

## DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES Y MUJERES EN ESPAÑA: UNA COMPARACIÓN INTERNACIONAL CON DATOS EMPAREJADOS EMPRESA-TRABAJADOR

HIPÓLITO SIMÓN

*Universidad de Alicante e Instituto de Economía Internacional*

*El artículo analiza el origen de las diferencias salariales por razón de sexo en España desde una perspectiva comparada con otros países europeos a partir del uso de microdatos empresa-trabajador armonizados procedentes de la Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995. Se constata que las mujeres españolas están segregadas en establecimientos de bajos salarios en mayor medida que las de otros países europeos y que esta circunstancia resulta agravada por una elevada dispersión salarial entre establecimientos, lo que revela que el diferencial salarial por sexo comparativamente elevado que se da en el mercado de trabajo español está muy influido por factores asociados al establecimiento donde prestan sus servicios los trabajadores.*

*Palabras clave: Diferencias salariales por sexo, datos emparejados empresa-trabajador, descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce.*

(JEL J16, J31, J70)

Este trabajo se ha beneficiado de la financiación procedente del proyecto de investigación *Pay Inequalities and Economic Performance* (HPSE-CT-1999-00040) del V Programa Marco de la Unión Europea. La investigación ha sido desarrollada a través del acceso remoto a los microdatos de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995* almacenados en un servidor de Eurostat. Agradezco a Eurostat y a los organismos estadísticos de Irlanda, España, Italia, Bélgica y Dinamarca el acceso a las muestras nacionales de estos países. También agradezco los comentarios y sugerencias sobre el trabajo al director de esta revista y a dos evaluadores anónimos; a David Marsden, Claudio Lucifora y el resto de miembros del proyecto PIEP, así como a los participantes en seminarios en FEDEA y en el VII Encuentro de Economía Aplicada. Los errores y deficiencias son exclusivamente imputables al autor.

## 1. Introducción

La discriminación salarial por razón de sexo es un fenómeno que ha sido ampliamente documentado y analizado para el mercado de trabajo español, siendo varios los hallazgos empíricos de la literatura que han contribuido a un mejor conocimiento de las razones por las que los hombres ganan salarios superiores a las mujeres. Así, se ha constatado que el diferencial de salarios medios entre ambos colectivos no se debe en la práctica a diferencias en las dotaciones de características productivas, sino que está originado en buena medida por diferencias en los rendimientos relativos de las características, esto es, por el componente *discriminatorio* de la descomposición salarial de Oaxaca-Blinder<sup>1</sup> (Ugidos, 1997 y De la Rica y Ugidos, 1995). El diferencial salarial entre hombres y mujeres resulta significativamente influido por la segregación de las mujeres en ocupaciones y establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos, aunque cabe destacar que incluso tras el control exhaustivo de este fenómeno continúa existiendo un notable diferencial salarial a favor de los hombres (De la Rica, 2003 y Hernández, 1995). Las investigaciones empíricas muestran también que las diferencias salariales entre hombres y mujeres tienden a crecer a lo largo de la distribución individual de salarios (Gardeazábal y Ugidos, 2005 y García *et al.*, 2001), lo que sugiere que la discriminación laboral en el mercado de trabajo español es especialmente elevada para las mujeres más cualificadas, un fenómeno también documentado para otros países (véase Albrecht *et al.*, 2003), y que apunta, en suma, a la existencia de un efecto *techo de cristal* en la promoción laboral de las mujeres. No obstante, en contraste con otros países europeos, el crecimiento que experimenta en España el diferencial salarial por razón de sexo a lo largo de la estructura salarial no es demasiado acusado (De la Rica *et al.*, 2005). Esta circunstancia se debe en buena medida a un efecto de composición, pues mientras que en el caso de los trabajadores con educación universitaria el diferencial salarial es creciente a lo largo

<sup>1</sup>La metodología de descomposición salarial de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) permite descomponer la diferencia en los salarios medios de hombres y mujeres en una parte explicada por las diferencias en las características productivas de ambos colectivos y en otra parte originada por diferencias en la estructura del modelo, y por lo tanto no explicada por el mismo. Esta segunda parte es considerada habitualmente como una estimación de la discriminación salarial por género en el mercado de trabajo.

de la distribución, en el de los trabajadores con educación primaria o secundaria es por lo general decreciente<sup>2</sup>.

Un importante avance en la literatura sobre diferencias salariales por razón de sexo ha provenido de análisis comparativos de carácter internacional<sup>3</sup>. Los resultados de Blau y Kahn (1992, 1996) y de Kidd y Shannon (1996) revelan que estas diferencias presentan una fuerte variabilidad entre países y que su magnitud está fuertemente relacionada en la práctica con las características de la estructura salarial y, muy especialmente, con la dispersión de los salarios individuales<sup>4</sup>. Las mujeres están sistemáticamente confinadas en posiciones de la estructura salarial inferiores a las de los varones, de modo que en aquellas economías donde la distribución de los salarios es más dispersa sufren una penalización salarial comparativamente mayor. Un elemento fundamental en este hallazgo empírico es la metodología propuesta inicialmente por Juhn *et al.* (1991, 1993) y adaptada con posterioridad por Blau y Kahn (1992, 1996) para su uso en análisis internacionales. Esta técnica de descomposición permite separar la influencia que ejercen en el diferencial salarial por razón de sexo la estructura salarial subyacente y diversos factores específicos de género, y a través de su uso Blau y Kahn (1992, 1996) y Kidd y Shannon (1996) constataron que las características relativas de la estructura salarial son por

<sup>2</sup>Según Dolado *et al.* (2005) la explicación de este fenómeno radica en que la baja participación de las mujeres poco cualificadas induce a los empleadores a usar la discriminación estadística para reducir sus salarios frente a los hombres (quienes tienen menos interrupciones en sus carreras laborales que puedan reducir la rentabilidad de la formación específica ofrecida por las empresas), y que esta discriminación disminuye conforme la antigüedad en el puesto de trabajo aumenta. Esta circunstancia haría que las mujeres poco cualificadas resultasen afectadas por un efecto *suelo de cristal*. En contraste, las mujeres más cualificadas serían más estables en los puestos de trabajo (debido a su costosa inversión en capital humano y a su mayor tasa de participación), por lo que serían menos discriminadas que las poco cualificadas en el segmento inferior de su distribución salarial. No obstante, conforme se avanza en la misma el diferencial salarial por razón de sexo sería creciente y resultaría explicado en menor medida por las dotaciones relativas de características productivas, emergiendo únicamente en este caso el consabido efecto *techo de cristal*.

<sup>3</sup>Se puede consultar una excelente revisión de la literatura sobre diferencias salariales por razón de sexo en Altonji y Blank (1999). OCDE (2002) y Blau y Kahn (2003) ofrecen evidencia internacional sobre la magnitud de estas diferencias en diversos países desarrollados.

<sup>4</sup>Blau y Kahn (1992, 1996) desarrollan comparaciones bilaterales de Estados Unidos y otros nueve países desarrollados y Kidd y Shannon (1996) un análisis conjunto de Australia y Canadá.

lo general muy determinantes en la explicación de la heterogeneidad internacional en el diferencial. La existencia de una fuerte influencia de la dispersión de la estructura salarial en su magnitud en cada país ha sido confirmada con posterioridad por Blau y Kahn (2003) mediante un análisis de regresión para una muestra de economías avanzadas.

El objetivo de este trabajo es examinar el origen de las diferencias salariales por razón de sexo que se dan en el mercado de trabajo español desde una perspectiva comparada con otros países europeos (en concreto, Italia, Irlanda, Dinamarca y Bélgica). Se trata de un enfoque no empleado en investigaciones anteriores que abarcaran el caso español y que permite incorporar nuevos elementos al análisis del origen de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en nuestro país. Los datos microeconómicos empleados en el análisis empírico provienen de las muestras nacionales de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995*. Se trata de una agrupación de encuestas nacionales realizadas conforme a una metodología común, por lo que el análisis econométrico se beneficia del uso de una base de datos con información plenamente armonizada entre países. Un rasgo muy destacado de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995* es que contiene microdatos emparejados individuos-empresas<sup>5</sup>. La principal innovación de este trabajo con respecto a la literatura previa radica en el uso de una extensión de la metodología de Juhn *et al.* (1991, 1993) que permite aprovechar esta naturaleza de los microdatos y, de esta forma, examinar el efecto del establecimiento de filiación de los trabajadores en la generación de diferencias salariales entre hombres y mujeres. Esta circunstancia cobra especial relevancia en el caso español, pues permite analizar en qué medida las diferencias salariales entre empresas, que son elevadas en nuestro país en comparación con otros países y tienen una fuerte influencia en la desigualdad salarial (Simón, 2005), están relacionadas con la presencia simultánea de una dispersión salarial y un diferencial salarial por razón de sexo también comparativamente elevados (Eurostat, 2002, 2003 y Salverda *et al.*, 2001).

La estructura del artículo es la siguiente. En la segunda sección se presenta la base de datos. En la tercera se describen las principales características institucionales relacionadas con la determinación de salarios, así como evidencia descriptiva sobre la dispersión de la estructura sa-

<sup>5</sup>Hasta donde alcanza nuestro conocimiento, esta circunstancia es excepcional, pues más allá de esta encuesta no existen otras bases de datos internacionales con datos de esta naturaleza.

larial y la magnitud de las diferencias salariales por razón de sexo en cada país. En la cuarta sección se detalla la técnica empleada en la explicación de las diferencias internacionales en el diferencial salarial por sexo. En la quinta se presentan los resultados del análisis empírico, el cual se desarrolla para el caso general y distinguiendo según el nivel de cualificación de los trabajadores. Finalmente, en el apartado de conclusiones se comentan los principales hallazgos.

## 2. Datos: la Encuesta Europea de Estructura Salarial

Los microdatos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995 (desde aquí EEES). Se trata de una agrupación de encuestas nacionales realizadas por los países de la Unión Europea conforme a una metodología común establecida por Eurostat. Se ha dispuesto de acceso a las muestras nacionales de Italia, Irlanda, Bélgica, Dinamarca y España. La muestra para España proviene de la Encuesta de Estructura Salarial 1995, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y cuyo diseño corresponde a un amplio muestreo en dos etapas de cerca de 185.000 trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social. La EEES abarca para todos los países a los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos (en concreto, la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler, y los servicios empresariales)<sup>6</sup>. La encuesta no cubre el sector público, en el que en todos los países de la Unión Europea las diferencias salariales entre hombres y mujeres tienden a ser menores que en el conjunto de la economía, de modo que la EEES tiende en la práctica a sobreestimar dicho diferencial en comparación con bases de datos más representativas del conjunto de cada economía, como el *Panel de Hogares de la Unión Europea* (véase, por ejemplo, Rubery *et al.*, 2002).

