

## EVOLUCIÓN DE LA DISPERSIÓN SALARIAL EN ESPAÑA

## Evolución de la dispersión salarial en España

Este artículo ha sido elaborado por Mario Izquierdo y Aitor Lacuesta, de la Dirección General del Servicio de Estudios.

### Introducción<sup>1</sup>

A partir de la segunda mitad de la década de los noventa, el mercado laboral español ha sufrido cambios muy notables. Entre ellos, destacan el aumento de la participación femenina, el mayor nivel educativo de las nuevas cohortes de trabajadores que se incorporan al mercado laboral y, finalmente, el significativo aumento del porcentaje de trabajadores con menor experiencia laboral, en un período de fuerte creación de empleo. En este contexto, este artículo analiza la evolución de la dispersión salarial entre 1995 y 2002, a partir de la información que proporciona la Encuesta de Estructura Salarial (EES), deteniéndose especialmente en el estudio del impacto de los diferentes cambios ocurridos en el mercado de trabajo en este período.

Existen varios trabajos que han analizado de forma agregada la evolución de los diferenciales de renta y de la dispersión salarial en España. Alcaide (1980) y Goerlich y Mas (1999) utilizaron la Encuesta de Presupuestos Familiares para señalar que la desigualdad en España permaneció más o menos invariable entre 1967 y 1974, y decreció desde ese momento hasta mediados de los noventa. Conclusiones similares se obtienen a partir de trabajos realizados con la Encuesta de Salarios, como mostraron García-Perea (1991) y Jimeno y Toharia (1994).

Un problema derivado de la utilización de las encuestas anteriores es la reducida información que proporcionan a nivel individual, lo que ha impedido analizar el efecto de los cambios de determinados factores socio-demográficos sobre la dispersión salarial. En este sentido, una de las pocas encuestas que ofrecen información lo suficientemente rica a nivel de trabajador y de empresa es la EES, que será brevemente descrita más adelante. Jimeno et al. (2002) explotaron la información de la primera oleada de esta encuesta, realizada en 1995, concluyendo que la educación del trabajador, su nivel ocupacional, el tipo de contrato, así como el nivel al que se había negociado el convenio colectivo eran los factores más importantes a la hora de explicar el nivel de dispersión salarial existente en el año de referencia.

Este trabajo va un poco más allá y, agrupando la información correspondiente a las oleadas de 1995 y de 2002 de esta encuesta —las únicas disponibles hasta ahora—, analiza la evolución de los diferenciales salariales entre ambos años, así como los factores que han contribuido en mayor medida a dicha evolución. Igualmente, se examina la dispersión en diferentes puntos de la distribución salarial. El presente artículo se estructura de la siguiente manera: en la segunda sección, se describen brevemente las características básicas de la EES y se presentan los resultados relativos a la evolución de la desigualdad salarial a nivel agregado entre 1995 y 2002. En la tercera sección se examina la importancia de diferentes factores a la hora de explicar esa evolución. Para ello, se utilizan diferentes metodologías, con las que se pretende aislar las dos posibles vías por las que se ha podido ver afectada la dispersión salarial a nivel agregado entre 1995 y 2002. Primero, se analiza cuál habría sido el impacto de los cambios en la composición de la fuerza laboral si se hubiera mantenido constante la estructura salarial de 1995. A continuación, se estiman los efectos sobre los diferenciales salariales motivados por cambios genuinos en la estructura salarial. La última sección presenta las conclusiones.

---

1. Este artículo resume los principales resultados que se encuentran en el Documento de Trabajo *Wage inequality in Spain. Recent Developments*, de M. Izquierdo y A. Lacuesta, publicado con el n.º 0615 por del Banco de España. En el documento se explican detenidamente los detalles metodológicos.

## ***Evolución de la dispersión salarial reciente***

La EES investiga la estructura y distribución de los salarios en todos los Estados miembros de la Unión Europea con una periodicidad cuatrienal. El ámbito poblacional de la encuesta es el conjunto de todos los trabajadores por cuenta ajena que presten sus servicios en centros de cotización de 10 o más trabajadores y hayan estado dados de alta en la Seguridad Social durante todo el mes de octubre de cada año de referencia<sup>2</sup>. Para la elaboración de este trabajo se han utilizado dos muestras representativas de empresas españolas, correspondientes a las dos oleadas de la encuesta disponibles hasta la fecha (1995 y 2002), que cubren los sectores de la industria, la construcción y los servicios de mercado<sup>3</sup>.

