influencia relativa en los niveles de desigualdad salarial ligeramente más significativa. Asimismo, aunque los atributos de los establecimientos tienen en conjunto una influencia en la desigualdad muy similar a la de otros países, se da la circunstancia de que en España el efecto relativo del sector de actividad es por lo general notablemente más reducido, mientras que la contribución relativa tanto del tamaño como de la composición de la fuerza de trabajo es más elevada.

A fin de profundizar en el origen de las diferencias en desigualdad salarial observadas entre España y los otros países europeos, el Cuadro 5 presenta los resultados de la aplicación de la descomposición de Yun (2006) a las comparaciones bilaterales de cada uno de estos países con España. Dicha evidencia aporta información sobre la influencia individual que cada factor explicativo tiene en las diferencias de desigualdad entre España y el otro país de referencia en la comparación, de forma separada a través de dos posibles vías: las diferencias en las dotaciones de características y en sus rendimientos de mercado. Con el fin de identificar las pautas más generales, el grueso de los comentarios se centra en los promedios de los resultados de las comparaciones bilaterales (los mismos aparecen en las dos primeras columnas del Cuadro 5, mientras que el resto de las columnas del cuadro incluye los resultados detallados de cada una de las comparaciones). Una cifra positiva (negativa) indica que las diferencias existentes en el coeficiente o, alternativamente, en la dotación de la correspondiente variable contribuyen a una mayor (menor) desigualdad salarial relativa en España (como muestra, si España y Noruega difiriesen únicamente en el rendimiento salarial estimado para la edad, la desigualdad salarial sería 0,002 puntos logarítmicos comparativamente más elevada en España, mientras que si las únicas diferencias que se diesen entre ambos países fueran las existentes en la dotación de esta variable, la desigualdad sería 0,005 puntos menor en nuestro país).

CUADRO 4  
 Contribución relativa de cada factor al nivel de desigualdad salarial. Descomposición de Fields (2003).  
 Encuesta Europea de Estructura Salarial 2002

	Promedio	República										Letonia
		España	Noruega	Italia	Checa	Holanda	Eslovaquia	Portugal	Lituania			
Total	0,570	0,577	0,620	0,560	0,613	0,625	0,546	0,700	0,493	0,392		
Atributos individuales	0,172	0,158	0,213	0,164	0,187	0,381	0,143	0,172	0,070	0,060		
Género	0,027	0,027	0,031	0,025	0,062	0,023	0,052	0,016	0,005	0,005		
Educación	0,065	0,019	0,071	0,059	0,089	0,137	0,056	0,077	0,046	0,029		
Antigüedad	0,031	0,075	0,014	0,028	0,026	0,030	0,021	0,040	0,018	0,026		
Edad	0,049	0,037	0,097	0,052	0,010	0,191	0,015	0,040	0,001	0,000		
Atributos de puestos de trabajo	0,211	0,236	0,260	0,201	0,243	0,151	0,164	0,249	0,289	0,103		
Tipo de contrato	0,008	0,016	0,003	0,002	0,013	0,025	0,001	0,009	0,001	0,000		
Tipo de jornada	0,006	-0,002	0,018	-0,002	0,000	0,006	0,006	0,000	0,014	0,011		
Ocupación	0,197	0,223	0,240	0,201	0,230	0,120	0,157	0,240	0,274	0,092		
Atributos de establecimientos	0,187	0,182	0,148	0,195	0,183	0,092	0,238	0,279	0,134	0,229		
Sector	0,080	0,046	0,094	0,102	0,066	0,051	0,150	0,133	0,031	0,050		
Tipo de control financiero	0,005	0,000	-0,002	0,001	0,003	-0,008	0,009	0,012	0,021	0,012		
Tamaño	0,029	0,045	0,005	0,053	0,009	-0,001	0,011	0,051	0,035	0,049		
Composición fuerza de trabajo	0,073	0,090	0,050	0,041	0,105	0,050	0,071	0,084	0,047	0,118		
Residuos salariales	0,430	0,423	0,380	0,440	0,387	0,375	0,454	0,300	0,507	0,608		

Notas: En el cuadro aparecen los factores  $S_{jk}^*$  de la ecuación (A2.3) del apéndice A2.

CUADRO 5  
Descomposición de las diferencias en desigualdad salarial entre España y otros países europeos.  
Descomposición de Yun (2006). Encuesta Europea de Estructura Salarial 2002

	República																	
	Promedio	Noruega	Italia	República Checa	Holanda	Eslovaquia	Portugal	Lituania	Letonia									
	Carac.	Coef.	Carac.	Coef.	Carac.	Coef.	Carac.	Coef.	Carac.	Coef.								
Total	0,046	-0,045	-0,001	0,075	0,121	-0,061	0,098	-0,060	-0,018	0,017	0,050	-0,029	0,018	-0,123	-0,003	-0,029	0,104	-0,153
Atributos individuales	0,012	-0,012	-0,001	0,015	0,021	-0,007	0,022	-0,016	-0,017	-0,037	0,022	-0,015	0,005	-0,026	0,009	0,007	0,031	-0,019
Género	-0,001	0,002	-0,002	0,006	0,001	0,002	0,000	-0,005	-0,003	0,004	0,001	-0,007	-0,004	0,006	0,004	0,002	-0,001	0,006
Educación	0,011	-0,024	0,006	-0,010	0,014	-0,019	0,020	-0,032	0,003	-0,032	0,016	-0,025	0,007	-0,031	0,001	-0,014	0,017	-0,027
Antigüedad	0,004	0,009	0,000	0,018	0,003	0,013	0,001	0,014	0,001	0,012	0,002	0,013	0,002	0,003	0,003	0,010	0,016	-0,009
Edad	-0,002	0,001	-0,005	0,002	0,003	-0,002	0,000	0,008	-0,018	-0,020	0,002	0,004	0,000	-0,005	0,001	0,009	-0,001	0,011
Atributos de puestos de trabajo	0,012	-0,004	-0,007	0,036	0,097	-0,068	0,022	-0,005	-0,008	0,034	0,012	0,011	0,021	-0,050	-0,040	-0,007	-0,003	0,014
Tipo de contrato	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,003	-0,001	0,000	-0,002	0,001	0,003	0,000	0,001	0,001	0,003	-0,002	0,007
Tipo de jornada	0,000	-0,003	-0,002	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	0,003	-0,005	0,003	-0,004	0,000	-0,007	-0,001	-0,006
Ocupación	0,011	-0,003	-0,006	0,035	0,095	-0,070	0,019	-0,003	-0,007	0,037	0,009	0,012	0,018	-0,047	-0,041	-0,004	0,000	0,013
Atributos de establecimientos	0,023	-0,029	0,006	0,024	0,002	0,014	0,054	-0,040	0,007	0,020	0,015	-0,025	-0,008	-0,047	0,028	-0,029	0,077	-0,148
Sector	0,002	-0,011	-0,004	0,004	0,001	-0,006	-0,002	0,002	0,000	-0,001	0,001	-0,027	-0,022	-0,015	0,017	-0,016	0,020	-0,034
Tipo de control financiero	-0,001	-0,002	-0,001	0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,001	0,002	-0,002	0,000	-0,002	-0,002	-0,004	-0,004	0,003	-0,009
Tamaño	0,006	-0,003	0,000	0,011	0,002	0,002	0,003	0,008	0,001	0,011	0,003	0,007	0,001	-0,007	0,009	-0,010	0,031	-0,045
Composición fuerza trabajo	0,016	-0,013	0,011	0,007	-0,001	0,019	0,054	-0,050	0,005	0,007	0,014	-0,006	0,016	-0,022	0,006	0,001	0,022	-0,059
Residuos salariales	-0,015		0,064		0,039		0,040		0,021		0,001		0,003		-0,079		-0,206	
Diferencia en desigualdad	-0,014		0,138		0,099		0,078		0,020		0,022		-0,102		-0,111		-0,255	