La EEES incluye información exclusivamente sobre trabajadores asalariados. Esta ausencia de información sobre trabajadores no ocupados impide la aplicación de las técnicas habituales de corrección del sesgo de selección en el empleo *à la* Heckman (Heckman, 1979), de modo que la inferencia derivada de la evidencia obtenida no se extiende a

<sup>6</sup>En el caso de Irlanda la cobertura sectorial es inferior a la del resto de países: véase el cuadro A.1 del apéndice.

las poblaciones completas de hombres y mujeres en edad de trabajar. Esta circunstancia cobra relevancia en el contexto de una investigación comparativa entre países que en la práctica tienen diferentes pautas de oferta laboral y que, por lo tanto, presentan sesgos de selección muestral ligados a la decisión de participación laboral femenina posiblemente muy diversos<sup>7</sup>.

En las muestras de la EEES de todos los países se incluyen varias observaciones para cada empleador, lo que dota a sus datos de una naturaleza de datos emparejados trabajador-empresa. Esta circunstancia es especialmente recomendable para el desarrollo de análisis sobre determinación salarial, en la medida en que estos datos permiten controlar apropiadamente por la influencia de los factores relacionados con la demanda de trabajo<sup>8</sup>. La EEES contiene una variada información sobre los trabajadores (salario, sexo, edad, educación, antigüedad, ocupación, tipo de contrato y tipo de jornada) y sobre sus empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo, tipo de control financiero y, para algunos países, la región de ubicación del establecimiento). Las muestras se han restringido a los individuos con edades entre 18 y 64 años. El concepto salarial empleado es el logaritmo del salario bruto por hora, calculado como el salario anual dividido por el número de horas trabajadas en el año. El salario presenta la misma definición entre países y cubre pagos extraordinarios, comisiones, dietas, pluses por trabajo nocturnos y en fines de semana, y en general cualquier tipo de pago por parte de las empresas, incluyendo pagos extraordinarios de periodicidad no mensual (como vacaciones pagadas, pagas

<sup>7</sup>En este sentido, sin embargo, cabe destacar que los resultados de Hernández y Méndez (2005) obtenidos en un análisis comparativo de los países de la UE-15 con microdatos del Panel de Hogares de la Unión Europea indican que la no consideración del sesgo de selección en el empleo induce cambios en los resultados de la descomposición del diferencial salarial por razón de sexo que son notablemente similares entre países. Esta evidencia sugiere, en definitiva, que aunque la ausencia de control del sesgo de selección muy posiblemente afecta a los resultados sobre los factores explicativos del diferencial salarial por razón de sexo, en el contexto de un análisis comparativo internacional pudiera tratarse de un efecto no demasiado severo.

<sup>8</sup>Con carácter general, cabe destacar que la relativamente reciente disponibilidad de datos emparejados ha permitido avances fundamentales en la comprensión del proceso de determinación de los salarios (véanse Abowd y Kramarz, 1999 y Haltiwanger *et al.*, 1999).

extraordinarias o pluses anuales por incentivos)<sup>9</sup>, pero no incorpora el pago por horas extraordinarias. Los estadísticos descriptivos de las muestras de cada país aparecen en el Cuadro A.1 del apéndice.

### 3. Características institucionales

La parte superior del Cuadro 1 contiene información sobre las características de las principales instituciones laborales relacionadas con la determinación salarial. En todos los países de la muestra los salarios se determinan fundamentalmente en el marco de la negociación colectiva, a través de convenios colectivos negociados entre representantes de los empresarios y los sindicatos. La tasa de cobertura de la negociación colectiva es, de hecho, notablemente elevada en todos ellos, con un valor mínimo del 66% para Irlanda y un máximo del 100% en Bélgica. En España, Bélgica e Italia existen relevantes mecanismos legales de extensión del contenido de los convenios colectivos a empresas y/o trabajadores de su ámbito de aplicación no pertenecientes a las organizaciones que participan directamente en la negociación. Como consecuencia de ello, en estos países la tasa de cobertura de la negociación colectiva es notablemente superior a la tasa de afiliación sindical (muy especialmente en los casos de España e Italia). La negociación colectiva se desarrolla en la práctica en distintos niveles, pero es la negociación de ámbito sectorial la predominante en todos los países, mientras que la negociación a nivel de empresa cubre una proporción mucho menos significativa de trabajadores. En la negociación sectorial se establecen suelos salariales que pueden ser mejorados a través de convenios de empresa o pactos individuales entre los empresarios y los trabajadores. En Irlanda existen también acuerdos de ámbito nacional que establecen orientaciones para las negociaciones desarrolladas en ámbitos inferiores, lo que explica que aunque en todos los países de la muestra se produce una coordinación reseñable entre las unidades de negociación, el grado de coordinación sea especialmente elevado en aquel país. En España, Bélgica e Irlanda cabe destacar, asimismo, la existencia de salarios mínimos de ámbito nacional que cubren, con carácter general, a todos los trabajadores (en el caso de Irlanda la implantación del salario mínimo se produjo en 2000). No obstante, se trata de suelos salariales con una distinta incidencia en la determi-

<sup>9</sup>A diferencia del resto de países, en el caso de Dinamarca el salario por hora no incluye estos últimos pagos anuales de carácter irregular, lo que se debe tener en cuenta en la interpretación de los resultados.

nación de los salarios, destacando en este sentido el bajo nivel relativo del Salario mínimo interprofesional español.

**CUADRO 1**  
Características institucionales, dispersión salarial y diferencial salarial  
entre hombres y mujeres.  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

|  | España  | Bélgica | Italia      | Dinamarca   | Irlanda     |
|--|---------|---------|-------------|-------------|-------------|
| <i>Características institucionales</i>                           |         |         |             |             |             |
| Tasa de cobertura de la negociación colectiva <sup>a</sup>       | 81      | 100     | 90          | 85          | 66          |
| Extensión del contenido de los convenios colectivos <sup>b</sup> | Elevada | Elevada | Elevada     | Inexistente | Inexistente |
| Tasa de afiliación sindical <sup>c</sup>                         | 15      | 69      | 35          | 85          | 45          |
| Centralización de la negociación colectiva <sup>d</sup>          | 3       | 3       | 2           | 3           | 4           |
| Coordinación de la negociación colectiva <sup>e</sup>            | 3       | 4       | 3           | 3           | 4           |
| Salario mínimo estatutario/salario mediano <sup>f</sup>          | 0,32    | 0,49    | Inexistente | Inexistente | 0,56        |
| <i>Índices de dispersión salarial</i>                            |         |         |             |             |             |
| Coefficiente de variación  | 0,699   | 0,528   | 0,569       | 0,443       | 0,793       |
| Índice de Gini   | 0,319   | 0,241   | 0,254       | 0,219       | 0,341       |
| Desviación media del logaritmo                                   | 0,164   | 0,095   | 0,105       | 0,080       | 0,188       |
| <i>Diferencial salarial entre hombres y mujeres</i>              |         |         |             |             |             |
| Logaritmo del salario por hora                                   | 0,304   | 0,205   | 0,200       | 0,152       | 0,330       |

<sup>a</sup> EIRO (2002), Rubery *et al.* (2002) y IDS/IDP (1996).

<sup>b</sup> Comisión Europea (2000) y Rubery *et al.* (2002).

<sup>c</sup> EIRO (2002).

<sup>d</sup> OCDE (2004). Nivel predominante de negociación colectiva en el período 1990-94. 1=Negociación predominantemente a nivel de empresa o centro de trabajo; 2=Combinación de convenios sectoriales y de empresa, con un porcentaje significativo de los trabajadores cubiertos por estos últimos; 3=Predominio de los convenios sectoriales; 4=Predominio de los convenios sectoriales con acuerdos de ámbito nacional recurrentes; 5=Predominio de los acuerdos de ámbito nacional.

<sup>e</sup> OCDE (2004). Grado de coordinación de la negociación colectiva en el período 1990-94 expresado en una escala de 1 a 5, donde 1 refleja una baja coordinación y 5 un grado elevado de coordinación.

<sup>f</sup> Rubery *et al.* (2002). Los salarios mínimos se establecen en Dinamarca e Italia en el marco de la negociación colectiva. En el caso de Irlanda la implantación del salario mínimo se produjo en 2000.

Existe una amplia evidencia de que las instituciones laborales determinan de una forma muy significativa el grado de compresión de la estructura salarial de una economía, de modo que una mayor dispersión salarial resulta favorecida en la práctica por una negociación colectiva descentralizada y con un bajo grado de coordinación entre las unidades de negociación (Blau y Kahn, 1999 y Nickell y Layard, 1999). En la medida en que la dispersión salarial influye en el diferencial salarial por razón de sexo, los países con una elevada cobertura de la negociación colectiva tienen un diferencial de menor magnitud (Blau y Kahn, 2003). En el caso de los países considerados en el análisis, se constata que en Dinamarca, Italia y Bélgica las características de



las instituciones laborales y el grado de dispersión salarial, medido a partir de distintos índices<sup>10</sup>, siguen el patrón sugerido por la literatura (Cuadro 1). Se trata, en definitiva, de países con estructuras salariales comparativamente comprimidas que coinciden con sistemas de negociación colectiva con una elevada tasa de cobertura y un alto grado de coordinación y que presentan, a su vez, un diferencial salarial por sexo comparativamente reducido (en concreto, 0,152 puntos logarítmicos a favor de los varones en Dinamarca; 0,205 en Bélgica y 0,20 en Italia). A pesar de que en Irlanda y España se dan instituciones laborales con una cierta similitud a las de estas economías, la dispersión de sus estructuras salariales es, sin embargo, notablemente más amplia. En Irlanda esta circunstancia resulta muy posiblemente facilitada por una tasa de cobertura de la negociación colectiva inferior al resto de los países, así como por la ausencia de un salario mínimo nacional en el período de cobertura de la EEES. En España la elevada desigualdad salarial está relacionada en la práctica con la presencia de importantes diferencias salariales entre establecimientos (Palacio y Simón, 2004) y resulta muy plausible que esté también influida por el bajo nivel relativo del Salario mínimo interprofesional y con su reducido efecto compresor en la estructura salarial<sup>11</sup>. Se constata, por otra parte, que son precisamente España e Irlanda, los dos países con las estructuras salariales más dispersas, los que presentan las diferencias salariales entre hombres y mujeres más acusadas (0,304 puntos logarítmicos en España y 0,330 en Irlanda). Tomada en conjunto, la evidencia anterior muestra, en suma, que conforme a lo apuntado por la literatura existe una clara asociación por países entre la dispersión de la estructura salarial y la magnitud de las diferencias salariales entre hombres y mujeres, y sugiere que las instituciones laborales pueden influir indirectamente en la magnitud del diferencial salarial por razón de sexo a través de su efecto sobre la dispersión salarial.