El concepto salarial que se examina es el de salario por hora. La encuesta tiene información muy precisa sobre los pagos realizados por la empresa al trabajador. Dentro de estos pagos se incluye tanto el salario ordinario bruto anual, como los pagos extraordinarios anuales. Esta definición de salario no incluye pagos en especie, atrasos ni indemnizaciones. Por último, el número de horas anuales trabajadas se obtiene de sumar a la jornada laboral anual pactada el número de horas extraordinarias trabajadas durante el año<sup>4</sup>.

Existen numerosos índices que, aplicados a los niveles salariales, permiten medir el grado de desigualdad salarial. Sin embargo, para realizar una comparación de la dispersión entre 1995 y 2002 hay que considerar índices que no se vean afectados por la escala de la serie, dado que los salarios nominales han crecido a lo largo de este período. Este es el caso de medidas como el coeficiente de variación y la ratio de salarios entre la última y la primera decilas<sup>5</sup>, que se muestran en el cuadro 1. Se puede comprobar en dicho cuadro que ambas medidas sufren una caída entre 1995 y 2002, aunque muy moderada, indicando que los diferenciales salariales en España se redujeron levemente en este período. Esta evolución de la dispersión contrasta, en principio, con la que se observa en otros países como Estados Unidos [Lemieux (2006)], si bien en España este comportamiento no es novedoso, pues se viene produciendo de forma continuada desde los años ochenta [Alcaide (1980), y Goerlich y Mas (1999)].

Con el objetivo de disponer de medidas adicionales de dispersión salarial que no estén afectadas por los diferentes niveles salariales en 1995 y 2002, se ha reescalado la serie de 1995, de modo que el salario medio coincida con el de 2002. De esta forma, es posible construir los índices de desigualdad más habituales, como pueden ser la desviación estándar, los índices de Gini y Theil, y la desviación estándar del logaritmo de los salarios. Estos índices se presentan en el cuadro 1 y coinciden en señalar la escasa magnitud de los cambios en la distribución de salarios en el período analizado, apuntando, todos ellos, hacia una caída muy leve de la dispersión entre 1995 y 2002.

Una desventaja de los índices anteriores es que no reflejan los posibles cambios en diferentes tramos de la distribución de salarios. Para salvar esta deficiencia, las últimas tres filas del cuadro 1 aportan información sobre las ratios de percentiles de salarios en diferentes puntos de dicha distribución. El primer cociente (P50/P10) representaría los diferenciales salariales en

---

2. Se excluyen de esta población los presidentes, miembros de consejos de administración y, en general, todo aquel personal cuya remuneración no sea principalmente en forma de salario. 3. En concreto, las ramas de actividad comprendidas dentro de las secciones de la C a la K de la CNAE-93. Quedan excluidas las secciones de la M a la O que solo se encontraban en 2002, mientras que no hay información para ninguno de los dos años sobre actividades agrícolas, ganaderas y pesqueras, las Administraciones Públicas, defensa y seguridad social obligatoria, personal doméstico y organismos extraterritoriales. 4. Solo se tiene información acerca del número de horas extraordinarias trabajadas en octubre, por lo que se debe extrapolar este número a todo el año. Según el INE, el mes de octubre se considera normal, en el sentido de que no se suele trabajar durante el mes más horas extraordinarias que la media, por lo que la extrapolación debería ser similar al dato anual. 5. Si se ordenan los trabajadores de menor a mayor salario, el salario en la última decila es el salario del trabajador que está por encima del 90% de la población, mientras que el de la primera es el salario del trabajador que está por encima del 10% de la población.