Notas: En el cuadro aparecen los valores de los distintos términos de la descomposición expresada en la ecuación (A2.8) aplicada a las diferencias en desigualdad salarial entre España y los otros países de referencia en las comparaciones bilaterales.

La evidencia obtenida revela que si las características de la fuerza laboral, de los puestos de trabajo y de las empresas que se dan en el mercado de trabajo español fueran las que existen en promedio en otros países europeos, la desigualdad salarial se reduciría en nuestro país *ceteris paribus* en una cuantía significativa, 0,046 puntos logarítmicos. Por el contrario, si se trasladasen hipotéticamente a España los rendimientos que dichas características tienen en el resto de países la desigualdad salarial aumentaría, y lo haría en una cuantía muy similar, 0,045 puntos. Se trata de efectos que en ambos casos presentan una magnitud reseñable, pues en términos comparativos suponen en torno al 17% del nivel de desigualdad salarial existente en España (el cual, medido a partir de la varianza del logaritmo de los salarios es de 0,274 puntos: Cuadro 1), y para los que el principal origen está relacionado con factores asociados a los establecimientos. Sin ánimo de ser exhaustivos, en ciertos casos concretos estos efectos son, además, muy pronunciados. Así, la comparación bilateral de España con Italia muestra que las diferencias en las características de los agentes económicos entre los dos países dan lugar a una mayor desigualdad en nuestra economía de una cuantía (0,121 puntos logarítmicos) que excede holgadamente a la diferencia total de desigualdad que se da en la práctica entre ambos (la cual asciende a 0,099 puntos: Cuadro 1). En el mismo sentido, las diferencias en los rendimientos salariales entre nuestro país y Portugal dan lugar también a diferencias de desigualdad tan notables (0,123 puntos logarítmicos), que explican sobradamente la mayor desigualdad salarial existente en el país vecino (la diferencia con respecto a España es concretamente de 0,102 puntos).

Otros hallazgos de interés están relacionados con el impacto individual de ciertos factores. Así, se constata que la contribución comparativamente baja de la educación a la desigualdad salarial en España es consecuencia directa de los reducidos rendimientos salariales de la educación en nuestro país (los cuales se situán, de hecho, entre los más bajos de todos los países desarrollados: Strauss y de la Maissoneuve, 2007). Este efecto resulta parcialmente compensado, no obstante, por una distribución de los trabajadores por niveles educativos caracterizada en España por una menor presencia relativa de trabajadores con estudios intermedios (Cuadro A1.1 del Apéndice A1), lo que en la práctica aumenta la desigualdad salarial en relación con otros países. Se observa también que la influencia destacada que la antigüedad tiene en la desigualdad en España se debe en buena medida a la presencia de un rendimiento salarial asociado a este factor relativamente elevado.

Asimismo, el comparativamente mayor impacto del tipo de contrato está relacionado en mayor medida con la prima salarial negativa asociada a los contratos temporales (la cual se sitúa entre las más destacadas de todos los países) que con la elevada incidencia de la temporalidad. La mayor influencia relativa en la desigualdad tanto de la ocupación como del tamaño está, por su parte, asociada fundamentalmente a las diferencias que se dan con respecto a otros países en la forma en que se distribuyen los trabajadores por ocupaciones y empresas de diferentes tamaños. Finalmente, el menor efecto relativo del sector de actividad es atribuible básicamente a la presencia en España de unas diferencias salariales entre sectores comparativamente reducidas.

#### *4.2 La evolución de la desigualdad salarial en España*

A fin de documentar los cambios experimentados por la desigualdad salarial en España con el transcurso del tiempo, el Cuadro 6 contiene diversas medidas de desigualdad para 1995 y 2002, calculadas a partir de la EES. El conjunto de la evidencia confirma que la distribución salarial ha experimentado en nuestro país una compresión significativa a lo largo del período analizado<sup>9</sup>. Esta disminución se cuantifica en el 6,3% cuando la desigualdad se mide a partir del índice de Gini, y es incluso mayor con otras medidas como el cociente de percentiles D9010 (9,7%) o la varianza del logaritmo (15%)<sup>10</sup>. El análisis desagregado por segmentos de la distribución muestra, por su parte, que la reducción de la desigualdad ha sido notablemente más acusada en la cola izquierda que en la derecha, donde su magnitud es, de hecho, muy poco significativa.

<sup>9</sup>Todas las medidas de dispersión incluidas en el Cuadro 1 son medidas relativas de desigualdad e invariantes ante cambios de escala, de modo que sus valores no varían en función de si los salarios se expresan en términos nominales, como es el caso, o reales.

<sup>10</sup>Si se considera que la EES presenta un diseño complejo con un muestreo estratificado en dos etapas y, alternativamente, se corrige en el cálculo de los índices de dispersión salarial por la probabilidad de inclusión de cada observación en la muestra (en lugar de suponer que las observaciones de cada muestra son observaciones independientes idénticamente distribuidas), los valores de los índices experimentan de forma sistemática un ligero aumento en ambos años, si bien se sigue observando una notable reducción de la desigualdad entre 1995 y 2002.

CUADRO 6  
Evolución de la desigualdad salarial en España.  
Encuesta de Estructura Salarial

	1995	2002
Varianza del logaritmo	0,286	0,243
Índice de Gini	0,317	0,297
Diferencial 90-10 del logaritmo	1,310	1,182
Diferencial 90-50 del logaritmo	0,778	0,767
Diferencial 50-10 del logaritmo	0,532	0,415

El Cuadro A1.2 del Apéndice A1 contiene los estadísticos descriptivos de las muestras de la EES de 1995 y 2002, así como los rendimientos salariales estimados bajo distintas especificaciones de la ecuación [A2.1]. Los cambios observados entre ambas muestras están en general acordes con las transformaciones que se han producido en el conjunto de la fuerza de trabajo en el mercado de trabajo español durante el período, entre las que destaca una mayor presencia de mujeres; un aumento de la educación de los trabajadores y un aumento de los contratos temporales y de los individuos con jornada a tiempo parcial. Se constata también una mayor presencia en 2002 de establecimientos cubiertos por convenios de ámbito provincial.

