

XXX Simposio de Análisis Económico

Murcia Diciembre de 2005

¿Nadar a favor o contra la corriente? Cambios en la estructura salarial y diferencias salariales por género en España

Hipólito Simón

Universidad de Alicante

Raúl Ramos

AQR-Universidad de Barcelona

Esteban Sanromá

IEB-Universidad de Barcelona

Resumen

El trabajo analiza la evolución del diferencial salarial por razón de sexo en España entre 1995 y 2002 mediante una extensión de la metodología propuesta por Juhn et al. (1991, 1993) adaptada a los microdatos emparejados empresa-trabajador de la Encuesta de Estructura Salarial. La escasa mejora de los salarios relativos de las mujeres españolas en el período analizado se produce porque el impacto favorable de los cambios experimentados por la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español sobre el diferencial salarial por razón de sexo ha resultado en buena medida contrarrestado por una segregación más acentuada de las mujeres en establecimientos de bajos salarios.

Palabras clave: Diferencias salariales por sexo, estructura salarial, descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce.
Códigos JEL: J16, J31, J70.

¿Nadar a favor o contra la corriente? Cambios en la estructura salarial y diferencias salariales por género en España

Hipólito Simón
Universidad de Alicante
Raúl Ramos
AQR-Universidad de Barcelona
Esteban Sanromá
IEB-Universidad de Barcelona

Resumen

El trabajo analiza la evolución del diferencial salarial por razón de sexo en España entre 1995 y 2002 mediante una extensión de la metodología propuesta por Juhn et al. (1991, 1993) adaptada a los microdatos emparejados empresa-trabajador de la Encuesta de Estructura Salarial. La escasa mejora de los salarios relativos de las mujeres españolas en el período analizado se produce porque el impacto favorable de los cambios experimentados por la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español sobre el diferencial salarial por razón de sexo ha resultado en buena medida contrarrestado por una segregación más acentuada de las mujeres en establecimientos de bajos salarios.

Palabras clave: Diferencias salariales por sexo, estructura salarial, descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce.
Códigos JEL: J16, J31, J70.

1. Introducción

Está ampliamente documentado que la estructura salarial de los países desarrollados no se mantiene constante en el tiempo, sino que tiende a experimentar cambios. En Estados Unidos y el Reino Unido, donde el mecanismo de determinación salarial permite una gran influencia de las fuerzas de mercado sobre los salarios, se ha producido en las últimas décadas un aumento de la dispersión salarial. En los países de Europa continental, donde la negociación colectiva es prevalente y se suele desarrollar con cierto grado de centralización, la dispersión de la estructura salarial ha tendido, por el contrario, a mantenerse, y en algunos casos, a reducirse (OCDE, 2004). Entre los efectos que se derivan de los cambios registrados a lo largo del tiempo por la estructura salarial destaca el ejercido en la magnitud del diferencial salarial entre hombres y mujeres. La asociación que se da en la práctica entre la dispersión de la estructura salarial de un país y el diferencial salarial por razón de sexo se explica fundamentalmente porque las mujeres ocupan posiciones en la estructura salarial sistemáticamente inferiores a las de los varones, de modo que la desigualdad salarial determina la penalización salarial concreta que sufren las mujeres por esta ubicación en el segmento inferior de la estructura salarial. La relación que se da entre ambos factores se constata claramente en las comparaciones internacionales, pues los países con estructuras salariales comparativamente más dispersas tienden a tener un mayor diferencial salarial entre hombres y mujeres y la dispersión salarial es en la práctica un importante factor explicativo de la heterogeneidad internacional en la magnitud del diferencial (véanse Blau y Kahn,

1992, 1996, 2003 y Simón y Russell, 2004). Una creciente evidencia empírica confirma que entre ambos factores se produce también una asociación dinámica. En Estados Unidos el aumento que ha experimentado la dispersión salarial a lo largo del tiempo ha actuado deprimiendo los salarios femeninos relativos (Blau y Kahn, 1997), mientras que en países como Suecia o Australia, donde se ha mantenido o reducido la compresión de la estructura salarial, se ha dado la circunstancia contraria (Edin y Richardson, 2002 y Kidd y Shannon, 2001). En la medida en que las cualificaciones relativas de las mujeres han experimentado una mejora general frente a los varones en los países industrializados y este factor ha tendido a actuar de forma beneficiosa sobre sus salarios, el resultado conjunto de ambos fenómenos es que si bien el diferencial salarial por razón de sexo se ha reducido en prácticamente todos los países desarrollados en las últimas décadas (OCDE, 2002), en algunos países la mejora en el tratamiento salarial de las mujeres por sus mayores cualificaciones ha resultado parcialmente contrarrestada por los efectos perniciosos derivados de los aumentos en la dispersión salarial, por lo que las mujeres han tenido, en suma, que “nadar contra la corriente” (Blau y Kahn, 1997).