|                                 | 1995        | 2002        | Variación (%) |
|---------------------------------|-------------|-------------|---------------|
| <b>SERIES ORIGINALES</b>        |             |             |               |
| Coefficiente de variación       | <b>1,38</b> | 1,29        | -6,67         |
| P90/P10 (b)                     | <b>3,75</b> | 3,64        | -2,88         |
| <b>SERIES REESCALADAS (c)</b>   |             |             |               |
| Desviación típica               | <b>0,54</b> | 0,53        | -2,96         |
| P90/P10                         | <b>3,75</b> | 3,64        | -2,88         |
| Índice de Theil                 | <b>0,18</b> | 0,18        | -0,40         |
| Índice de Gini                  | <b>0,32</b> | 0,31        | -1,16         |
| Desviación típica del logaritmo | <b>0,54</b> | 0,52        | -3,54         |
| P50/P10                         | <b>1,68</b> | 1,60        | -4,81         |
| P75/P25                         | <b>2,07</b> | 1,97        | -4,72         |
| P90/P50                         | 2,23        | <b>2,28</b> | 2,02          |

FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

a. Los valores máximos se presentan en negrilla.

b. P90: percentil 90; P10: percentil 10.

c. Las series originales están reescaladas por la ratio entre la media de 2002 y la media de 1995.

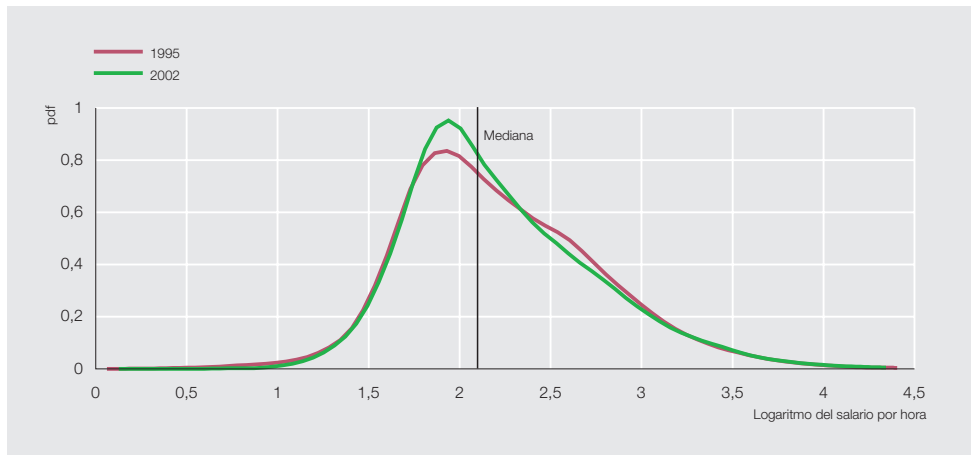
la parte baja de la distribución salarial, al estimar el cociente entre el salario mediano (P50) y el percentil 10 de la distribución de salarios; el segundo (P75/P25) se interesa por la dispersión salarial en la parte intermedia de la distribución, y la tercera relación (P90/P50) describe la dispersión en la parte alta de la misma. Se puede observar que esta distinción es relevante y permite cualificar el resultado obtenido a nivel agregado, ya que, mientras que en la parte baja y media de la distribución salarial se confirma la reducción de la dispersión salarial que se observaba a nivel agregado, en la parte alta de la misma se aprecia que el percentil 90 de la distribución de salarios se situó más alejado del salario mediano en 2002 que en 1995.

Este hecho puede verse con más claridad a partir de los resultados de una estimación no-paramétrica de la distribución salarial (medida sobre el logaritmo de los salarios), en dos momentos del tiempo, 1995 y 2002. La distribución salarial suele aproximarse a una distribución log-normal, como se observa en el gráfico 1, en el que también se representa la mediana de la distribución de 1995. Como se aprecia en dicho gráfico, en 2002 los salarios situados por debajo de la mediana se concentran cerca de ella, mientras que en la parte alta de la distribución se detecta una mayor dispersión respecto de la distribución salarial de 1995. Esta es una pauta relativamente común de comportamiento; por ejemplo, en Estados Unidos, la dispersión en la parte alta de la distribución ha aumentado recientemente mucho más que en el resto de tramos<sup>6</sup>.