Entre 1995 y 2002 se observan también modificaciones en los rendimientos salariales de diversos factores. Así, sin ánimo de ser exhaustivos, los rendimientos a la educación se redujeron notablemente; el rendimiento de la antigüedad aumentó; el de la experiencia potencial cayó y la prima salarial de los contratos indefinidos se redujo. Una circunstancia a destacar en este sentido, no obstante, es que los cambios en los coeficientes de las características de las empresas fueron menos significativos, caracterizándose los mismos en general por una fuerte estabilidad. Esta circunstancia es, de nuevo, consecuente con la influencia significativa de la negociación colectiva en la determinación de los salarios en España, en tanto que la misma se caracteriza por una fuerte inercia temporal que se traduce en una gran similitud entre convenios colectivos en los incrementos salariales pactados (Izquierdo et al., 2003), así como por una marcada tendencia al mantenimiento de los salarios relativos dentro de los mismos. Un indicio adicional en este sentido lo constituye, en particular, la fuerte estabilidad de los diferenciales salariales que se producen entre regiones y sectores, para los que existe evidencia de una relación significativa con el proceso de negociación colectiva (Simón *et al.*, 2006 y Casado-Díaz y Simón, 2008).

En síntesis, la evidencia que antecede sugiere que entre 1995 y 2002 se produjeron cambios considerables tanto en las dotaciones como en los rendimientos de diversas características de los trabajadores y empresas españoles. Con el fin de poder valorar el impacto detallado de cada una de estas modificaciones sobre la evolución de la desigualdad salarial en España, el Cuadro 7 presenta los resultados de la descomposición de los cambios en la desigualdad salarial entre 1995 y 2002 aplicando la técnica de Yun (2006). Las dos primeras columnas de cada panel incluyen el efecto sobre la evolución en la desigualdad de los cambios en coeficientes y en dotaciones, respectivamente, de cada factor, mientras que la última columna contiene la suma de ambos efectos. Una cifra positiva (negativa) en cualquiera de estas columnas indica que los cambios asociados a la correspondiente variable contribuyeron a un aumento (reducción) de la desigualdad salarial entre 1995 y 2002 (como muestra, si únicamente hubiera experimentado modificaciones en ese período el coeficiente de la antigüedad, entonces la desigualdad salarial en España habría aumentado en 0,004 puntos logarítmicos -según el modelo 2-, mientras que si únicamente hubiera cambiado la distribución de esa variable la desigualdad se habría reducido en 0,001 puntos; la suma de ambos efectos corresponde al aumento de la desigualdad de 0,003 puntos inducida en conjunto por la antigüedad).

CUADRO 7

Contribución de cada factor al cambio en la desigualdad salarial en España. Descomposición de Yun (2006). Encuesta de Estructura Salarial

	Modelo 1			Modelo 2		
	Carac.	Coef.	Total	Carac.	Coef.	Total
Total	0,004	-0,026	-0,022	-0,021	-0,009	-0,030
Atributos individuales	0,004	-0,026	-0,022	-0,004	-0,006	-0,010
Género	0,000	0,004	0,004	0,001	0,000	0,001
Educación	0,008	-0,020	-0,012	0,000	-0,008	-0,008
Antigüedad	-0,001	-0,002	-0,003	-0,001	0,004	0,003
Experiencia	-0,003	-0,008	-0,011	-0,004	-0,002	-0,006
Atributos de puestos de trabajo	-	-	-	-0,007	0,003	-0,004
Tipo de contrato	-	-	-	-0,002	-0,002	-0,004
Tipo de jornada	-	-	-	0,000	-0,001	-0,001
Ocupación	-	-	-	-0,005	0,006	0,001
Atributos de establecimientos	-	-	-	-0,010	-0,006	-0,016
Sector	-	-	-	-0,004	-0,001	-0,005
Tipo de convenio	-	-	-	-0,004	0,000	-0,004
Región	-	-	-	-0,001	0,000	-0,001
Tamaño	-	-	-	-0,002	-0,002	-0,004
Composición fuerza de trabajo	-	-	-	0,001	-0,003	-0,002
Residuos salariales		-0,021			-0,013	
Cambio en la desigualdad salarial			-0,043			

Notas: En el cuadro aparecen los valores de los distintos términos de la descomposición expresada en la ecuación (A2.8) aplicada al cambio de la desigualdad salarial en España entre 1995 y 2002.

Según la evidencia obtenida con la especificación más completa del modelo econométrico (modelo 2), el origen más relevante de la reducción de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español en el período analizado son los cambios experimentados por las características de los agentes económicos (esta circunstancia explica en la práctica en torno a la mitad, 0,021 puntos logarítmicos, de la caída total de desigualdad, cuantificada en 0,043 puntos). El impacto de los cambios experimentados por la estructura de rendimientos salariales es, por el contrario, mucho más reducido (este fenómeno explica una caída de 0,009 puntos, el 20% del total)<sup>11</sup>. El efecto restante es atribuible a los residuos, y por lo tanto a factores inobservables, y explica una parte menor de la reducción total (0,013 puntos, o el 32%), un resultado que implica, en definitiva, que en el análisis empírico se logra identificar el grueso del origen de los cambios en la desigualdad salarial que se han producido en el mercado de trabajo español en el pasado reciente<sup>12</sup>.

Los cambios más notables experimentados por las dotaciones de características en función de su impacto sobre la desigualdad son los relacionados con los atributos de las empresas y de los puestos de trabajo. Destaca en este sentido, en particular, la distinta distribución de trabajadores por ocupaciones y la mayor presencia con el transcurso del tiempo de empresas ubicadas en sectores de bajos salarios relativos y con convenios de ámbito sectorial. Por el contrario, las modificaciones experimentadas por los atributos individuales ejercen una menor influencia relativa. De hecho, el único efecto destacable sobre la desigualdad relacionado con los cambios en la dotación de características individuales es la provocada por el cambio en la distribución de los años de experiencia potencial, ya que los cambios en la presencia relativa de mujeres, en los niveles educativos y en las dotaciones de an-

<sup>11</sup> Nótese que el ejercicio contrafactual que se desarrolla se basa en el supuesto de equilibrio parcial de que no hay efectos de los cambios en las cantidades sobre los precios e ignora, en consecuencia, los efectos de equilibrio general.

<sup>12</sup> Empleando la misma metodología de análisis, los resultados de Yun (2006) muestran que para el caso de Estados Unidos los factores inobservables ejercen, por el contrario, un papel fundamental en la explicación del aumento de la desigualdad salarial en las últimas décadas. Otras diferencias destacables entre los resultados para ambas economías es que en Estados Unidos los cambios en la estructura de rendimientos salariales, y muy especialmente el aumento de los rendimientos salariales a la educación, han venido contribuyendo significativamente al aumento de la desigualdad salarial, mientras que los cambios en las características han tenido una influencia muy poco destacada.

tigüedad del conjunto de los trabajadores han tenido un efecto exiguo en la desigualdad<sup>13</sup>.