<sup>10</sup>En el cálculo de los índices de dispersión salarial se ha supuesto que las observaciones de cada muestra son observaciones independientes no idénticamente distribuidas, por lo que en dicho cálculo se ha corregido por la probabilidad de inclusión de cada observación en la muestra. El hecho de que en varios de los países considerados la EEES presente un diseño complejo, con un muestreo estratificado, no afecta a la estimación de estas medidas de dispersión, aunque sí a sus errores estándar (véase para el caso español García, 2003).

<sup>11</sup>El Salario mínimo interprofesional es, de hecho, uno de los salarios mínimos estatutarios más bajos de todos los países desarrollados (OCDE, 1998). Para más detalles sobre sus efectos en la determinación de los salarios en España se puede consultar Dolado y Felgueroso (1997).

#### 4. Metodología

A continuación se describe la metodología empleada en la descomposición de las diferencias internacionales en la magnitud del diferencial salarial por razón de sexo. El análisis empírico parte de la estimación de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana en el país A con la forma:

$$w_{ij} = X_i\beta + \varepsilon_{ij} + \alpha_j \quad [1]$$

Donde  $w_{ij}$  corresponde al logaritmo del salario bruto por hora para el trabajador  $i$  que presta sus servicios en el establecimiento  $j$ ;  $X_i$  es un vector de características individuales (incluyendo una constante);  $\varepsilon_{ij}$  es un término de error aleatorio;  $\alpha_j$  representa un término de error correspondiente al establecimiento  $j$  e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento y  $\beta$  es un vector de parámetros.

La formulación original de la descomposición por parte de Juhn *et al.* (1991, 1993) -desde ahora descomposición de Juhn-Murphy-Pierce- se basa en la estructura salarial del grupo más numeroso y cuya discriminación es menos plausible en el desarrollo de la descomposición salarial, lo que en el contexto del análisis de diferencias salariales entre hombres y mujeres implica la elección de la estructura salarial de los hombres. Esta decisión metodológica, adoptada por Blau y Kahn (1992, 1996) y la práctica totalidad del resto de trabajos de la literatura relevante (con la única excepción de Datta Gupta *et al.*, 2005), implica suponer que en ausencia de discriminación dicha estructura es también la correspondiente a las mujeres. No obstante, la estructura salarial conjunta de hombres y mujeres utiliza toda la información disponible para estimar los rendimientos salariales y constituye una aproximación más natural a la estructura salarial no discriminatoria de un país que la adopción de la estructura salarial de los hombres, de las mujeres o de una combinación lineal de ambas (Oaxaca y Ransom, 1994 y Neumark, 1988). Por este motivo, la ecuación [1] se estima conjuntamente para el *pool* de hombres y mujeres.

Los efectos por establecimiento son comunes a los individuos que trabajan en el mismo establecimiento y su identificación es posible gracias a la disponibilidad en la EEES de datos emparejados empresa-trabajador con varias observaciones para cada establecimiento. El resultado del contraste de Hausman (Hausman, 1978) indica que en las muestras de todos los países los efectos por establecimiento están correlacionados de forma significativa con las características individuales incluidas en

el vector  $X_i$ , por lo que han sido estimados como efectos fijos (pues el uso indebido de efectos aleatorios en la estimación generaría estimaciones inconsistentes de los parámetros de la ecuación: Hsiao, 1985). La estimación por efectos fijos es equivalente en la práctica a estimar por MCO con la inclusión de un conjunto de variables ficticias por establecimiento. Las propiedades del estimador MCO permiten, a su vez, expresar la ecuación [1] (prescindiendo de los subíndices  $i$  y  $j$ ) como:

$$w_A = X_A\beta_A + \sigma_A\theta_A + \eta_A\lambda_A \quad \text{donde } \theta_A \sim (0, 1), \lambda_A \sim (0, 1) \quad [2]$$

Donde el subíndice  $A$  corresponde al país  $A$ ;  $\theta_A$  es el residuo salarial estandarizado (con media cero y varianza uno);  $\sigma_A$  es la desviación estándar de los residuos salariales;  $\lambda_A$  es el efecto fijo por establecimiento estandarizado (con media cero y varianza uno) y  $\eta_A$  es la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento.

Empleando la estructura salarial estimada conjuntamente para hombres y mujeres como estructura salarial de referencia en la descomposición, la diferencia en el salario por hora medio de hombres y mujeres en el país  $A$ ,  $D_A$ , se puede expresar como:

$$\begin{aligned} D_A = w_A^m - w_A^f &= (X_A^m - X_A^f)\beta_A + (\theta_A^m - \theta_A^f)\sigma_A + \\ &+ (\lambda_A^m - \lambda_A^f)\eta_A = \Delta X_A\beta_A + \Delta\theta_A\sigma_A + \Delta\lambda_A\eta_A \end{aligned} \quad [3]$$

Donde el operador  $\Delta$  indica la diferencia entre hombres y mujeres en el promedio de la variable a la que precede. El primer término del lado derecho de la ecuación corresponde a la parte del diferencial salarial atribuible a las diferencias por sexo en las características observadas y coincide con el componente *explicado* en la descomposición de Oaxaca-Blinder. La innovación metodológica de la técnica propuesta por Juhn-Murphy-Pierce radica en los restantes términos de la descomposición, que permiten obtener evidencia sobre la influencia en las diferencias salariales entre hombres y mujeres de factores que no son contemplados en la descomposición de Oaxaca-Blinder.

El segundo término del lado derecho de la ecuación [3] captura el efecto de la diferencia en los residuos salariales estandarizados promedio de hombres y mujeres, multiplicada por la dispersión de la distribución de los residuos. El correspondiente residuo salarial promedio de cada colectivo capta la influencia en sus salarios de los factores inobservables en el modelo de determinación salarial (entre los que se encuentran

las dotaciones de habilidad inobservada y la discriminación), mientras que la dispersión residual determina la magnitud concreta de la penalización salarial que sufren las mujeres por ocupar una posición más baja en la distribución residual. La descomposición de Juhn-Murphy-Pierce se basa, como se ha señalado, en el uso de una estructura salarial común para hombres y mujeres en la comparación contrafactual, una circunstancia que aparentemente contrasta con el hallazgo de que los rendimientos de las características productivas difieren en la práctica para hombres y mujeres (véanse para España Ugidos, 1997a y De la Rica y Ugidos, 1995). Sin embargo, las posibles diferencias entre hombres y mujeres en los rendimientos salariales de sus características influyen en sus posiciones relativas en la distribución de residuos salariales, por lo que se trata de un factor cuyo efecto resulta recogido en la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce (y más concretamente en el segundo término), aunque con un tratamiento alternativo al que recibe en la descomposición Oaxaca-Blinder<sup>12</sup>.

El tercer componente aproxima, alternativamente, la influencia del establecimiento de pertenencia de los trabajadores en la generación de diferencias salariales por razón de sexo a través de dos vías. La primera es la posible segregación de hombres y mujeres en establecimientos que pagan salarios distintos a trabajadores observacionalmente similares. La segunda es la dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos, que determina la penalización salarial que sufren las mujeres por su potencial segregación en establecimientos de bajos salarios.

La discrepancia en el diferencial salarial por razón de sexo entre dos países, A y B, puede expresarse finalmente como:

$$D_A - D_B = (\Delta X_A - \Delta X_B) \beta_A + \Delta X_B (\beta_A - \beta_B) + (\Delta \theta_A - \Delta \theta_B) \sigma_A + \Delta \theta_B (\sigma_A - \sigma_B) + (\Delta \lambda_A - \Delta \lambda_B) \eta_A + \Delta \lambda_B (\eta_A - \eta_b) \quad [4]$$

Según la ecuación [4] las diferencias en la magnitud del diferencial salarial por sexo entre los países A y B pueden deberse a seis

<sup>12</sup>Hay que considerar, además, que una parte significativa del efecto sobre el diferencial de salarios medios atribuible empíricamente a diferencias en los rendimientos de las características productivas de hombres y mujeres tiene su origen en diferencias en el intercepto de ecuaciones estimadas de forma separada para ambos colectivos (véase, por ejemplo, De la Rica y Ugidos, 1995). La influencia de este último factor es capturada en cualquier caso por el segundo componente de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce, lo que reduce adicionalmente la relevancia de no considerar explícitamente posibles diferencias por sexo en los rendimientos de las características productivas.

factores distintos, cada uno de ellos capturado por el correspondiente término de la descomposición. El primero es que haya diferencias entre ambos países en las características productivas relativas de hombres y mujeres. El segundo es que la forma en la que se remuneran las características productivas no sea similar, y que esto influya diferenciadamente en cada país en los salarios medios relativos por sexo. El tercero pasa por que se den diferencias en el efecto relativo de los factores inobservables, capturado por la posición relativa que ocupan hombres y mujeres en la estructura de residuos salariales tras controlar por las características productivas observadas y el establecimiento de pertenencia. El cuarto es que existan diferencias en el grado de dispersión de los residuos salariales y, por lo tanto, en la penalización asociada a la posición relativa de las mujeres en la distribución residual. El quinto es que el grado de segregación por establecimiento por razón de sexo no sea homogéneo entre países. Finalmente, el sexto recoge la posibilidad de que, incluso en el caso de que la segregación sea similar entre países, las diferencias en la dispersión salarial entre establecimientos impliquen penalizaciones de distinta magnitud sobre los salarios femeninos.

Los componentes de la descomposición se pueden dividir entre los que tienen un carácter específico de género y los que capturan efectos asociados a rasgos de la estructura salarial. El primer, tercer y quinto componente de la ecuación [4] recogen el efecto de las diferencias internacionales en la dotación de características observadas; en la influencia de los factores inobservables y en la segregación por establecimiento por razón de sexo. Se trata, en definitiva, de las diferencias que se dan en las características y el tratamiento salarial relativo por género. El segundo, cuarto y sexto componente reflejan, alternativamente, la influencia de las diferencias en la remuneración de las características observadas; de la desviación estándar de los residuos salariales y de la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento. Esto es, de características de la estructura salarial subyacente de cada país. Así pues, la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce permite distinguir entre la influencia global en las diferencias internacionales en el diferencial salarial por sexo de la estructura salarial (capturada por la suma del segundo, cuarto y sexto componente de la descomposición) y la originada por los factores específicos de género (lo que corresponde a la suma del primer, tercer y quinto componente).