**Factores explicativos de la evolución de la dispersión salarial**

Como se ha comentado en la Introducción, el mercado laboral español ha experimentado cambios notables en los últimos años. Entre 1995 y 2002, se ha producido un incremento importante de la participación femenina y ha aumentado significativamente el porcentaje de trabajadores con titulación universitaria. Asimismo, es muy probable que a lo largo de este período se hayan producido cambios en la oferta y en la demanda de trabajo que hayan podido alterar la estructura salarial, modificando la remuneración que otorga el mercado a las diferentes características. El objetivo de esta sección es analizar el impacto de estos cambios

6. Sin embargo, al contrario que el caso español, en Estados Unidos la desigualdad en los salarios medios y bajos no muestra una caída como la observada para España [Lemieux (2006)].



FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

sobre la evolución de la dispersión salarial. Para ello, se examina, en primer lugar, el efecto sobre la dispersión de los salarios de los principales cambios que han tenido lugar en la composición de la fuerza laboral, manteniendo estables los rendimientos salariales de las diferentes características. En segundo lugar, se analiza el efecto sobre la dispersión de los cambios en los citados rendimientos.

IMPACTO SOBRE LA DISPERSIÓN  
SALARIAL DE LOS CAMBIOS  
EN LA COMPOSICIÓN  
DE LA FUERZA LABORAL

Para analizar cómo afectan los cambios en la composición laboral a la distribución de los salarios resulta esencial disponer de un amplio conjunto de información sobre las características del trabajador (género, edad, estudios, experiencia laboral) y sobre el puesto de trabajo que ocupa (rama de actividad, ocupación, tipo de contrato, tamaño de la empresa, Comunidad Autónoma y tipo de convenio), que permita identificar aquellas que han experimentado mayores cambios en el período analizado. En el caso español, según la información que proporciona la EES, los cambios más relevantes en la composición de la fuerza laboral se han producido en la distribución por género, el nivel educativo y la experiencia dentro de la empresa.

Como se observa en la parte superior del cuadro 2, el porcentaje de mujeres sobre el total de trabajadores aumentó 7 puntos porcentuales (pp) entre 1995 y 2002, pasando a representar algo más del 30% en esa última fecha. También se incrementó significativamente el nivel educativo medio de los ocupados, con un aumento de 4 pp en el porcentaje de trabajadores que poseen un título universitario y un incremento algo más reducido del porcentaje de trabajadores que han finalizado el segundo ciclo de educación secundaria. Finalmente, en el transcurso de estos últimos cuatro años disminuyó notablemente el porcentaje de trabajadores con experiencia laboral más dilatada, incrementándose, como contrapartida, el correspondiente a los trabajadores con menos de 3 años de experiencia.

Para determinar el efecto sobre la dispersión salarial de los cambios en la composición de la fuerza laboral, hay que tener en cuenta los dos canales por los que un aumento del peso relativo de un determinado grupo poblacional puede afectar a los diferenciales salariales. Por ejemplo, como se observa en el cuadro 2, el salario de las mujeres está más alejado del salario medio que el de los hombres, motivo por el cual un incremento de la participación femenina debería incrementar la dispersión, si se mantuviera la estructura salarial de 1995 (efecto al que denominamos «entre-grupos»). Sin embargo, como se aprecia en la parte inferior del mismo cuadro, también sucede que la dispersión de los salarios es más reducida entre las

|                               | GÉNERO |       | EDUCACIÓN |                            |                             |          | EXPERIENCIA LABORAL |                  |                  |               |
|-------------------------------|--------|-------|-----------|----------------------------|-----------------------------|----------|---------------------|------------------|------------------|---------------|
|                               | Hombre | Mujer | Primaria  | Primer ciclo de secundaria | Segundo ciclo de secundaria | Superior | Menos de 1 año      | Entre 1 y 3 años | Entre 4 y 7 años | Más de 7 años |
| PORCENTAJE (%)                |        |       |           |                            |                             |          |                     |                  |                  |               |
| 1995                          | 75,87  | 24,13 | 33,11     | 31,99                      | 16,59                       | 18,30    | 10,87               | 23,77            | 19,50            | 45,86         |
| 2002                          | 68,81  | 31,19 | 28,92     | 31,61                      | 17,05                       | 22,42    | 23,35               | 29,82            | 14,76            | 32,07         |
| SALARIO RELATIVO (a)          |        |       |           |                            |                             |          |                     |                  |                  |               |
| 1995                          | 1,05   | 0,92  | 0,97      | 0,92                       | 1,07                        | 1,19     | 0,80                | 0,90             | 1,02             | 1,13          |
| 2002                          | 1,04   | 0,92  | 0,93      | 0,93                       | 1,04                        | 1,16     | 0,85                | 0,95             | 1,02             | 1,16          |
| DESIGUALDAD EN CADA GRUPO (b) |        |       |           |                            |                             |          |                     |                  |                  |               |
| 1995                          | 0,32   | 0,28  | 0,25      | 0,27                       | 0,31                        | 0,35     | 0,26                | 0,28             | 0,30             | 0,29          |
| 2002                          | 0,32   | 0,28  | 0,25      | 0,25                       | 0,31                        | 0,35     | 0,22                | 0,27             | 0,29             | 0,31          |

FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

a. Ratio entre la media de cada grupo y la media global.

b. Dentro de cada grupo, la desigualdad se calcula a través del índice de Gini.

mujeres que entre los hombres, motivo por el que una mayor participación femenina podría dar lugar a una reducción de la dispersión agregada (efecto que denominaremos «intra-grupos»). Resulta, por tanto, una cuestión empírica determinar cuál de los dos efectos dominó entre 1995 y 2002. Los mismos argumentos se pueden aplicar para los otros dos factores considerados.

El cuadro 3 resume el efecto que cada uno de los cambios poblacionales analizados ha tenido en la dispersión salarial, aproximada, esta última, por la desviación estándar del logaritmo de los salarios<sup>7</sup>. Según estas estimaciones, el incremento de la participación femenina redujo la dispersión agregada muy ligeramente, en un 0,65%, lo que significa que el efecto «intra-grupos» (menor dispersión salarial entre las mujeres) dominó sobre el efecto «entre-grupos» (salario relativo más alejado de la media en las mujeres). El análisis no-paramétrico permite, además, concretar que esta disminución de la dispersión fue más importante en la parte alta de la distribución, mientras que, en la parte baja, la dispersión se habría incrementado ligeramente.

El signo del efecto sobre la dispersión derivado del incremento en la participación de trabajadores con mayor educación es más sencillo de valorar porque los universitarios obtienen salarios más alejados de la media incondicional y presentan, además, una mayor dispersión interna que otros grupos. Por tanto, ambos efectos tenderían a incrementar la desigualdad agregada, como, de hecho, se observa en el cuadro 3. Sin embargo, la variación del 0,41% es muy pequeña, lo que debe interpretarse con cautela. En realidad, en este ejercicio no se está teniendo en cuenta el hecho de que el aumento de los titulados universitarios se produce especialmente en determinadas dimensiones del mercado de trabajo. Así, cuando se realiza el mismo ejercicio, pero teniendo en cuenta las interacciones entre el nivel educativo, la rama productiva, el tipo de contrato y el tipo de ocupación, el efecto sobre la dispersión salarial que

7. En el documento de trabajo se describe con detalle cómo se estima no-paramétricamente la distribución salarial contrafactual que hubiera surgido si en la fuerza laboral solo hubiera variado uno de estos factores, mientras los demás permanecían constantes en su nivel de 1995. Los resultados son similares si se utilizan otras medidas de desigualdad.

|                              | Desviación estándar | Variación respecto a 1995 (%) |
|------------------------------|---------------------|-------------------------------|
| 1995                         | 0,5417              | —                             |
| 2002                         | 0,5225              | -3,54                         |
| ESTIMACIÓN POR CAMBIOS EN:   |                     |                               |
| Género                       | 0,5382              | -0,65                         |
| Educación                    | 0,5439              | 0,41                          |
| Experiencia laboral          | 0,5719              | 5,58                          |
| TOTAL DE CARACTERÍSTICAS (a) | 0,5531              | 2,10                          |

FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

a. Incluye género, educación, experiencia laboral y los demás factores presentes en la base de datos.

se obtiene como resultado de un incremento en el nivel educativo es más elevado, en torno al 3%<sup>8</sup>. Por otra parte, el análisis a lo largo de la distribución salarial indica que el incremento de la dispersión motivado por este factor se concentra en la parte baja de la misma.