Se constata también que el reducido impacto sobre la desigualdad que en conjunto se deriva de los cambios experimentados por la estructura de rendimientos salariales está asociado a la fuerte estabilidad temporal que por lo general presentan los rendimientos asociados a características de las empresas (significativamente, esta estabilidad es muy acusada en el caso de ciertos diferenciales salariales en los que los mecanismos de la negociación colectiva ejercen en nuestro país una destacada influencia, las asociadas al tipo de convenio, el sector y la región). No obstante, también se debe en parte al hecho de que si bien se dan cambios significativos en los rendimientos salariales de las características de los individuos y de los puestos de trabajo, éstos se producen en sentido contrapuesto y tienden a contrarrestarse. Así, mientras que la caída de los rendimientos salariales a la educación es un factor que ha contribuido significativamente a la reducción de la desigualdad, el aumento del rendimiento salarial de la antigüedad ha actuado en sentido contrario, dándose una circunstancia similar con los cambios experimentados por los rendimientos asociados al tipo de contrato y a la ocupación.

En síntesis, esta parte del análisis sugiere que el grueso de la reducción que experimentó la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español entre 1995 y 2002 se explica de forma mecánica por los cambios en las características de los agentes económicos (y, en especial, de las de las empresas y puestos de trabajo), siendo mucho más reducido el impacto de las modificaciones de los rendimientos salariales. Esta evi-

<sup>13</sup>Una cuestión de indudable interés es en qué medida la compresión experimentada por la estructura salarial española está relacionada con el fuerte aumento de la inmigración que se ha producido en los últimos años en nuestro país. Esta circunstancia es plausible, de entrada, en la medida en que los inmigrantes tienen en la práctica una estructura salarial notablemente más comprimida que los nativos (Simón *et al.*, 2008). Aunque un examen más apropiado de esta cuestión resulta imposibilitado para el período analizado por el hecho de que no se puede identificar la nacionalidad del trabajador en la ola de 1995 de la EES, cabe destacar que los índices de desigualdad para 2002 toman valores muy similares cuando se eliminan los individuos de nacionalidad extranjera de la muestra de ese año. Aunque únicamente de forma tentativa, este resultado sugiere que la compresión de la estructura salarial española no se explica básicamente como una consecuencia de los cambios en la composición de la fuerza de trabajo derivados de la inmigración. Esta evidencia es, por otra parte, consecuente con el hecho de que la inmigración no parece haber afectado de forma significativa a los salarios de los trabajadores españoles (Carrasco *et al.*, 2008).

dencia es consecuente con la obtenida por Christopoulou *et al.* (2008) en el sentido de que España se encuentra entre los países europeos donde las modificaciones en la composición de la fuerza de trabajo y de las empresas explican en mayor medida la evolución observada de la estructura salarial que los cambios de los rendimientos salariales. Sin embargo, contrasta con los resultados de Izquierdo y Lacuesta (2006), los cuales sugieren que las características individuales son determinantes significativos de la evolución reciente de la desigualdad salarial en España, así como que los cambios en las dotaciones y rendimientos de dichas características han ejercido una influencia contrapuesta en la evolución de la desigualdad. Se da la circunstancia, no obstante, de que estos hallazgos coinciden en buena medida con los que se obtienen con la especificación más parsimoniosa de la ecuación salarial que incluye sólo las características de los individuos (modelo 1 en el Cuadro 7), por lo que las discrepancias observadas pudieran deberse al uso de distintos modelos de determinación salarial. Un origen alternativo de dichas diferencias pudiera radicar en el uso de distintas metodologías de análisis. Así, si bien la técnica de Yun (2006) utilizada en este trabajo permite obtener una descomposición detallada de la influencia de cada factor individual en los cambios experimentados por la desigualdad salarial, a diferencia de la metodología empleada por Izquierdo y Lacuesta (2006) no proporciona evidencia sobre el impacto de cada factor en la desigualdad salarial residual (o intra grupos).

## 5. Conclusiones

Esta investigación examina el origen de la desigualdad salarial en España desde una doble perspectiva, un análisis comparado internacional y el examen de su evolución con el transcurso del tiempo. El uso de microdatos emparejados empresa-trabajador de carácter armonizado en las dimensiones temporal e internacional del análisis, junto con las metodologías econométricas de descomposición propuestas en la literatura económica por Fields (2003) y Yun (2006), permite desarrollar en la práctica una exhaustiva evaluación empírica de los determinantes de la desigualdad salarial y su evolución en el mercado de trabajo español, dos fenómenos sobre los que nuestro conocimiento previo es incompleto.

El análisis comparado de España y otros países europeos constituye una aproximación novedosa al análisis de la desigualdad salarial en nuestro país y se basa en el acceso excepcional a la única base de datos armonizada que existe actualmente a nivel internacional con microdatos emparejados empresa-trabajador, la Encuesta Europea de Estructura Salarial. El mismo revela que la desigualdad salarial de rango intermedio que presenta España con respecto a otros países europeos es una circunstancia consecuente con la magnitud de la diferenciación salarial entre empresas existente en el mercado de trabajo español, así como con la presencia de una desigualdad comparativamente reducida en la cola izquierda de la distribución pero que resulta elevada en términos relativos frente a otros países en la cola derecha. Entre las principales peculiaridades de la estructura salarial española contemplada desde una perspectiva internacional destaca el hecho de que las características concretas que presentan la fuerza laboral y las empresas aumentan la desigualdad salarial en relación con otros países. Por el contrario, la forma específica en que se remuneran estas características en el mercado de trabajo español tiende a reducirla comparativamente, destacando en este sentido el efecto derivado de los bajos rendimientos salariales de la educación.

La segunda parte del análisis empírico se centra en el examen de la evolución de la desigualdad salarial en España en el período 1995-2002 a partir de los microdatos emparejados de la Encuesta de Estructura Salarial, y aporta evidencia sobre los motivos por los que nuestro país es una de las muy escasas economías desarrolladas donde se viene produciendo una notable reducción de la desigualdad con el transcurso del tiempo. Se constata así que una porción muy significativa de

la reducción de la desigualdad se explica de forma mecánica por los cambios de las características de los agentes económicos, mientras que la influencia en dicho fenómeno de los cambios en la estructura de rendimientos salariales es más reducida.

Por último, cabe destacar que el conjunto de la evidencia obtenida es compatible con la hipótesis de que la negociación colectiva ejerce una influencia significativa en la conformación de la desigualdad salarial en España. Así, por una parte, el efecto compresor sobre los salarios que según la literatura económica está asociado a la presencia de un tipo de negociación colectiva como el que existe en España es consecuente tanto con la desigualdad salarial comparativamente reducida que se da en la cola izquierda de la distribución como con el hecho de que la estructura de rendimientos salariales tiende a reducir la desigualdad en relación con otros países. Por otra parte, la fuerte estabilidad que presentan en el tiempo los rendimientos salariales en el mercado de trabajo español, en especial los asociados a los atributos de las empresas, sugiere que la negociación colectiva, caracterizada por una fuerte inercia temporal en la determinación salarial, es un factor que favorece la estabilidad de la estructura salarial en España.