Por lo general, las mujeres tienden a estar ubicadas en todas las economías en ocupaciones de bajos salarios relativos (véanse Dolado *et al.*, 2004 y Macpherson y Hirsch, 1995). Esta segregación ocupacional puede estar motivada por sus preferencias relativas en relación con las características de los puestos de trabajo, pero también por la presencia de discriminación en la contratación. Si fuera este último el caso, con la inclusión en la ecuación salarial [1] de variables ficticias por ocupación no se estarían capturando diferenciales salariales competitivos asociados a diferencias de productividad o de carácter compensatorio, sino diferenciales que serían de por sí el resultado de procesos discriminatorios. En buena medida por este motivo, la elección de las variables de control en las ecuaciones salariales es una cuestión controvertida cuando se desarrollan descomposiciones salariales por razón de sexo, y no existe consenso en la literatura sobre qué variables explicativas deben ser incluidas. Considerando además de esta circunstancia la más que probable naturaleza endógena de los controles correspondientes a las ocupaciones, se ha optado por desarrollar las descomposiciones salariales con dos especificaciones distintas de la ecuación salarial [1]. En la primera se consideran exclusivamente como controles características individuales que aproximan el capital humano de los trabajadores (a los que se denomina controles básicos). Estos controles individuales son el nivel de educación general del individuo (distinguiendo seis niveles distintos de titulación); los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo y su forma cuadrática y los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática. La experiencia potencial se mide como la edad del individuo menos la edad de entrada en el mercado de trabajo después de abandonar la educación a tiempo completo. El empleo de una aproximación de la experiencia laboral en lugar del uso de la experiencia real se debe a que no se dispone de información en la EEES sobre esta última variable, así como tampoco de información adicional que permita imputarla. Se trata de una cuestión que debe tenerse en consideración en la interpretación de los resultados, en la medida en que si los patrones de participación femenina varían entre países, las diferencias entre experiencia potencial y real no tienen por qué coincidir entre ellos. La segunda especificación de la ecuación aproxima de una forma más completa el proceso de determinación salarial y en ella se incluyen, además de las características individuales, controles relacionados con las características de los puestos de trabajo (controles extendidos). Se trata de variables ficticias para las ocupaciones (distinguiendo ocho ocupaciones); el tipo de contrato (indefinido, de duración

determinada o de aprendizaje) y el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial).

## 5. Resultados empíricos

### 5.1 *La descomposición de Juhn-Murphy-Pierce: el caso general*

El Cuadro 2 contiene para cada uno de los países de la muestra información descriptiva relacionada con la metodología de descomposición. Se trata de la desviación estándar de los residuos salariales y de los efectos fijos por establecimiento, así como del percentil medio de hombres y mujeres en ambas distribuciones. En todos los países se observa que las mujeres ocupan posiciones relegadas al segmento inferior de la distribución de residuos salariales y los varones posiciones en el segmento superior, pero destaca el hecho de que son las mujeres españolas las que ocupan las posiciones más alejadas de la mediana de la distribución, lo que revela que la influencia de los factores inobservados en el modelo de determinación salarial resulta más perjudicial para los salarios relativos de las mujeres en España que en el resto de los países. Esta circunstancia se repite en buena medida cuando se considera la posición de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento. Las mujeres de todos los países se ubican en promedio en percentiles que se sitúan a la izquierda de la mediana de la distribución y los hombres en percentiles ubicados a la derecha, confirmando la segregación sistemática de las mujeres en establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos. Sin embargo, este tipo de segregación laboral es especialmente acusada en el caso español, pues el percentil en el que se ubican las mujeres españolas (41 ó 42, dependiendo de la especificación de la ecuación salarial) es también en este caso el más bajo de todos los países. La evidencia descriptiva es en general muy similar con las dos especificaciones de la ecuación salarial. No obstante, cabe reseñar que cuando se incluyen los controles de las características de los puestos de trabajo se produce en todos los países una aproximación de las posiciones de hombres y mujeres en la distribución de residuos salariales, lo que es coherente con el hecho de que las mujeres tienden a estar segregadas en ocupaciones de bajos salarios relativos (vid. supra). Se constata, por otra parte, que la dispersión de los residuos salariales es mayor en España que en el resto de economías (con la excepción de Irlanda), lo que sugiere que las mujeres españolas experimentan una penalización salarial relativamente elevada por su posición en la distribución de residuos salariales.

En el mismo sentido, la diferenciación salarial entre establecimientos es en España la más amplia de todos los países de la muestra, por lo que es plausible que este factor también penalice especialmente los salarios relativos de las mujeres españolas a igualdad de intensidad en la segregación en establecimientos de bajos salarios.

**CUADRO 2**  
Evidencia descriptiva de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce.  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

|   | España | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
|---|--------|---------|--------|-----------|---------|
| Diferencial salarial entre hombres y mujeres  | 0,304  | 0,205   | 0,200  | 0,152     | 0,330   |
| Controles básicos   |        |         |        |           |         |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^m$ )               | 34     | 37      | 36     | 39        | 38      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^h$ )               | 60     | 59      | 59     | 59        | 62      |
| Desviación estándar de los residuos salariales ( $\sigma$ )   | 0,263  | 0,218   | 0,232  | 0,263     | 0,315   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^f$ ) | 42     | 45      | 44     | 49        | 45      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^m$ ) | 54     | 57      | 57     | 53        | 55      |
| Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $\eta$ )                               | 0,326  | 0,222   | 0,254  | 0,169     | 0,305   |
| Controles extendidos  |        |         |        |           |         |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^m$ )               | 36     | 40      | 42     | 40        | 43      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^h$ )               | 58     | 57      | 56     | 61        | 58      |
| Desviación estándar de los residuos salariales ( $\sigma$ )   | 0,234  | 0,194   | 0,179  | 0,218     | 0,275   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^f$ ) | 41     | 45      | 46     | 49        | 45      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^m$ ) | 54     | 57      | 57     | 55        | 55      |
| Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $\eta$ )                               | 0,317  | 0,205   | 0,234  | 0,157     | 0,308   |

*Nota:* Los controles básicos son características individuales (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y los controles extendidos los anteriores más características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación).



La descomposición de las diferencias en el diferencial salarial por razón de sexo entre España y el resto de los países aparece en el Cuadro 3<sup>13</sup>. La evidencia corresponde en todos los casos al contrafactual en el que se emplean como referencias en la ecuación [4] la estructura salarial española y los pesos correspondientes al otro país implicado en la comparación bilateral<sup>14</sup>. El primer panel contiene los resultados de la descomposición con la especificación de la ecuación salarial en la que se consideran los controles básicos y el segundo los obtenidos con los controles extendidos. La primera fila contiene en ambos paneles la diferencia entre España y el resto de los países en la diferencia del logaritmo del salario por hora medio de hombres y mujeres. El diferencial salarial por razón de sexo excede en España en 0,151 puntos logarítmicos al que se da en Dinamarca; en 0,104 puntos al de Italia; en 0,099 al de Bélgica, y resulta inferior en 0,026 puntos logarítmicos al de Irlanda<sup>15</sup>.

El resto de cada panel contiene los resultados de la descomposición. Cuando se consideran los controles básicos, el primer componente toma un valor positivo en la mayor parte de las comparaciones entre España y otros países europeos (la excepción se encuentra en la comparación con Irlanda), de lo que se desprende que las mujeres españolas tienen en general un mayor déficit en sus dotaciones relativas de capital humano frente a los varones. Se trata de un déficit que se produce básicamente en las dotaciones de experiencia y antigüedad, pues las dotaciones relativas de educación de las mujeres españolas son de las más elevadas de todos los países (Cuadro A.2 del apéndice)<sup>16</sup>. No obstante, su

<sup>13</sup>Los resultados detallados de las estimaciones de las ecuaciones salariales empleadas en el cálculo de la descomposición aparecen en el Cuadro A.2 del apéndice. Por una cuestión de espacio, se han incluido únicamente los resultados de la especificación de la ecuación salarial con las variables de capital humano (controles básicos) junto con los efectos fijos por establecimiento (los obtenidos con la especificación alternativa están disponibles ante su requerimiento).

<sup>14</sup>En la medida en que dicha descomposición está sujeta al conocido problema de los números índice, y con el fin de analizar la robustez de sus resultados, se ha desarrollado empleando alternativamente la estructura salarial de los otros países y los pesos correspondientes a España como referencias en las comparaciones. Los resultados obtenidos son en líneas generales muy parecidos, por lo que se ha optado por no aportarlos (aunque están disponibles ante su requerimiento).

<sup>15</sup>La diferencia en puntos porcentuales se calcula como  $(e^D - 1) \times 100$ , donde  $D$  es la diferencia en puntos logarítmicos.

<sup>16</sup>A título de ejemplo, la proporción de mujeres con una licenciatura universitaria (11,5%) supera en la muestra española a la proporción de hombres (11,3%), una circunstancia que no se da en ningún otro país.

efecto en términos netos no resulta cuantitativamente demasiado destacado: si las dotaciones relativas de capital humano de hombres y mujeres fueran hipotéticamente en España las mismas que se dan en Bélgica, Dinamarca o Italia el diferencial de salarios medios por razón de sexo se reduciría en nuestro país únicamente en 0,007, 0,008 y 0,018 puntos logarítmicos, respectivamente. Con los controles extendidos en la ecuación se obtiene, por el contrario, una evidencia mezclada en las

**CUADRO 3**  
Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce de las diferencias en el diferencial salarial por sexo entre España y otros países europeos.  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