Finalmente, como en el caso de la participación femenina, el efecto sobre la dispersión de un aumento del porcentaje de trabajadores con menor experiencia es incierto. Por un lado, el salario medio de los individuos con experiencia laboral reducida se sitúa bastante por debajo de la media incondicional, pero, al mismo tiempo, es el grupo más homogéneo. Los resultados del cuadro 3 indican que, a diferencia de lo que ocurría con la participación femenina, en este caso el componente «entre-grupos» habría dominado sobre el «intra-grupos», de forma que el incremento en el porcentaje de población con poca experiencia habría dado lugar a un aumento de la desigualdad agregada. Además, este efecto es relativamente elevado —supera el 5%—, debido tanto a la magnitud del cambio en la composición como al elevado efecto «entre-grupos». Este aumento fue generalizado a lo largo de toda la distribución, aunque ligeramente superior en la parte alta de la misma.

En la última fila del cuadro 3, se recoge el efecto sobre la dispersión derivado de considerar no solo los cambios en la composición de la fuerza laboral derivados de los tres factores examinados, sino también de todas las demás características presentes en la base de datos y que fueron enumeradas al principio de este epígrafe. Se observa que el efecto conjunto habría producido un incremento de la dispersión entre 1995 y 2002, por lo que la leve caída en la dispersión observada entre esos años tiene que estar motivada por los cambios en la estructura salarial, que se analizan en la subsección siguiente.

#### IMPACTO SOBRE LA DISPERSIÓN SALARIAL DE LOS CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL

Para poder analizar el efecto sobre la dispersión de los cambios en la estructura salarial entre 1995 y 2002, se ha estimado una regresión multivariante para cada período, en la que el salario de cada individuo se relaciona con sus características personales y las de la empresa en la que trabaja. La comparación de los resultados obtenidos en cada una de las estimaciones proporciona información de los cambios que se han producido en la retribución salarial de las diferentes características de la fuerza laboral. El cuadro 4 muestra los coeficientes estimados de las principales variables incluidas en las regresiones en 1995 y 2002<sup>9</sup>.

8. Estas interacciones, sin embargo, no son importantes para el caso de la participación femenina ni para el caso de la experiencia laboral, que se verá a continuación, ya que ambos factores han incrementado su peso en todo el conjunto de la economía y no en segmentos concretos. 9. Se presentan en la tabla las características anteriormente analizadas con los cambios en la composición y la edad, aunque la especificación incluye muchas más características.

|  | 1995               | 2002               |
|--|--------------------|--------------------|
| GÉNERO   | -0,220<br>(0,0023) | -0,230<br>(0,0020) |
| EDUCACIÓN  |                    |                    |
| Primer ciclo de secundaria   | 0,027<br>(0,0023)  | 0,008<br>(0,0020)  |
| Segundo ciclo de secundaria  | 0,127<br>(0,0033)  | 0,079<br>(0,0027)  |
| Superior   | 0,240<br>(0,0035)  | 0,194<br>(0,0031)  |
| EXPERIENCIA  |                    |                    |
| Entre 1 y 3 años   | 0,112<br>(0,0040)  | 0,096<br>(0,0026)  |
| Entre 4 y 7 años   | 0,183<br>(0,0050)  | 0,176<br>(0,0034)  |
| Más de 7 años  | 0,288<br>(0,0052)  | 0,318<br>(0,0034)  |
| EDAD   |                    |                    |
| Entre 30 y 45 años   | 0,156<br>(0,0026)  | 0,104<br>(0,0021)  |
| Entre 46 y 64 años   | 0,255<br>(0,0033)  | 0,196<br>(0,0028)  |
| CONSTANTE (b)  | 7,36<br>(0,0115)   | 2,48<br>(0,0096)   |
| Número de observaciones  | 133.619            | 156.966            |
| Coefficiente de determinación  | 0,60               | 0,59               |
| Errores estandarizados robustos entre paréntesis<br>Todos resultan significativos al nivel de confianza del 1% |                    |                    |

FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

a. Incluyen variables ficticias para cada tipo de trabajo, negociación colectiva, rama de actividad, propiedad y tamaño de la empresa así como tipo de contrato.

b. La constante hace referencia a un trabajador varón, menor de 30 años, sin estudios y con menos de un año de experiencia.