Apéndice A1. Descriptivos y resultados de las regresiones

CUADRO A1.1  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 2002

	Noruega		República Checa		Holanda		Eslovaquia		España		Portugal		Letonia		Italia		Lituania	
	Media	Coef.	Media	Coef.	Media	Coef.	Media	Coef.										
Logaritmo salario hora	5.060 (0.365)	-	4.580 (0.443)	-	2.768 (0.504)	-	4.540 (0.502)	-	2.147 (0.524)	-	1.749 (0.613)	-	-0.362 (0.727)	-	2.341 (0.418)	-	1.665 (0.620)	-
Mujer	0.365	-0.088**	0.465	-0.188**	0.507	-0.101**	0.461	-0.169**	0.353	-0.142**	0.390	-0.115**	0.434	-0.088**	0.318	-0.124**	0.539	-0.109**
Hombre	0.635	Refer.	0.535	Refer.	0.493	Refer.	0.539	Refer.	0.647	Refer.	0.620	Refer.	0.566	Refer.	0.682	Refer.	0.461	Refer.
Edad	39.18	0.031**	40.87	0.017	39.49	0.061**	39.85	0.022**	37.60	0.017**	37.69	0.031**	38.46	0.000*	38.24	0.021**	40.77	0.005**
Edad*edad	(12.10)	0.000**	(11.3)	0.000	(11.3)	-0.001**	(10.36)	0.000**	(10.7)	0.000**	(11.00)	0.000**	(11.73)	0.000**	(88.56)	0.000**	(10.92)	0.000**
	1681.13	0.000**	1799.1	0.000**	1867.7	-0.001**	1865.4	0.000**	1300.1	0.000**	1541.7	0.000**	1694.9	0.000**	1772.1	0.000**	1781.5	0.000**
	(970.73)		(919.4)		(884.3)		(824.1)		(856.1)		(871.9)		(854.9)		(772.1)		(906.5)	
Antigüedad	7.38	0.006**	10.36	0.012**	7.68	0.010**	11.18	0.012**	7.80	0.017**	9.52	0.017**	3.61	0.029*	11.27	0.011**	7.23	0.015**
	(6.8)		(10.6)		(6.0)		(10.3)		(9.6)		(9.68)		(5.30)		(10.3)		(6.03)	
Antigüedad*Antigüedad	131.87	0.000**	219.22	0.000**	138.15	0.000**	232.17	0.000**	153.0	0.000**	184.42	0.000**	43.63	-0.001**	232.72	0.000**	120.4	0.000**
	(268.2)		(371.0)		(262.4)		(343.9)		(292.8)		(299.6)		(146.7)		(331.8)		(244.2)	
Educación primaria	0.039	Refer.	0.003	Refer.	0.082	Refer.	0.000	Refer.	0.259	Refer.	0.096	Refer.	0.003	Refer.	0.072	Refer.	0.006	Refer.
Educación secundaria inferior	0.106	-0.032**	0.113	0.002	0.178	0.068**	0.090	-	0.285	0.003	0.186	0.120**	0.103	-0.034**	0.408	0.045**	0.038	0.016
Educación secundaria superior	0.612	0.019**	0.718	0.064	0.395	0.173	0.074**	0.173	0.031**	0.205	0.134	0.316	0.005*	0.410	0.123**	0.329	0.044**	0.016
Educación post-secundaria	0.037	0.057**	0.000	0.049	0.049	0.215**	0.000	0.000	-0.087	0.000	0.000	0.000	0.356	0.009**	0.018	0.142**	0.189	0.071**
Educación terciaria	0.200	0.151**	0.158	0.263**	0.292	0.378**	0.189	0.225**	0.280	0.060**	0.104	0.280	0.217	0.145	0.085	0.219**	0.403	0.174**
Postgraduados	0.004	0.238**	0.008	0.456**	0.005	0.630**	0.003	0.472**	0.003	0.062**	0.000	0.000	0.004	0.006	0.006	0.272**	0.005	0.416**
Contrato temporal	0.027	-0.054**	0.128	-0.093**	0.171	-0.094**	0.096	-0.025**	0.259	-0.066**	0.192	-0.059**	0.066	0.046**	0.963	-0.052**	0.914	-0.025**
Contrato indefinido	0.973	Refer.	0.872	Refer.	0.829	Refer.	0.904	Refer.	0.741	Refer.	0.808	Refer.	0.984	Refer.	0.037	Refer.	0.086	Refer.
Jornada parcial	0.207	-0.045**	0.100	-0.001**	0.481	-0.024**	0.035	-0.103**	0.101	0.027**	0.015	0.331**	0.119	-0.148*	0.886	0.049**	0.865	-0.181**
Jornada completa	0.793	Refer.	0.900	Refer.	0.519	Refer.	0.965	Refer.	0.899	Refer.	0.885	Refer.	0.881	Refer.	0.114	Refer.	0.135	Refer.
Tamaño 10-49	0.172	Refer.	0.012	Refer.	0.026	Refer.	0.021	Refer.	0.306	Refer.	0.261	Refer.	0.453	Refer.	0.297	Refer.	0.219	Refer.
Tamaño 50-249	0.256	0.029	0.100	0.065**	0.153	0.010**	0.126	0.031**	0.283	0.105**	0.280	0.113**	0.420	0.201	0.204	0.098**	0.446	0.156**
Tamaño 250-499	0.143	0.032	0.121	0.080**	0.140	0.014**	0.116	0.086**	0.097	0.157**	0.104	0.203**	0.062	0.408	0.155	0.178**	0.119	0.237**
Tamaño 500-999	0.127	0.031*	0.162	0.102**	0.105	0.130**	0.214	0.130**	0.087	0.190**	0.097	0.218**	0.030	0.300	0.113	0.188**	0.089	0.288**
Tamaño >999	0.301	0.040**	0.604	0.126**	0.576	0.022**	0.524	0.159**	0.227	0.189**	0.218	0.231**	0.063	0.400	0.231	0.181**	0.128	0.309**
Participación sector público	0.688	-0.039**	0.616	0.029**	0.447	-0.071**	0.653	-0.069**	0.898	-0.003	0.838	0.045**	0.679	0.128**	0.919	0.022*	0.503	0.133**
Otro tipo de control	0.132	Refer.	0.384	Refer.	0.553	Refer.	0.387	Refer.	0.091	Refer.	0.162	Refer.	0.121	Refer.	0.059	Refer.	0.497	Refer.
Proporción mujeres	0.365	-0.024**	0.465	-0.294**	0.307	-0.079**	0.461	-0.380**	0.353	-0.114	0.380	-0.051**	0.434	-0.067**	0.318	-0.046**	0.539	-0.112**
	(0.21)		(0.26)		(0.30)		(0.24)		(0.30)		(0.31)		(0.26)		(0.25)		(80.20)	
Promedio años edad	39.18	0.001	40.88	-0.018**	39.49	0.001**	39.85	-0.018**	37.6	0.003**	37.69	0.004**	38.46	-0.009**	39.24	0.000	40.77	-0.009**
	(4.7)		(5.8)		(5.8)		(2.9)		(5.9)		(6.2)		(5.3)		(4.9)		(4.6)	
Promedio años antigüedad	7.38	-0.002**	10.36	-0.005**	7.68	0.002**	11.18	-0.004**	7.80	0.003**	9.52	-0.003**	3.61	0.021**	11.27	0.002**	7.23	0.006**
	(4.7)		(5.3)		(4.7)		(6.6)		(6.7)		(6.6)		(3.3)		(5.5)		(4.8)	
Proporción trabajadores educación alta	0.203	0.209**	0.166	0.537**	0.297	0.042**	0.192	0.202**	0.283	0.121**	0.104	0.240**	0.221	0.860**	0.092	0.993**	0.406	0.310**
Proporción trabajadores educación baja	0.147	-0.083	0.116	-0.117**	0.259	-0.134**	0.090	-0.086**	0.543	-0.088**	0.691	-0.176**	0.106	0.132**	0.480	-0.065**	0.064	0.079**
	(0.09)		(0.098)		(0.23)		(0.07)		(0.35)		(0.30)		(0.14)		(0.31)		(0.09)	
R2 ajustado	0.621		0.613		0.625		0.546		0.577		0.700		0.392		0.590		0.483	
Observaciones	566.812		972.729		78.215		382.329		21.4911		58.049		177.891		80.880		137.233	
Establecimientos	7.491		2.274		6.373		472		21.615		6.604		5.023		8.778		5.601	