| Controles básicos  | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
|--|---------|--------|-----------|---------|
| $D_{Espan\tilde{a}}-D_B$   | 0,099   | 0,104  | 0,151     | -0,026  |
| Características observadas $(\Delta X_{Espan\tilde{a}}-\Delta X_B)\beta_{Espan\tilde{a}}$ (1)  | 0,007   | 0,018  | 0,008     | -0,019  |
| Precios de las características observadas $\Delta X_B(\beta_{Espan\tilde{a}}-\beta_B)$ (2)   | 0,023   | 0,017  | 0,020     | -0,004  |
| Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta\theta_{Espan\tilde{a}}-\Delta\theta_B)\sigma_{Espan\tilde{a}}$ (3)               | 0,006   | 0,020  | 0,017     | -0,004  |
| Dispersión de los residuos salariales $\Delta\theta_B(\sigma_{Espan\tilde{a}}-\sigma_B)$ (4)   | 0,020   | 0,012  | 0,000     | -0,025  |
| Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta\lambda_{Espan\tilde{a}}-\Delta\lambda_B)\eta_{Espan\tilde{a}}$ (5) | 0,012   | 0,016  | 0,101     | 0,020   |
| Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta\lambda_B(\eta_{Espan\tilde{a}}-\eta_B)$ (6)                                      | 0,031   | 0,021  | 0,005     | 0,006   |
| Factores asociados al establecimiento (5)+(6)  | 0,043   | 0,037  | 0,106     | 0,026   |
| Factores de género (1)+(3)+(5)   | 0,025   | 0,054  | 0,126     | -0,003  |
| Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)  | 0,074   | 0,050  | 0,025     | -0,023  |
| Controles extendidos   | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
| $D_{Espan\tilde{a}}-D_B$   | 0,099   | 0,104  | 0,151     | -0,026  |
| Características observadas $(\Delta X_{Espan\tilde{a}}-\Delta X_B)\beta_{Espan\tilde{a}}$ (1)  | -0,002  | 0,018  | 0,028     | -0,013  |
| Precios de las características observadas $\Delta X_B(\beta_{Espan\tilde{a}}-\beta_B)$ (2)   | 0,030   | -0,006 | 0,024     | -0,042  |
| Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta\theta_{Espan\tilde{a}}-\Delta\theta_B)\sigma_{Espan\tilde{a}}$ (3)               | 0,012   | 0,030  | -0,003    | 0,012   |
| Dispersión de los residuos salariales $\Delta\theta_B(\sigma_{Espan\tilde{a}}-\sigma_B)$ (4)   | 0,013   | 0,013  | 0,006     | -0,013  |
| Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta\lambda_{Espan\tilde{a}}-\Delta\lambda_B)\eta_{Espan\tilde{a}}$ (5) | 0,012   | 0,029  | 0,084     | 0,029   |
| Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta\lambda_B(\eta_{Espan\tilde{a}}-\eta_B)$ (6)                                      | 0,034   | 0,021  | 0,012     | 0,002   |
| Factores asociados al establecimiento (5)+(6)  | 0,046   | 0,050  | 0,096     | 0,031   |
| Factores de género (1)+(3)+(5)   | 0,022   | 0,077  | 0,109     | 0,028   |
| Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)  | 0,077   | 0,027  | 0,042     | -0,053  |

*Nota:* Los controles básicos son características individuales (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y los controles extendidos los anteriores más características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación).

comparaciones bilaterales, que sugiere que el elevado diferencial salarial por razón de sexo español no resulta suficientemente explicado por las dotaciones relativas de características. Las diferencias que experimenta el valor del primer componente entre ambas especificaciones tampoco siguen un patrón claro, de modo que desde una perspectiva comparada no parece existir una influencia sistemática de la segregación por características de los puestos de trabajo en las discrepancias en el diferencial salarial por razón de sexo entre España y otros países europeos.

El segundo componente de la descomposición toma un valor positivo en prácticamente todas las descomposiciones desarrolladas con los controles básicos (la excepción es un valor negativo pero muy cercano a cero en la comparación con Irlanda). Se constata, pues, que la forma en la que se remunera el capital humano en España se perfila como comparativamente desfavorable para las mujeres españolas, hasta el punto de que da lugar a un mayor diferencial salarial por sexo en nuestro país de 0,023 puntos logarítmicos cuando se compara con Bélgica, 0,017 frente a Italia y 0,020 frente a Dinamarca. Este efecto se produce porque los rendimientos salariales de la experiencia potencial y, muy especialmente, de la antigüedad son más elevados en España, pero también porque la estructura de diferenciales salariales asociados a los niveles de educación resulta desfavorable para el salario medio de las mujeres españolas (Cuadro A.2 del apéndice). Se puede destacar en este sentido el hecho de que el rendimiento salarial asociado a una licenciatura universitaria, un nivel educativo con una elevada presencia relativa de mujeres en España, es en nuestro país el menor de todos en relación con el derivado de la educación primaria (con la excepción de Dinamarca). Cuando se consideran todos los controles en la ecuación salarial no se observa un patrón claro en los valores del segundo componente de la descomposición, por lo que los diferenciales salariales asociados a las características de los puestos de trabajo no parecen resultar sistemáticamente desfavorables para los salarios de las mujeres españolas.

Los valores del tercer componente de la descomposición revelan que la baja posición de las mujeres españolas en la distribución de residuos salariales es en general un factor perjudicial para sus salarios relativos, de modo que, conforme a las expectativas, los factores inobservables en el modelo de determinación salarial deprimen los salarios relativos de las mujeres en general en mayor medida en España que en otros países

Europeos. Así, cuando se consideran todos los controles en la ecuación salarial, se aprecia que si las mujeres españolas ocuparan la misma posición en la distribución de residuos salariales que las del resto de países el diferencial salarial por razón de sexo se reduciría en España hasta un máximo de 0,030 puntos logarítmicos cuando se compara con Italia. La elevada dispersión de la distribución de residuos salariales que se da en España es también un factor claramente pernicioso para los salarios femeninos. No obstante, la importancia cuantitativa de este elemento no es demasiado destacada. De hecho, cuando se considera la especificación más completa de la ecuación salarial, la mayor dispersión de los residuos salariales origina una diferencia máxima en el diferencial salarial por razón de sexo entre España y el resto de países de 0,013 puntos logarítmicos.

La acusada segregación de las mujeres españolas en establecimientos de bajos salarios se confirma como un factor claramente desfavorable para sus salarios relativos, con un efecto que resulta cuantitativamente muy destacable. Cuando se consideran todos los controles en la ecuación salarial, se observa que si hombres y mujeres ocuparan en España la misma posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento que en otros países el diferencial salarial por razón de sexo se reduciría en España en un rango de valores que va desde un mínimo de 0,012 puntos logarítmicos cuando se compara con Bélgica hasta un máximo de 0,084 puntos cuando se compara con Dinamarca. Destaca, además, el hecho de que en todas las comparaciones bilaterales, e independientemente de la especificación de la ecuación salarial, este componente es desfavorable para los salarios de las mujeres españolas.

En el mismo sentido, el sexto componente de la descomposición toma en todos los casos un valor positivo, con un máximo (con los controles extendidos) de 0,034 puntos logarítmicos en la comparación con Bélgica, lo que corrobora que la elevada dispersión salarial entre establecimientos que se da en España perjudica claramente los salarios femeninos. En conjunto, se constata que el establecimiento resulta un factor muy destacado en la generación del elevado diferencial salarial por razón de sexo en España, hasta el punto de que si la incidencia de la segregación de hombres y mujeres por establecimientos y la magnitud de la dispersión salarial entre establecimientos fueran las que se dan en cualquiera de los otros países, el diferencial salarial por razón de sexo se reduciría siempre de forma destacada en España, en un ran-

go entre 0,031 y 0,096 puntos logarítmicos considerando los controles extendidos, y entre 0,026 y 0,106 considerando los controles básicos.

Otro hallazgo relevante es que la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español tiene un impacto muy significativo, y en general desfavorable, sobre los salarios relativos de las mujeres españolas. Cuando se agregan los tres componentes de la descomposición que capturan el efecto de rasgos de la estructura salarial se observa que las diferencias entre la estructura salarial de nuestro país y las de Bélgica, Italia y Dinamarca dan lugar a un mayor diferencial salarial por sexo muy notable en España (0,077, 0,027 y 0,042 puntos logarítmicos, alternativamente, cuando se consideran los controles extendidos en la ecuación salarial y 0,074, 0,050 y 0,025 puntos con los controles básicos). En Irlanda la estructura salarial subyacente tiene un impacto todavía más negativo sobre los salarios femeninos que en España, de modo que la hipotética extrapolación de la estructura salarial española reduciría el diferencial salarial por sexo en este país en 0,053 puntos logarítmicos cuando se consideran los controles extendidos y en 0,023 con los controles básicos. Por otra parte, los factores específicos de género son de forma agregada también sistemáticamente desfavorables para las mujeres españolas: el primer, el tercer y el quinto componente de la descomposición dan lugar conjuntamente a un mayor diferencial salarial por razón de sexo de 0,022, 0,077, 0,109 y 0,028 puntos logarítmicos en España que en Bélgica, Italia, Dinamarca e Irlanda cuando se consideran los controles extendidos en la ecuación salarial.

### *5.2 Análisis por niveles de cualificación*

En la introducción se señalaba que las mujeres más cualificadas son las que ganan menores salarios relativos frente a los varones en el mercado de trabajo español. Con el fin de examinar las causas de este fenómeno, se ha desarrollado la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce en comparaciones bilaterales entre España y el resto de países al diferencial salarial de hombres y mujeres divididos por niveles de cualificación. Estos niveles se han determinado a partir de un índice construido tras la estimación de una ecuación salarial conjunta para hombres y mujeres en la que se incluyen como variables explicativas variables ficticias para el nivel de educación y la experiencia potencial y su cuadrado<sup>17</sup>. Los salarios predichos a partir de esta ecuación aproximan las cualificaciones generales observadas de cada trabajador. Las respectivas dis-

<sup>17</sup>Se puede encontrar un procedimiento similar en Blau y Kahn (1997).

tribuciones del índice de cualificaciones para los hombres y mujeres de cada país se han dividido en tres tercios (definidos por los intervalos de percentiles 0-33, 34-67 y 68-100), de modo que cada uno de ellos aproxima un nivel de cualificación (denominados cualificación baja, media y alta)<sup>18</sup>. El uso de este procedimiento para desagregar la muestra presenta claras ventajas frente a la alternativa de dividir la distribución de salarios observados. Por una parte, permite ordenar los individuos efectivamente en función de su cualificación y no de otros factores que pueden influir sobre los salarios. Por otra, permite el uso de muestras no truncadas de salarios en la estimación de las ecuaciones salariales desagregadas por nivel de cualificación, una circunstancia que, en otro caso, podría conducir a sesgos en las estimaciones econométricas.

En todos los países las diferencias salariales entre hombres y mujeres son más elevadas para los trabajadores de cualificación alta (Cuadro 4), lo que confirma un tratamiento salarial sistemáticamente desfavorable para las mujeres más cualificadas. En el caso de España el diferencial salarial por razón de sexo de los trabajadores más cualificados (0,338) excede al de los de cualificación media (0,306) en menor medida que en cualquier otro país de la muestra por lo que, coincidiendo con lo apuntado por De la Rica *et al.* (2005), este fenómeno no es muy acusado desde una perspectiva comparada. De forma general, se observa una diferencia sistemática por grupos de cualificación en la dispersión de los residuos salariales, cuya desviación estándar es más elevada en todos los países para los trabajadores más cualificados. Esta diferencia uniforme entre grupos de cualificación no se produce en el resto de factores contenidos en el cuadro, lo que conduce a la conclusión de que si existe un elemento que perjudica sin excepción los salarios de las mujeres más cualificadas de cualquier país es la elevada penalización que sufren por la alta dispersión residual que afrontan. En cuanto al origen de la misma, es plausible que esté relacionado con el hecho de que la negociación colectiva sectorial tiende a presentar una menor cobertura y una menor incidencia en la determinación de los salarios efectivamente percibidos de los trabajadores más cualificados (véase la evidencia para España en Dolado *et al.*, 1997), de modo que para este segmento de trabajadores no se produzca la compresión de las diferencias salariales que se deriva en general de la negociación colectiva.