En primer lugar, se observa que el diferencial salarial negativo de las mujeres aumentó levemente en este período. La evolución del diferencial salarial entre hombres y mujeres, en un período caracterizado por la fuerte entrada de mujeres en el mercado laboral, es de difícil interpretación, ya que a los factores de demanda se unen importantes cambios de la composición de la oferta de trabajo femenina<sup>10</sup>.

Igualmente, se aprecia una caída importante del rendimiento salarial derivado de cursar estudios superiores. El diferencial salarial entre un universitario y un trabajador con estudios primarios cayó 5 pp entre 1995 y 2002, según se muestra en el cuadro 4. El diferencial salarial de los trabajadores con estudios secundarios también se redujo en este período, dando lugar a una significativa reducción del rendimiento salarial de la educación. Esta caída, en un período en el que la oferta de trabajadores con mayor cualificación aumentó de forma importante,

10. Un análisis de la evolución de este diferencial en otros países europeos se puede encontrar en Dolado et al. (2002).



|                              | Desviación estándar | Variación respecto a 1995 (%) |
|------------------------------|---------------------|-------------------------------|
| 1995                         | 0,5417              | —                             |
| 2002                         | 0,5225              | -3,54                         |
| ESTIMACIÓN POR CAMBIOS EN:   |                     |                               |
| Género                       | 0,5427              | 0,19                          |
| Educación                    | 0,5364              | -0,98                         |
| Experiencia laboral          | 0,5495              | 1,45                          |
| Edad                         | 0,5330              | -1,61                         |
| Ocupación                    | 0,5376              | -0,76                         |
| Tipo de contrato             | 0,5332              | -1,57                         |
| Tamaño                       | 0,5389              | -0,52                         |
| Propiedad                    | 0,5417              | 0,00                          |
| Negociación colectiva        | 0,5398              | -0,34                         |
| TOTAL DE CARACTERÍSTICAS (a) | 0,5193              | -4,14                         |

FUENTES: Encuesta de Estructura Salarial y Banco de España.

a. Incluyen todos los anteriores factores.

podría estar indicando un desajuste entre la oferta de titulados universitarios y la demanda de trabajo cualificado en España. En cualquier caso, este resultado no se observa en otros países, como Estados Unidos, donde el diferencial salarial de los trabajadores más educados ha crecido recientemente<sup>11</sup> [véase, por ejemplo, Lemieux (2006)].

En cuanto al rendimiento salarial de la experiencia laboral, se ha incluido en las regresiones tanto la edad, que aproxima la experiencia general en el mercado, como los años trabajados en la empresa, característica que trata de medir los conocimientos específicos adquiridos en el puesto de trabajo. Los resultados parecen indicar una menor prima salarial a la experiencia general, pero un cierto aumento del diferencial salarial positivo favorable a los trabajadores que acumulan más años de experiencia en la empresa. Así, respecto a la edad, se observa que, entre 1995 y 2002, el diferencial salarial entre los jóvenes y los trabajadores de más edad decrece considerablemente, en torno a 5 pp, tanto para el grupo de edad de entre 30 y 45 años como para los mayores de 45 años. Por otro lado, el diferencial entre trabajadores con y sin experiencia dentro de la empresa se reduce muy levemente entre los trabajadores sin experiencia y aquellos con una experiencia relativamente corta en la empresa (hasta 7 años), pero se produce un incremento del diferencial favorable a los trabajadores con mayor experiencia.

Finalmente, en el cuadro 5 se presenta el impacto sobre la dispersión salarial de los cambios estimados en los rendimientos salariales, manteniendo la composición del empleo constante. En general, se observa que los cambios en los rendimientos salariales de las diferentes características han contribuido a la reducción de la dispersión salarial entre 1995 y 2002.