Notas: En la columna de descriptivos aparece entre paréntesis la desviación estándar de las variables continuas. La especificación de la ecuación salarial también incluye controles por ocupación y sector (distinguiendo 27 ocupaciones) y por sector (considerando las divisiones de la clasificación NACE). \*\* y \* indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

CUADRO A1.2  
Encuesta de Estructura Salarial

	1995			2002				
	Media	Coeficiente			Media	Coeficiente		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Salario por hora (euros)	8,25 (6,12)	-	-	-	9,46 (6,655)	-	-	-
Logaritmo del salario por hora	1,949 (0,535)	-	-	-	2,105 (0,493)	-	-	-
Hombre	0,768	0,199**	0,141**	0,134**	0,689	0,238**	0,143**	0,138**
Mujer	0,232	Referencia	Referencia	Referencia	0,311	Referencia	Referencia	Referencia
Analfabeto	0,006	-0,062**	0,069**	0,003**	0,000	-	-	-
Educación primaria incompleta	0,017	-0,063**	0,008	-0,017**	0,015	-0,080**	-0,021	-0,034**
Educación primaria	0,309	Referencia	Referencia	Referencia	0,292	Referencia	Referencia	Referencia
Educación secundaria (primer ciclo)	0,308	0,074**	0,004	0,046**	0,324	0,038**	-0,020**	0,022**
Educación secundaria (segundo ciclo)	0,119	0,422**	0,105**	0,136**	0,102	0,305**	0,063**	0,102**
Formación profesional de primer grado	0,050	0,280**	0,065**	0,093**	0,060	0,208**	0,019**	0,055**
Formación profesional de segundo grado	0,079	0,397**	0,105**	0,123**	0,080	0,316**	0,057**	0,093**
Diplomado	0,051	0,686**	0,212**	0,238**	0,052	0,575**	0,121**	0,157**
Licenciado	0,059	0,985**	0,340**	0,343**	0,074	0,793**	0,196**	0,231**
Postgrado	0,000	1,112**	0,296**	0,323**	0,000	0,952**	0,359**	0,401**
Doctor	0,001	1,237**	0,515**	0,515**	0,001	1,143**	0,426**	0,361**
Antigüedad	10,75 (10,0)	0,021**	0,007**	0,007**	6,91 (9,17)	0,022**	0,014**	0,014**
Antigüedad* Antigüedad	215,6 (311,79)	-0,000**	-0,000**	-0,000**	131,8 (276,91)	-0,000**	-0,000**	-0,000**
Experiencia	23,6 (12,03)	0,033**	0,023**	0,021**	21,8 (11,79)	0,023**	0,017**	0,016**
Experiencia*Experiencia	700,8 (630,88)	-0,000**	-0,000**	-0,000**	614,2 (587,20)	-0,000**	-0,000**	-0,000**
Contrato temporal	0,258	-	-0,074**	-0,073**	0,277	-	-0,032**	-0,044**
Contrato indefinido	0,742	-	Referencia	Referencia	0,723	-	Referencia	Referencia
Jornada parcial	0,037	-	0,008	0,034**	0,091	-	0,022**	0,016**
Jornada completa	0,963	-	Referencia	Referencia	0,909	-	Referencia	Referencia
Andalucía	0,090	-	Referencia	-	0,093	-	Referencia	-
Aragón	0,052	-	0,011	-	0,047	-	0,020	-
Asturias	0,036	-	-0,063*	-	0,032	-	-0,033**	-
Baleares	0,031	-	-0,010	-	0,035	-	-0,009	-
Canarias	0,048	-	-0,077**	-	0,045	-	-0,081**	-
Cantabria	0,023	-	-0,066**	-	0,018	-	-0,058**	-
Castilla y León	0,048	-	-0,051**	-	0,046	-	-0,076**	-
Castilla-La Mancha	0,062	-	-0,053**	-	0,052	-	-0,067**	-
Cataluña	0,145	-	0,058**	-	0,163	-	0,056**	-
Comunidad Valenciana	0,088	-	-0,015**	-	0,114	-	-0,039**	-
Extremadura	0,022	-	-0,151**	-	0,023	-	-0,211**	-
Galicia	0,062	-	-0,139**	-	0,063	-	-0,125**	-
Madrid	0,127	-	0,032**	-	0,127	-	0,003**	-
Murcia	0,037	-	-0,113**	-	0,039	-	-0,099**	-
Navarra	0,036	-	0,054**	-	0,027	-	0,085**	-
País Vasco	0,072	-	0,075**	-	0,055	-	0,090**	-
La Rioja	0,021	-	-0,036**	-	0,020	-	-0,015**	-
Convenio de empresa	0,217	-	Referencia	-	0,148	-	Referencia	-
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,341	-	-0,094**	-	0,361	-	-0,075**	-
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0,436	-	-0,088**	-	0,490	-	-0,088**	-
Otro tipo de convenio	0,006	-	-0,031**	-	0,000	-	0,015	-
Tamaño 10-19	0,184	-	Referencia	-	0,213	-	Referencia	-
Tamaño 20-49	0,230	-	0,056**	-	0,260	-	0,039**	-
Tamaño 50-99	0,161	-	0,112**	-	0,143	-	0,108**	-
Tamaño 100-199	0,103	-	0,171**	-	0,119	-	0,122**	-
Tamaño 200 ó más	0,323	-	0,172**	-	0,265	-	0,147**	-
Proporción de mujeres	0,232 (0,249)	-	-0,052**	-	0,311 (0,289)	-	-0,099**	-
Número medio de años de educación	9,041 (2,226)	-	0,033**	-	9,229 (2,441)	-	0,025**	-
Número medio de años de antigüedad	10,754 (7,046)	-	0,000	-	6,915 (6,290)	-	0,000	-
Número medio de años de experiencia	23,602 (6,917)	-	0,004**	-	21,813 (6,533)	-	0,003**	-
Efectos fijos por establecimiento	-	No	No	Sí	-	No	No	Sí
R <sup>2</sup>	-	0,412	0,571	0,808	-	0,392	0,551	0,778
R <sup>2</sup> ajustado	-	0,412	0,571	0,796	-	0,392	0,551	0,756
Número de observaciones		155.889				107.961		
Número de establecimientos		16.362				10.215		