El propósito de este trabajo es analizar las tendencias recientes del diferencial salarial por razón de sexo en el mercado de trabajo español. El fenómeno de discriminación salarial por razón de género ha sido ampliamente documentado en España por diversos estudios, que constatan la existencia de un importante diferencial de salarios medios entre hombres y mujeres que no resulta suficientemente explicado por las diferencias que se dan en las dotaciones de características productivas de ambos colectivos (Ugidos, 1997a y De la Rica y Ugidos, 1995). El grado de discriminación laboral en nuestro país es, a su vez, más elevado para las mujeres más cualificadas (Gardeazábal y Ugidos, 2001 y García et al., 2001), aunque, en contraste con otros países europeos, el crecimiento que experimenta en España el diferencial salarial por razón de sexo a lo largo de la distribución individual de salarios no es demasiado acusado (Dolado et al., 2005). Se observa también que las mujeres españolas tienden a estar empleadas en ocupaciones y establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos, de modo que una porción significativa del diferencial salarial por razón de sexo se debe, al igual que en otros países, a la segregación laboral de las mujeres en segmentos del mercado de trabajo mal remunerados (véanse De la Rica, 2003 y Bayard et al., 2003). Esta segregación 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 de este colectivo por parte de los empleadores, sin que la literatura ofrezca una evidencia empírica concluyente respecto al origen principal del fenómeno (véase Datta Gupta, 1993). Por último, cabe reseñar que según las comparaciones internacionales el diferencial salarial por razón de sexo es en España elevado en

relación con otros países europeos¹. Esta circunstancia presenta una fuerte relación con ciertas características de la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español, pues la elevada dispersión de la estructura salarial que se da en España penaliza en mayor medida los salarios de las mujeres, mientras que la manera en la que se remunera de forma general el capital humano en el mercado de trabajo español resulta también perjudicial para sus salarios relativos (Simón y Russell, 2004).

En el trabajo se examina en qué medida los cambios experimentados por la estructura salarial han afectado a los salarios femeninos y si las mujeres españolas han tenido en este sentido que “nadar” a favor o contra la corriente. A pesar de la amplia atención que ha recibido en la literatura internacional la evolución en el tiempo de la estructura salarial, sus causas y las consecuencias que tiene sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, se trata de un fenómeno sobre el que no existen apenas estudios para el caso español, lo que se explica en buena medida por la carencia de bases de datos microeconómicos con una adecuada perspectiva temporal e información exhaustiva y rigurosa sobre ganancias salariales y características individuales y de los puestos de trabajo de los asalariados². Ello implica que la evolución de la desigualdad salarial en el pasado reciente es un aspecto del mercado de trabajo español poco conocido y sobre el que sólo se tiene una idea imprecisa, de modo que no existe evidencia concluyente sobre sus tendencias. Por otra parte, con la incorporación de las cohortes de mujeres más jóvenes al mercado de trabajo, las mujeres ocupadas españolas han mejorado de una forma notable sus niveles educativos relativos en los últimos años, muy especialmente en el caso de la educación universitaria (Consejo Económico y Social, 2003). A lo largo del trabajo se analiza en qué medida esta mejora relativa de las dotaciones de capital humano de las mujeres ha actuado aproximando sus salarios a los de los hombres, y si dicho efecto ha resultado acompañado o contrarrestado por los derivados de los cambios en la estructura salarial.

Los datos microeconómicos empleados en el análisis empírico provienen de la *Encuesta de Estructura Salarial* del Instituto Nacional de Estadística para 1995 y 2002. Esta base de datos incluye información emparejada de los individuos y de las empresas en las que trabajan y es, por lo tanto, muy apropiada para el análisis empírico de los mecanismos de determinación salarial

¹ Así, por ejemplo, según datos de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial* para 2002, el diferencial por razón de sexo en el logaritmo del salario por hora promedio en España (0,226 puntos logarítmicos) es únicamente superado por el Reino Unido (0,317), Austria, (0,306) y Alemania (0,296) en el contexto de la Unión Europea-15 (esta información está disponible en <http://europa.eu.int/comm/eurostat>).