De hecho, únicamente el aumento del diferencial salarial por género y, especialmente, los mayores rendimientos de la experiencia laboral dentro de la empresa habrían provocado un incremento de los diferenciales salariales en este período. Por el contrario, se estima que las caídas en los rendimientos de la educación y de la edad habrían contribuido de manera notable a la reducción de la

11. Curiosamente, en Estados Unidos el crecimiento de los rendimientos está concentrado en la parte alta de la distribución salarial, mientras que en España la caída es homogénea en todas las decilas.

dispersión salarial. Además, otras variables incluidas en las regresiones salariales, como el tipo de ocupación o el tipo de contrato, han contribuido adicionalmente a esta caída. En conjunto, se puede estimar que la dispersión salarial agregada se habría reducido en un 4,1%, como consecuencia de los cambios en los rendimientos salariales de todas las características consideradas en este estudio. En resumen, la leve reducción observada en la desigualdad agregada entre 1995 y 2002 ha venido determinada por los cambios en los rendimientos salariales, que han compensado el incremento en la dispersión salarial producido por los cambios en la composición del empleo.

## Conclusiones

En este artículo se presenta un análisis de la evolución de la dispersión salarial en el mercado de trabajo español entre 1995 y 2002, utilizando para ello el amplio conjunto de información que proporciona la EES, que está disponible para ambos años. Los resultados de este estudio indican que la dispersión salarial apenas experimentó cambios en ese período, si bien las diferentes medidas utilizadas coinciden en señalar una leve reducción de la dispersión de los salarios. Esta reducción se concentró en la parte baja y media de la distribución de salarios, puesto que en la parte alta los diferenciales salariales aumentaron.

En términos de los factores que explican la evolución de la dispersión entre 1995 y 2002, se ha mostrado que los cambios en la composición del empleo contribuyeron, por sí solos, a un aumento de los diferenciales salariales. Los tres cambios principales en la composición fueron el aumento de la participación femenina, el incremento en el nivel de estudios de los ocupados y la reducción en la experiencia laboral. De ellos, los dos últimos habrían contribuido a una mayor dispersión salarial, mientras que la mayor presencia femenina en el mercado de trabajo la habría reducido levemente. En conjunto, se estima que los cambios en la composición del empleo habrían aumentado la dispersión salarial en torno a un 2%, mostrando una mayor heterogeneidad de la fuerza laboral actual.

Sin embargo, los cambios en los rendimientos salariales, esto es, en la forma en que el mercado remunera las diferentes características de los trabajadores, contribuyeron a disminuir apreciablemente la dispersión salarial entre 1995 y 2002, compensando el impacto de los cambios en la composición y dando lugar a la leve reducción de la desigualdad observada. Entre los cambios más significativos en la estructura salarial cabe destacar la caída estimada en los rendimientos a la educación, que puede estar reflejando problemas de desajuste entre la oferta de titulados universitarios y la demanda de trabajo cualificado. Esta caída contrasta con lo ocurrido en otros países, como Estados Unidos, en los que se ha observado un notable incremento de los rendimientos a la educación universitaria en el período más reciente. Este punto y, en general, la caída que se observa en los rendimientos salariales a la mayoría de las características debe ser objeto de análisis futuros, que permitan analizar, entre otros posibles temas, el papel desempeñado por el sistema de negociación colectiva en este proceso.

20.6.2006.

## BIBLIOGRAFÍA

- ALCAIDE, J. (1980). «Política de distribución de la renta», en Luis Gamir (ed.), *Política económica de España*, vol. 2, Madrid, Alianza, pp. 929-946.
- DOLADO, J. J., F. FELGUEROSO y J. F. JIMENO (2002). «Recent trends in occupational segregation by gender: a look across the Atlantic», *Discussion Paper IZA*, vol. 524.
- GARCÍA-PEREA, P. (1991). «Evolución de la estructura salarial española desde 1963», en S. Bentolilla y L. Toharia (MTAS ed.), *Estudios de Economía del trabajo en España III: El problema del paro*.
- GOERLICH, F. J., y M. MAS (1999). *Medición de la desigualdad: contribución a una base de datos regional*, Documento de Trabajo IVIE.
- JIMENO, J. F., M. IZQUIERDO y V. HERNANZ (2001). «La desigualdad salarial en España: descomposición y variación por niveles de salario», *Papeles de Economía Española*, vol. 88.
- JIMENO, J. F., y L. TOHARIA (1994). *Unemployment and labor market flexibility: Spain*, International Labor Office.
- LEMIEUX, T. (2006). «Post-secondary education and increasing wage inequality», de próxima publicación en *American Economic Review*.