Notas: En la columna de descriptivos aparece entre paréntesis la desviación estándar de las variables continuas. Las especificaciones de las ecuaciones salariales de los modelos 2 y 3 también incluyen controles por ocupación (distinguiendo 57 ocupaciones), y la del modelo 2 controles por sector (considerando las divisiones de la clasificación NACE). \*\* y \* indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

## Apéndice A2. Las técnicas de Fields (2003) y Yun (2006)

### A2.1. La técnica de Fields (2003)

La metodología diseñada por Fields (2003) parte de la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de la siguiente ecuación salarial semilogarítmica (se han eliminado los subíndices individuales de la ecuación, con el fin de facilitar la presentación):

$$w^d = \beta_0^d + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^d X_k^d + \varepsilon^d \quad [\text{A2.1}]$$

Donde  $w^d$  corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador  $i$  en la distribución salarial  $d$ , y  $X_k^d$  y  $\varepsilon^d$  son la  $k$ -ésima variable explicativa y un término de error aleatorio, respectivamente.

Tomando en ambos lados de la ecuación [A2.1] la covarianza con respecto al logaritmo de los salarios, la varianza del logaritmo de los salarios individuales puede expresarse a partir de la siguiente identidad:

$$\sigma_{w^d}^2 = \sigma_{\sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^d X_k^d, w^d} + \sigma_{\varepsilon^d, w^d} = \sum_{k=1}^{K-1} \sigma_{\beta_k^d X_k^d, w^d} + \sigma_{\varepsilon^d, w^d} \quad [\text{A2.2}]$$

Donde  $\sigma_{w^d}^2$ ,  $\sigma_{\beta_k^d X_k^d, w^d}$  y  $\sigma_{\varepsilon^d, w^d}$  son, respectivamente, la varianza del logaritmo de los salarios, la covarianza de  $\beta_k^d X_k^d$  y  $w^d$  y la covarianza entre  $\varepsilon^d$  y  $w^d$ . A su vez,  $\sigma_{\varepsilon^d, w^d} = \sigma_{\varepsilon^d}^2$ , en la medida en que, por las propiedades de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios,  $\sigma_{\varepsilon^d, x_k^d} = 0$ , donde  $k = 1, \dots, K - 1$ .

Dividiendo ambos lados de la ecuación [A2.2] por  $\sigma_{w^d}^2$ , se obtiene la expresión:

$$1 = \left( \sum_{k=1}^{K-1} \sigma_{\beta_k^d X_k^d, w^d} + \sigma_{\varepsilon^d, w^d} \right) / \sigma_{w^d}^2 = \sum_{k=1}^K S_{k,d} \quad [\text{A2.3}]$$

Donde los factores  $S_{k,d}$  constituyen el peso relativo de cada una de las  $k$ -ésimas variables en la desigualdad de la varianza del logaritmo del salario, y están compuestos por  $K - 1$  factores correspondientes a las variables explicativas y el factor  $K$ , correspondiente a los residuos, que es tratado como un factor con coeficiente igual a 1 ( $\beta_k^d = 1$ ). Éste se define como  $\sigma_{\varepsilon^d, w^d} / \sigma_{w^d}^2$ , mientras que en el caso de los  $K - 1$  factores correspondientes a las variables explicativas el factor correspondiente se define como:

$$S_{k,d} = \sigma_{\beta_k^d X_k^d, w^d} / \sigma_{w^d}^2 = \left( \beta_k^d \sigma_{x_k^d} \rho_{x_k^d, w^d} \right) / \sigma_{w^d} \quad [\text{A2.4}]$$

Donde  $\sigma_{x_k^d}$  es la desviación estándar de  $X_k^d$  y  $\varrho_{x_k^d, w^d}$  es el coeficiente de correlación entre  $X_k^d$  y  $w^d$  (esto es,  $\varrho_{x_k^d, w^d} = \sigma_{x_k^d, w^d} / \sigma_{x_k^d} \sigma_{w^d}$ ). Como puede observarse, la influencia de cada variable en la desigualdad salarial depende tanto de su coeficiente como de su dispersión. Nótese, a su vez, que el signo de  $S_{k,d}$  puede ser negativo, en la medida en que el signo de  $\beta_k^d$  sea opuesto al de  $\varrho_{x_k^d, w^d}$ .

En la medida en que se cumple que  $\sum_{k=1}^K S_{k,d} = 1$ , la varianza del logaritmo de los salarios se puede descomponer de forma exacta en la suma de la proporción explicada por cada variable. A su vez, cuando se excluye el peso relativo en la desigualdad de los residuos la suma de los restantes factores es exactamente igual al coeficiente de determinación sin ajustar de la regresión, de modo que  $\sum_{k=1}^{K-1} S_{k,d} = R^2(w^d)$ .

*A2.2. La técnica de Yun (2006)*

La implementación de la técnica de Yun (2006) con la finalidad de descomponer las diferencias en desigualdad salarial entre dos distribuciones A y B (donde A y B pueden ser dos países o un país en dos momentos del tiempo) exige estimar la ecuación salarial [A2.1] de forma separada para cada distribución:

$$w^A = \beta_o^A + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^A X_k^A + \varepsilon^A \tag{A2.5}$$

$$w^B = \beta_o^B + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^B X_k^B + \varepsilon^B \tag{A2.6}$$

El siguiente paso consiste en reemplazar los coeficientes de la ecuación [A2.5] por los estimados a partir de la ecuación [A2.6], manteniendo las características y los residuos constantes. La ecuación salarial auxiliar tras la modificación de los coeficientes es:

$$w^* = \beta_o^B + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^B X_k^A + \varepsilon^A \tag{A2.7}$$

A continuación se computan los factores que miden el peso relativo de cada variable en la desigualdad de los salarios observados y de los salarios contrafactuales contruidos con la regresión auxiliar dada por la ecuación [A2.7]. A partir de los mismos, la diferencia entre las distribuciones A y B en la varianza del logaritmo de los salarios se descompone de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \sigma_{w^A}^2 - \sigma_{w^B}^2 &= (\sigma_{w^A}^2 - \sigma_{w^*}^2) + (\sigma_{w^*}^2 - \sigma_{w^B}^2) = \sum_{k=1}^{K-1} (S_{k,*} \sigma_{w^*}^2 - S_{k,B} \sigma_{w^B}^2) + \\ &+ \sum_{k=1}^{K-1} (S_{k,A} \sigma_{w^A}^2 - S_{k,*} \sigma_{w^*}^2) + (\sigma_{\varepsilon^A}^2 - \sigma_{\varepsilon^B}^2) \end{aligned} \tag{A2.8}$$

Donde  $\sigma_{w,d}^2$  es la varianza del logaritmo de los salarios para la distribución  $d$  (donde la distribución  $d$  puede corresponder a las distribuciones A o B o a la distribución de los salarios contrafactuales) y  $S_{k,d}$  es el peso relativo del factor  $j$  en el nivel de desigualdad salarial de la distribución  $d$ . El primer y el segundo término del lado derecho de la ecuación corresponden a las sumas de los efectos de los cambios en los coeficientes y la dispersión, respectivamente, de cada variable exógena, mientras que el tercer término identifica el efecto asociado a los residuos.