<sup>18</sup> En cada grupo de cualificación se han filtrado adicionalmente las observaciones de establecimientos con menos de dos observaciones, con el fin de garantizar la identificación de los efectos fijos por establecimiento en la estimación separada de la ecuación salarial [1] para cada nivel de cualificación.

**CUADRO 4**  
**Evidencia descriptiva de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce**  
**por niveles de cualificación.**  
**Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995**

| Cualificación alta  | España | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
|---|--------|---------|--------|-----------|---------|
| Diferencial salarial entre hombres y mujeres  | 0,338  | 0,275   | 0,264  | 0,211     | 0,471   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^m$ )               | 38     | 41      | 44     | 38        | 43      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^h$ )               | 57     | 56      | 56     | 61        | 58      |
| Desviación estándar de los residuos salariales ( $\sigma$ )   | 0,256  | 0,212   | 0,196  | 0,225     | 0,291   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^f$ ) | 41     | 43      | 48     | 51        | 43      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^m$ ) | 50     | 50      | 54     | 47        | 50      |
| Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $\eta$ )                               | 0,324  | 0,214   | 0,258  | 0,169     | 0,338   |
| Cualificación media   | España | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
| Diferencial salarial entre hombres y mujeres  | 0,306  | 0,164   | 0,173  | 0,149     | 0,320   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^m$ )               | 37     | 40      | 41     | 39        | 43      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^h$ )               | 58     | 57      | 56     | 62        | 58      |
| Desviación estándar de los residuos salariales ( $\sigma$ )   | 0,192  | 0,161   | 0,148  | 0,202     | 0,238   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^f$ ) | 39     | 46      | 42     | 50        | 45      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^m$ ) | 55     | 56      | 56     | 55        | 58      |
| Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $\eta$ )                               | 0,323  | 0,214   | 0,237  | 0,164     | 0,333   |
| Cualificación baja  | España | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
| Diferencial salarial entre hombres y mujeres  | 0,259  | 0,185   | 0,154  | 0,100     | 0,195   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^m$ )               | 39     | 40      | 43     | 46        | 46      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $\theta^h$ )               | 56     | 55      | 54     | 59        | 55      |
| Desviación estándar de los residuos salariales ( $\sigma$ )   | 0,175  | 0,150   | 0,141  | 0,194     | 0,208   |
| Percentil medio de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^f$ ) | 37     | 38      | 40     | 47        | 45      |
| Percentil medio de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento ( $\alpha^m$ ) | 59     | 63      | 58     | 57        | 56      |
| Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $\eta$ )                               | 0,302  | 0,201   | 0,201  | 0,150     | 0,263   |

*Nota:* Los resultados del cuadro corresponden a una especificación de la ecuación salarial en la que se incluyen como variables de control características individuales (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación). Las observaciones corresponden a hombres y mujeres divididos en función de su cualificación, tras filtrar las observaciones de establecimientos con menos de dos observaciones.

Los resultados de la descomposición salarial desagregada por niveles de cualificación aparecen en el Cuadro 5<sup>19</sup>. El hecho de que el diferencial salarial por razón de sexo exceda sobradamente en España al de otros países en el caso de los trabajadores de cualificación media y baja (con la excepción de Irlanda en el primer caso) se explica por un efecto en general desfavorable para las mujeres españolas de prácticamente todos los componentes de la descomposición (únicamente en el componente que recoge el efecto de la dispersión de la distribución de residuos salariales no se aprecia un patrón sistemáticamente desfavorable). Cuando se consideran los trabajadores de cualificación elevada, el diferencial salarial por razón de sexo continúa siendo por lo general más amplio en España que en el resto de países (de nuevo con la excepción de Irlanda), pero las diferencias son menores que las que se dan en los otros dos niveles de cualificación. Esto se explica básicamente por el hecho de que la mayor parte de los componentes de la descomposición no resultan en este caso sistemáticamente desfavorables para las mujeres españolas: los dos primeros componentes y los dos últimos son, de hecho, favorables en dos de las comparaciones bilaterales y desfavorables en las dos restantes. Sí que se observa, sin embargo, un efecto claramente perjudicial de los factores inobservables, en la medida en que las mujeres españolas de cualificación alta ocupan posiciones generalmente más retrasadas en la distribución de residuos salariales y resultan asimismo perjudicadas por una comparativamente elevada dispersión residual. Se constata, a su vez, que los factores asociados al establecimiento tienden a ser también conjuntamente relevantes en la generación de diferenciales por sexo comparativamente elevados en España en este segmento de cualificación, aunque su efecto es generalmente más reducido que el observado en el análisis general. En cualquier caso, resulta notable en este sentido que, aun a pesar de las diferencias observadas en el análisis por segmentos de cualificación, la evidencia desagregada viene a confirmar para todos los niveles de cualificación el hallazgo previo de que el elevado diferencial salarial por sexo que se da en España está fuertemente asociado a la influencia de los factores asociados al establecimiento.

<sup>19</sup>Por una cuestión de espacio, únicamente se presentan los resultados obtenidos con la especificación más completa de la ecuación salarial. Los resultados obtenidos con la especificación alternativa están disponibles ante su requerimiento.



CUADRO 5

Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce por niveles de cualificación de las diferencias en el diferencial salarial por sexo entre España y otros países europeos. Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

| Cualificación alta  | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
|---|---------|--------|-----------|---------|
| $D_{\text{España}} - D_B$   | 0,063   | 0,074  | 0,127     | -0,133  |
| Características observadas $(\Delta X_{\text{España}} - \Delta X_B) \beta_{\text{España}}$ (1)  | -0,011  | 0,019  | 0,031     | -0,035  |
| Precios de las características observadas $\Delta X_B (\beta_{\text{España}} - \beta_B)$ (2)  | 0,027   | -0,024 | 0,023     | -0,088  |
| Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta \theta_{\text{España}} - \Delta \theta_B) \sigma_{\text{España}}$ (3)               | 0,018   | 0,035  | -0,022    | 0,012   |
| Dispersión de los residuos salariales $\Delta \theta_B (\sigma_{\text{España}} - \sigma_B)$ (4)   | 0,013   | 0,014  | 0,014     | -0,011  |
| Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta \lambda_{\text{España}} - \Delta \lambda_B) \eta_{\text{España}}$ (5) | -0,005  | 0,021  | 0,099     | -0,008  |
| Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta \lambda_B (\eta_{\text{España}} - \eta_B)$ (6)                                      | 0,021   | 0,008  | -0,019    | -0,003  |
| Factores asociados al establecimiento (5)+(6)   | 0,016   | 0,029  | 0,080     | -0,011  |
| Factores de género (1)+(3)+(5)  | 0,002   | 0,076  | 0,108     | -0,031  |
| Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)   | 0,061   | -0,002 | 0,019     | -0,102  |
| Cualificación media   | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
| $D_{\text{España}} - D_B$   | 0,142   | 0,134  | 0,157     | -0,014  |
| Características observadas $(\Delta X_{\text{España}} - \Delta X_B) \beta_{\text{España}}$ (1)  | 0,009   | 0,041  | 0,031     | -0,018  |
| Precios de las características observadas $\Delta X_B (\beta_{\text{España}} - \beta_B)$ (2)  | 0,049   | 0,009  | 0,031     | -0,018  |
| Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta \theta_{\text{España}} - \Delta \theta_B) \sigma_{\text{España}}$ (3)               | 0,000   | 0,012  | -0,021    | 0,002   |
| Dispersión de los residuos salariales $\Delta \theta_B (\sigma_{\text{España}} - \sigma_B)$ (4)   | 0,010   | 0,011  | -0,004    | -0,014  |
| Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta \lambda_{\text{España}} - \Delta \lambda_B) \eta_{\text{España}}$ (5) | 0,043   | 0,032  | 0,104     | 0,037   |
| Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta \lambda_B (\eta_{\text{España}} - \eta_B)$ (6)                                      | 0,032   | 0,028  | 0,016     | -0,003  |
| Factores asociados al establecimiento (5)+(6)   | 0,075   | 0,060  | 0,110     | 0,034   |
| Factores de género (1)+(3)+(5)  | 0,052   | 0,086  | 0,114     | 0,021   |
| Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)   | 0,090   | 0,048  | 0,043     | -0,035  |
| Cualificación baja  | Bélgica | Italia | Dinamarca | Irlanda |
| $D_{\text{España}} - D_B$   | 0,074   | 0,105  | 0,160     | 0,064   |
| Características observadas $(\Delta X_{\text{España}} - \Delta X_B) \beta_{\text{España}}$ (1)  | 0,021   | 0,025  | 0,041     | 0,036   |
| Precios de las características observadas $\Delta X_B (\beta_{\text{España}} - \beta_B)$ (2)  | 0,005   | -0,006 | 0,010     | -0,061  |
| Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta \theta_{\text{España}} - \Delta \theta_B) \sigma_{\text{España}}$ (3)               | 0,003   | 0,015  | 0,007     | 0,017   |
| Dispersión de los residuos salariales $\Delta \theta_B (\sigma_{\text{España}} - \sigma_B)$ (4)   | 0,005   | 0,006  | -0,004    | -0,004  |
| Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta \lambda_{\text{España}} - \Delta \lambda_B) \eta_{\text{España}}$ (5) | -0,015  | 0,027  | 0,062     | 0,066   |
| Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta \lambda_B (\eta_{\text{España}} - \eta_B)$ (6)                                      | 0,055   | 0,038  | 0,044     | 0,010   |
| Factores asociados al establecimiento (5)+(6)   | 0,040   | 0,065  | 0,106     | 0,076   |
| Factores de género (1)+(3)+(5)  | 0,009   | 0,067  | 0,110     | 0,119   |
| Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)   | 0,065   | 0,038  | 0,050     | -0,055  |

Nota: Los resultados del cuadro corresponden a una especificación de la ecuación salarial en la que se incluyen como variables de control características individuales (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación). Las observaciones corresponden a hombres y mujeres del tercio superior de las respectivas distribuciones individuales de salarios, tras filtrar las observaciones de establecimientos con menos de dos observaciones.

## 6. Conclusiones

El artículo examina el origen de las diferencias salariales por razón de sexo en el mercado de trabajo español desde una perspectiva comparada internacional. El análisis se beneficia de la excepcional disponibilidad de microdatos emparejados individuos-empresa metodológicamente homogéneos para diversos países europeos y se desarrolla a partir una extensión de la metodología propuesta por Juhn *et al.* (1991, 1993) que permite aprovechar la naturaleza emparejada de los datos y aportar evidencia novedosa sobre el origen de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en nuestro país. Los resultados revelan que el establecimiento de pertenencia de los trabajadores se sitúa de forma muy destacada en el origen del elevado diferencial salarial por razón de sexo que se da en España, a través de una doble vía. Por una parte, las mujeres españolas están segregadas en establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos en mayor medida que las de otros países europeos. Por otra, la intensa diferenciación salarial entre establecimientos que se da en el mercado de trabajo español determina que la penalización sobre los salarios de las mujeres que se deriva de este tipo de segregación sea especialmente importante.