## Referencias

- Abowd, J.M. y F. Kramarz (1999): "The analysis of labor markets using matched employer-employee data", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 2629-2710.
- Amuedo-Dorantes, C. y S. de la Rica (2006): "The role of segregation and pay structure on the gender wage gap: Evidence from matched employer-employee data for Spain", *Contributions to Economic Analysis & Policy* 5, pp. 1-32.
- Alcalá, F. y P.J. Hernández (2006): "Las externalidades del capital humano en la empresa española", *Revista de Economía Aplicada* 41, pp. 61-83.
- Bayard, K., Hellerstein, J., Neumark, D. y K. Troske (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics* 21, pp. 887-922.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1996): "International differences in male wage inequality: Institutions versus market forces", *Journal of Political Economy* 101, pp. 791-837.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1999): "Institutions and laws in the labor market", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 1399-1461.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2005): "Do cognitive test scores explain higher US wage inequality?", *The Review of Economics and Statistics* 87, pp. 184-193.
- Card, D. y S. de la Rica (2006): "Firm-level contracting and the structure of wages", *Industrial and Labor Relations Review* 59, pp. 573-593.
- Carrasco, R., Jimeno, J.F. y C. Ortega (2008): "The effects of immigration on the labour market performance of native-born workers: some evidence for Spain", *Journal of Population Economics* 21, pp. 627-648.
- Casado-Díaz, J.M. y H. Simón (2008): "Industry wage premia and collective bargaining revisited: Evidence from Spain", *Applied Economics Letters* 15, pp. 477-481.

- Christopoulou, R., Jimeno, J.F. y A. Lamo (2008): "Changes in the wage structure in EU countries: the impact of macroeconomic trends", ECB Conference "Wage Dynamics in Europe: Findings from the Wage Dynamics Network".
- Comisión Europea (2004), *Industrial Relations in Europe 2004*.
- European Industrial Relations Observatory (2002): "Industrial relations in the EU Member States and candidate countries", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- European Industrial Relations Observatory (2005): "Minimum wages in Europe", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- Eurostat (2005), *Employment in Europe 2005*.
- Eurostat (2006), *Structure of Earnings Survey 2002 Quality Report*.
- Fields, G.S. (2003): "Accounting for income inequality and its change: A new method with application to U.S. earnings inequality", en S.W. Polacheck (ed.), *Research in Labor Economics, Vol 22: Worker Well-Being and Public Policy*, Oxford, pp. 1-38.
- Foster, J. y E. Ok (1999): "Lorenz dominance and the variance of logarithms", *Econometrica* 67, pp. 901-8.
- Groshen, E.L. (1991): "Five reasons why wages vary among employers", *Industrial Relations* 30, pp. 350-381.
- Hamermesh, D. (2008): "Fun with matched firm-employee data: Progress and road maps", *Labour Economics* 15, pp. 662-672.
- Izquierdo, M., Moral, E. y A. Urtasun (2003): "El sistema de negociación colectiva en España: Un análisis con datos individuales de convenios", Documento Ocasional del Banco de España 0302.
- Izquierdo, M. y A. Lacuesta (2006): "Wage inequality in Spain: Recent developments", Documento de Trabajo del Banco de España 0615.
- Jimeno, J.F., Izquierdo, M. y V. Hernanz, V. (2001): "La desigualdad salarial en España: Descomposición y variación por niveles de salarios", *Papeles de Economía Española* 88, pp. 113-125.
- Juhn, C., Murphy, K. y B. Pierce (1993): "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy* 101, pp. 410-442.
- Katz, L.F. y D.H. Autor (1999): "Changes in the wage structure and earnings inequality", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 1463-1555.
- Lane, J. (2009): "Inequality and the labour market: Employers", en B. Nolan, W. Salverda y T. Smeeding (eds.) *Handbook of Income Inequality*, Oxford University Press, Oxford, pp. 354-387.
- Lazear, E. y K. Shaw (2009): "Wage structure, raises and mobility: International comparisons of the structure of wages within and across firms", en E. Lazear and K. Shaw (eds.) *The Structure of Wages: An International Comparison*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 1-23.
- Nickell, S. y R. Layard (1999): "Labour market institutions and economic performance", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 3029-3084.
- OCDE (2004), *Employment Outlook 2004*.

- OCDE (2007), *Employment Outlook 2007*.
- Palacio, J.I. y H. Simón (2004): “Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España”, *Revista de Economía Aplicada* Vol. XII, pp. 47-81.
- Sen, A. (1973), *On Economic Inequality*, ed. Oxford University Press, Oxford.
- Shorrocks, A.F. (1982): “Inequality decomposition by factor components”, *Econometrica* 50, pp. 193-211.
- Simón, H., Ramos, R. y E. Sanromá (2006): “Collective bargaining and regional wage differences in Spain: An empirical analysis”, *Applied Economics* 38, pp. 1749-1760.
- Simón, H., R. Ramos, y E. Sanromá (2008): “Labour segregation and immigrant and native-born wage distributions in Spain: An analysis using matched employer-employee data”, *Spanish Economic Review* 10, pp. 135-168.
- Simón (2009): “International differences in wage inequality: A new glance with european matched employer-employee data”, *British Journal of Industrial Relations* (doi: 10.1111/j. 1467-8543.2008.00708.x).
- Strauss, H.y C. de la Maisonneuve (2007): “The wage premium on tertiary education: New estimates for 21 OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Papers* N° 589.
- Yun, M.S. (2006): “Earnings inequality in the USA, 1961-1999: Comparing inequality using earnings equations”, *Review of Income and Wealth* 52, pp. 127-144.

## Abstract

*On the basis of harmonized matched employer-employee data, this study examines wage inequality in the Spanish labour market from a comparative point of view and its evolution over time. The evidence obtained reveals that the actual characteristics of Spanish employees and firms are associated with comparatively higher levels of wage inequality, whereas the specific form in which these characteristics are remunerated in the Spanish labour market decreases wage inequality relative to other countries. The empirical analysis also reveals that most of the reduction in wage inequality over time is mechanically explained by changes in the observed characteristics of workers and firms.*

*Keywords: Wage inequality; matched employer-employee data.*