Con todo, el elevado diferencial salarial por razón de sexo que se da en España en relación con otros países europeos tiene parcialmente su origen también en otros factores. Por una parte, tanto la forma en la que se remunera el capital humano como la presencia de una distribución de residuos salariales comparativamente dispersa son rasgos generales de la estructura salarial subyacente de nuestro país que resultan comparativamente perjudiciales para los salarios relativos de las mujeres españolas. Por otra, aunque las mujeres españolas presentan unos niveles educativos comparativamente elevados, cuando se consideran las dotaciones de capital humano en un sentido más amplio se constata que adolecen de un déficit frente a los varones que resulta mayor que en otros países europeos. En el mismo sentido, los factores inobservables en el proceso de determinación salarial deprimen también especialmente sus salarios relativos, una circunstancia que podría deberse tanto al efecto de la habilidad inobservada como a una discriminación especialmente acusada, y que confirma, en definitiva, que existe un amplio conjunto de factores específicos de género que ejerce un efecto depresor en los salarios relativos de las mujeres españolas.

## Apéndice

CUADRO A.1

Estadísticos descriptivos. Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

|   | España           | Bélgica          | Italia           | Dinamarca        | Irlanda          |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Logaritmo del salario por hora                                      | 7,08<br>(0,537)  | 6,28<br>(0,424)  | 4,71<br>(0,388)  | 1,93<br>(0,572)  | 2,82<br>(0,434)  |
| Hombre  | 0,767            | 0,727            | 0,630            | 0,616            | 0,750            |
| Gerente   | 0,041            | 0,074            | 0,046            | 0,061            | 0,021            |
| Profesional   | 0,054            | 0,071            | 0,066            | 0,051            | 0,037            |
| Técnico   | 0,108            | 0,187            | 0,187            | 0,074            | 0,100            |
| Trabajador de administración  | 0,157            | 0,247            | 0,124            | 0,163            | 0,224            |
| Trabajador de servicios   | 0,072            | 0,052            | 0,108            | 0,148            | 0,048            |
| Trabajador de producción cualificado                                | 0,202            | 0,165            | 0,154            | 0,133            | 0,269            |
| Operadores y montadores   | 0,246            | 0,113            | 0,181            | 0,272            | 0,232            |
| Trabajador no cualificado   | 0,121            | 0,091            | 0,131            | 0,099            | 0,070            |
| Educación primaria y estudios básicos                               | 0,328            | 0,124            | 0,083            | 0,070            | 0,161            |
| Educación secundaria (primer ciclo)                                 | 0,307            | 0,223            | 0,232            | 0,222            | 0,447            |
| Educación secundaria (segundo ciclo)                                | 0,170            | 0,398            | 0,541            | 0,513            | 0,336            |
| Diplomado   | 0,082            | 0,146            | 0,048            | 0,125            | 0,004            |
| Licenciado  | 0,113            | 0,101            | 0,059            | 0,059            | 0,052            |
| Postgrado   | 0,001            | 0,007            | 0,036            | 0,011            | 0,000            |
| Jornada a tiempo parcial  | 0,037            | 0,098            | 0,216            | 0,097            | 0,061            |
| Jornada a tiempo completo   | 0,963            | 0,902            | 0,784            | 0,903            | 0,939            |
| Contrato de duración determinada                                    | 0,251            | 0,026            | 0,036            | 0,041            | 0,026            |
| Contrato indefinido   | 0,743            | 0,972            | 0,918            | 0,945            | 0,953            |
| Aprendiz  | 0,006            | 0,002            | 0,046            | 0,015            | 0,022            |
| Antigüedad  | 10,83<br>(9,95)  | 10,87<br>(9,62)  | 4,93<br>(7,22)   | 8,63<br>(8,43)   | 11,14<br>(8,98)  |
| Experiencia potencial   | 23,53<br>(11,83) | 20,37<br>(10,62) | 18,07<br>(11,94) | 16,39<br>(11,56) | 23,08<br>(11,19) |
| Control financiero: sector privado                                  | 0,923            | 0,842            | 0,987            | 0,962            | -                |
| Tamaño 10-19  | 0,169            | 0,117            | 0,087            | 0,041            | 0,156            |
| Tamaño 20-49  | 0,236            | 0,195            | 0,128            | 0,284            | 0,195            |
| Tamaño 50-99  | 0,156            | 0,119            | 0,131            | 0,194            | 0,160            |
| Tamaño 100-199  | 0,163            | 0,140            | 0,143            | 0,134            | 0,155            |
| Tamaño >199   | 0,271            | 0,430            | 0,504            | 0,333            | 0,327            |
| Proporción de mujeres   | 0,233            | 0,273            | 0,370            | 0,379            | 0,250            |
| Convenio de empresa   | 0,273            | 0,387            | 0,092            | 0,182            | 0,255            |
| Minería (Divisiones CNAE 10-14)                                     | 0,018            | 0,004            | 0,004            | 0,011            | 0,031            |
| Industria de productos alimenticios y bebidas<br>(División CNAE 15) | 0,067            | 0,043            | 0,063            | 0,116            | 0,044            |
| Industria del tabaco (División CNAE 16)                             | 0,003            | 0,003            | 0,002            | 0,003            | 0,005            |
| Industria textil (División CNAE 17)                                 | 0,018            | 0,017            | 0,006            | 0,027            | 0,032            |
| Industria de confección y peletería<br>(División CNAE 18)           | 0,023            | 0,007            | 0,005            | 0,024            | 0,013            |
| Industria del cuero y del calzado (División CNAE 19)                | 0,018            | 0,003            | 0,001            | 0,004            | 0,019            |
| Industria de la madera y corcho (División CNAE 20)                  | 0,024            | 0,011            | 0,011            | 0,012            | 0,030            |
| Industria del papel (División CNAE 21)                              | 0,017            | 0,011            | 0,009            | 0,014            | 0,027            |
| Industria de artes gráficas (División CNAE 22)                      | 0,025            | 0,014            | 0,022            | 0,043            | 0,028            |
| Coquerías y refinado de petróleo (División CNAE 23)                 | 0,006            | 0,005            | 0,001            | 0,001            | 0,009            |

Estadísticos descriptivos.  
Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995 (*Continuación*)

|  | España  | Bélgica | Italia  | Dinamarca | Irlanda |
|--|---------|---------|---------|-----------|---------|
| Industria química (División CNAE 24)   | 0,045   | 0,076   | 0,033   | 0,060     | 0,041   |
| Fabricación de productos de caucho y materias plásticas (División CNAE 25)           | 0,027   | 0,015   | 0,016   | 0,031     | 0,051   |
| Fabricación de otros productos minerales no metálicos (División CNAE 26)             | 0,046   | 0,024   | 0,019   | 0,024     | 0,050   |
| Metalurgia (División CNAE 27)  | 0,016   | 0,036   | 0,009   | 0,005     | 0,010   |
| Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria (División CNAE 28)            | 0,036   | 0,025   | 0,029   | 0,038     | 0,066   |
| Fabricación de maquinaria y material no eléctrico (División CNAE 29)                 | 0,035   | 0,029   | 0,070   | 0,040     | 0,060   |
| Fabricación de maquinaria de oficina y ordenadores (División CNAE 30)                | 0,002   | 0,000   | 0,002   | 0,025     | 0,004   |
| Fabricación de maquinaria y material eléctrico (División CNAE 31)                    | 0,027   | 0,013   | 0,010   | 0,029     | 0,025   |
| Fabricación de material electrónico (División CNAE 32)                               | 0,006   | 0,016   | 0,011   | 0,018     | 0,011   |
| Fabricación de instrumentos médicos, de precisión y relojería (División CNAE 33)     | 0,007   | 0,005   | 0,011   | 0,033     | 0,009   |
| Fabricación de automóviles y remolques (División CNAE 34)                            | 0,030   | 0,038   | 0,005   | 0,012     | 0,012   |
| Fabricación de otro material de transporte (División CNAE 35)                        | 0,012   | 0,010   | 0,018   | 0,009     | 0,019   |
| Fabricación de muebles y otras industrias manufactureras (División CNAE 36)          | 0,033   | 0,017   | 0,023   | 0,031     | 0,046   |
| Reciclaje (División CNAE 37)   | 0,001   | 0,002   | 0,000   | 0,000     | 0,001   |
| Distribución de energía eléctrica, gas y agua (Divisiones CNAE 40-41)                | 0,031   | 0,058   | 0,010   | 0,022     | 0,042   |
| Construcción (División CNAE 45)  | 0,072   | 0,043   | 0,083   | -         | 0,037   |
| Venta y reparación de vehículos y venta de combustible (División CNAE 50)            | 0,011   | 0,019   | 0,025   | 0,022     | 0,004   |
| Comercio al por mayor e intermediación del comercio (División CNAE 51)               | 0,040   | 0,081   | 0,081   | 0,080     | 0,012   |
| Comercio al por menor y reparaciones domésticas (División CNAE 52)                   | 0,045   | 0,035   | 0,110   | 0,082     | 0,020   |
| Hostelería (División CNAE 55)  | 0,057   | 0,013   | 0,017   | 0,102     | 0,026   |
| Transporte terrestre y por tubería (División CNAE 60)                                | 0,035   | 0,029   | 0,011   | -         | 0,033   |
| Transporte acuático (División CNAE 61)   | 0,000   | 0,003   | 0,002   | -         | 0,003   |
| Transporte aéreo y espacial (División CNAE 62)                                       | 0,003   | 0,001   | 0,012   | -         | 0,001   |
| Actividades anexas a los transportes y agencias de viajes (División CNAE 63)         | 0,014   | 0,018   | 0,015   | -         | 0,012   |
| Correos y telecomunicaciones (División CNAE 64)                                      | 0,016   | 0,042   | 0,001   | -         | 0,009   |
| Intermediación financiera (División CNAE 65-67)                                      | 0,078   | 0,115   | 0,145   | 0,084     | 0,095   |
| Inmobiliarias (División CNAE 70)   | 0,004   | 0,004   | 0,012   | -         | 0,000   |
| Alquiler de bienes muebles (División CNAE 71)  | 0,003   | 0,005   | 0,002   | -         | 0,000   |
| Actividades informáticas (División CNAE 72)  | 0,005   | 0,014   | 0,014   | -         | 0,010   |
| Investigación y desarrollo y otras actividades empresariales (Divisiones CNAE 73-74) | 0,045   | 0,097   | 0,082   | -         | 0,055   |
| Número de trabajadores   | 165.607 | 80.220  | 543.815 | 34.753    | 93.867  |
| Número de establecimientos   | 17.017  | 3.824   | 9.330   | 2.315     | 7.334   |

*Nota:* Medias de las variables. Los valores entre paréntesis corresponden a la desviación estándar.

CUADRO A.2  
Medias de las variables para hombres y mujeres y resultados de la regresión. Encuesta Europea de Estructura Salarial 1995

|  | España           |                  |                   | Bélgica          |                  |                   | Dinamarca        |                  |                   | Irlanda          |                  |                   | Italia           |                  |                   |
|--|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|
|  | Media<br>varones | Coefi-<br>ciente | Error<br>estándar | Media<br>varones | Coefi-<br>ciente | Error<br>estándar | Media<br>varones | Coefi-<br>ciente | Error<br>estándar | Media<br>varones | Coefi-<br>ciente | Error<br>estándar | Media<br>varones | Coefi-<br>ciente | Error<br>estándar |
| Educación primaria y<br>estudios básicos | 0,353            | 0,244            | Referencia        | 0,133            | 0,099            | Referencia        | 0,081            | 0,087            | Referencia        | 0,078            | 0,057            | Referencia        | 0,169            | 0,136            | Referencia        |
| Educación secundaria<br>(primer ciclo)   | 0,295            | 0,345            | 0,093             | 0,232            | 0,200            | 0,092             | 0,216            | 0,258            | 0,001             | 0,242            | 0,189            | 0,089             | 0,450            | 0,437            | 0,110             |
| Educación secundaria<br>(segundo ciclo)  | 0,156            | 0,217            | 0,245             | 0,003            | 0,389            | 0,003             | 0,539            | 0,544            | 0,001             | 0,475            | 0,573            | 0,248             | 0,322            | 0,379            | 0,343             |
| Diplomado                                | 0,083            | 0,079            | 0,277             | 0,003            | 0,129            | 0,193             | 0,423            | 0,050            | 0,268             | 0,002            | 0,125            | 0,512             | 0,004            | 0,004            | 0,582             |
| Licenciado                               | 0,113            | 0,115            | 0,618             | 0,004            | 0,108            | 0,082             | 0,749            | 0,035            | 0,474             | 0,002            | 0,066            | 0,049             | 0,055            | 0,044            | 0,674             |
| Postgrado                                | 0,001            | 0,001            | 0,855             | 0,023            | 0,008            | 0,004             | 0,913            | 0,025            | 0,590             | 0,002            | 0,014            | 0,007             | 0,000            | 0,000            | 0,923             |
| Antigüedad                               | 11,48            | 8,68             | 0,019             | 0,000            | 11,51            | 9,17              | 0,007            | 5,38             | 4,17              | 0,008            | 9,82             | 6,72              | 0,024            | 0,001            | 11,47             |
| Antigüedad* Antigüedad                   | 235,9            | 153,3            | 0,000             | 0,000            | 232,1            | 163,4             | 0,000            | 87,1             | 58,6              | 0,000            | 180,0            | 90,8              | 0,000            | 213,4            | 178,4             |
| Experiencia                              | 24,78            | 19,41            | 0,033             | 0,000            | 21,231           | 18,08             | 0,031            | 18,40            | 17,52             | 0,029            | 17,97            | 13,86             | 0,038            | 0,001            | 23,97             |
| Experiencia*Experiencia                  | 753,3            | 496,9            | 0,000             | 0,000            | 566,1            | 431,5             | 0,000            | 479,9            | 450,8             | -0,001           | 465,4            | 300,3             | -0,001           | 0,000            | 688,4             |
| Número de observaciones                  | 127,045          | 38,592           | 165,607           | 58,347           | 218,73           | 80,220            | 342,539          | 201,276          | 543,815           | 21,482           | 13,271           | 34,753            | 70,329           | 23,538           | 93,867            |
| Efectos por establecimiento              | -                | -                | 17,017            | -                | -                | 3,824             | -                | -                | 9,331             | 21,482           | 13,271           | 2,315             | 70,329           | 23,538           | 7,334             |
| R <sup>2</sup> ajustado                  | -                | -                | 0,732             | -                | -                | 0,722             | -                | -                | 0,529             | -                | -                | 0,675             | -                | -                | 0,690             |

Nota: La estimación se ha ecuation salarial para cada país se ha realizado por efectos fijos.

## 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*, Vol. 3B, North-Holland, Amsterdam.
- Albrecht, J., Bjorklund, A. y S. Vroman (2003): "Is there a glass ceiling in Sweden?", *Journal of Labor Economics*, 21, pp. 145-177.
- Altonji, J.G. y R.M. Blank (1999): "Race and gender in the labor market", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, North-Holland, Amsterdam.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1992): "The gender earnings gap: Learning from international comparisons", *American Economic Review*, 82, pp. 533-38.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1996): "Wage structure and gender earnings differentials: an international comparison", *Economica* 63, pp. S29-62.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1997): "Swimming upstream: Trends in the gender wage differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics* 15, pp. 1-42.
- 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*, Vol. 3A, North-Holland, Amsterdam.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2003): "Understanding international differences in the gender pay gap", *Journal of Labor Economics* 21, pp. 106-144 .
- Blinder, A.S. (1973): "Wage discrimination, reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources* 8, pp. 436-455.
- Comisión Europea (2000), *Industrial relations in Europe, 2000* .
- Datta Gupta, N., Oaxaca, R. y N. Smith (2005): "Swimming upstream, floating downstream: Comparing women's relative wage positions in the U.S. and the Denmark", *Industrial and Labor Relations Review* (forthcoming).
- De la Rica, S. y A. Ugidos (1995): "¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas* 19, pp. 395-414.
- De la Rica, S. (2003): "Decomposing the effect of gender wage gap: The effects of firm, occupation and job stratification", University of California Berkeley Center for Labor Economics Working Paper 64.
- De la Rica, S., Dolado, J.J. y V. Llorens (2005): "Ceiling and floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain", IZA Discussion Paper 1483.
- Dolado, J.J. y F. Felgueroso (1997): "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito* 204, pp. 213-254.
- Dolado, J.J., Felgueroso, F y J.F. Jimeno (1997): "The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain", *European Economic Review (Papers and Proceedings)* 41, pp. 713-721.
- Dolado, J.J., Felgueroso, F y J.F. Jimeno (2004): "Where do women work?: Analyzing patterns in occupational segregation by gender", *Annales d'Economie et de Statistique* 71-72, pp. 293-315.
- European Industrial Relations Observatory (2002): "Industrial relations in the EU Member States and candidate countries", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.

- Eurostat (2002), *Employment in Europe, 2002* .
- Eurostat (2003), *Employment in Europe, 2003* .
- García, J.R. (2003): “El diseño complejo de la Encuesta de Estructura Salarial 1995: Implicaciones sobre la estimación de medidas de desigualdad”, Documento de trabajo 2003-24 FEDEA.
- García, J., Hernández, P.J. y A. López (2001): “How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression”, *Empirical Economics* 26, pp. 149-168.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2005): “A measure of gender wage discrimination at quantiles”, *Journal of Population Economics* 18, pp. 165-179.
- IDS/ISP (1996), *Industrial Relations and Collective Bargaining* .
- Haltiwanger, J.C., Lane, J., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J. y Troske, K. (1999), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Elsevier, Londres.
- Hausman, J.A. (1978): “Specification tests in econometrics”, *Econometrica* 46, pp. 1251-1271.
- Heckman, J. (1979): “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica* 47, pp. 153-161.
- Hernández, P.J. (1995): “Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas* 19, pp. 195-215.
- Hernández, P.J. y I. Méndez (2005): “La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea”, *Estadística Española* 47, pp. 179-214 .
- Hsiao, C. (1985): “Benefits and Limitations of Panel Data”, *Econometric Reviews* 4, pp. 121-174.
- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1991): “Accounting for the slowdown in black-white convergence”, en M. Osters (eds.), *Workers and Their Wages*, American Enterprise Institute Press, Washington D.C.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B. (1993): “Wage inequality and the rise in returns to skill”, *Journal of Political Economy* 101, pp. 410-442 .
- Kidd, M.P. y M. Shannon (1996): “The gender wage gap: A comparison of Australia and Canada”, *Industrial and Labor Relations Review* 49, pp. 729-746.
- Macpherson, D.A. y B.T. Hirsch (1995): “Wages and gender composition: Why do women’s jobs pay less?”, *Journal of Labor Economics* 13, pp. 426-471.
- Neumark, D. (1988): “Employer’s discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination”, *Journal of Human Resources* 23, pp. 279-295.
- Nickell, S. y R. Layard (1999): “Labor market institutions and economic performance”, en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, North-Holland, Amsterdam.
- Oaxaca, R. (1973): “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review* 14, pp. 139-148.
- Oaxaca, R. y M. Ramson (1994): “On discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics* 61, pp. 5-21.

- OCDE (1998): "Making the most of the minimum: statutory minimum wages, employment and poverty", *Employment Outlook, 1998* .
- OCDE (2002): "Women at work: who are they and how are they faring?", *Employment Outlook, 2002* .
- OCDE (2004): "Wage-setting institutions and outcomes", *Employment Outlook, 2004* .
- Palacio, J.I. y H. Simón (2004): "Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial", *Revista de Economía Aplicada* 12, pp. 47-81.
- Rubery, J.; Grimshaw, D. y H. Figueiredo (2002): "The gender pay gap and gender mainstreaming pay policy in EU member states", informe para la Comisión Europea, Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales.
- Simón, H. (2005): "Employer wage differentials from an international perspective", *Economics Letters* 88, pp. 284-288.
- Salverda, W.; Bazen, S. y M. Gregory (2001): "The European-American employment gap, wage inequality, earnings mobility and skill. A study for France, Germany, the Netherlands, the United Kingdom and the United States", informe para la Comisión Europea, Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales.
- Ugidos, A. (1997): "Gender wage discrimination in the Spanish labor market", *Revista Española de Economía* 14, pp. 1-19.



**Abstract**

*This article examines the sources of the gender earnings gap in Spain by using international comparisons with four other European countries (Belgium, Italy, Denmark and Ireland) and cross-country harmonized matched employer-employee microdata from the 1995 European Structure of Earnings Survey. The extent of female segregation into low-wage firms and the dispersion of inter-firm wage differentials are specially important in the Spanish labour market, so that firm-related factors arise as a relevant source of the high Spanish gender earnings gap.*

*Keywords: Gender earnings gap, matched employer-employee data, Juhn-Murphy-Pierce decomposition.*

*Recepción del original, julio de 2004  
Versión final, septiembre de 2005*