² Entre las principales excepciones cabe destacar las investigaciones de Bover, Bentolila y Arellano (2000) y Jimeno y Toharia (1994), en ambos casos centradas a la década de los ochenta y empleando, respectivamente, datos administrativos de la Seguridad Social y de la *Encuesta de Salarios*; las de Abadie (1997), Ayala e Iriondo (2000) y Puhani (2002), también centradas en los ochenta, que usan las *Encuestas de Presupuestos Familiares* y la de Torres (2002), que emplea datos de la *Encuesta Industrial* para el período 1980-1992. En todos los casos los datos empleados presentan importantes carencias en la información que proporcionan sobre salarios y no cubren la década de los noventa. Ayala et al. (1998) utilizan información salarial de registros tributarios y constatan un aumento de la desigualdad salarial entre 1992 y 1995, aunque esta fuente estadística también presenta importantes limitaciones.

(véanse Abowd y Kramarz, 1999 y Haltiwanger et al., 1999). La metodología de análisis se basa en la descomposición salarial propuesta por Juhn et al. (1991, 1993), la cual permite separar la influencia que sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres ejercen los factores específicos de género y ciertos rasgos de la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo. En el trabajo se emplea una extensión de dicha técnica que permite aprovechar la naturaleza emparejada de los microdatos y considerar también, en consecuencia, la influencia del establecimiento de pertenencia de los trabajadores entre los factores que pueden situarse en el origen del diferencial salarial entre hombres y mujeres. Esta circunstancia es especialmente interesante al menos por dos motivos. El primero es que la segregación de las mujeres españolas en establecimientos de bajos salarios es un motivo muy destacado de sus menores salarios relativos (vid. supra). El segundo es que la penalización salarial que sufren las mujeres por esta segregación depende de la magnitud de la dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos. Se ha constatado que este tipo de diferenciales para trabajadores observacionalmente similares existe en un buen número de países (Abowd and Kramarz, 1999)³. No obstante, su dispersión es desde una perspectiva comparada internacional especialmente elevada en España (Simón, 2005). Esto sugiere, en definitiva, que este factor pudiera ser especialmente relevante en la discriminación salarial de las mujeres españolas y, por extensión, que los factores asociados al establecimiento son potencialmente muy relevantes en la determinación de los cambios experimentados por el diferencial salarial por razón de sexo. El análisis de los cambios temporales experimentados por el diferencial salarial por razón de sexo es una cuestión que, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, ha sido abordada de forma previa para el caso español únicamente por Álaez y Ullibarri (2001). Dichos autores analizan la evolución del diferencial salarial por razón de sexo entre 1990 y 1994 aplicando la descomposición de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973, Blinder, 1973) a los microdatos de la *Encuesta de Conciencia, Estructura y Biografía de Clase* de 1991 y del *Panel de Hogares* de 1994. Nuestro trabajo difiere del suyo, además de en el período cubierto, en el uso de microdatos emparejados y metodológicamente homogéneos para los dos años y de una metodología de descomposición que permite incorporar factores adicionales a la de Oaxaca-Blinder en la explicación de los cambios experimentados por el diferencial salarial por sexo, de forma muy destacada los relacionados con el establecimiento.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se describe la base de datos y se presenta evidencia descriptiva sobre la evolución de la magnitud de las diferencias salariales por razón de sexo y la dispersión de la estructura salarial en el período examinado. En la tercera

³ Estos diferenciales salariales pueden tener un origen diverso, como un carácter compensatorio, la presencia de información limitada o asimétrica, el pago de salarios de eficiencia o la presencia de procesos de reparto de rentas (Groschen, 1991).

se detalla la extensión de la metodología de descomposición salarial de Juhn et al. (1991, 1993) y las principales consideraciones metodológicas relacionadas con su uso. En la cuarta se presentan los resultados empíricos de la descomposición de los cambios experimentados por el diferencial salarial entre hombres y mujeres. Finalmente, en el apartado de conclusiones se comentan los principales hallazgos del trabajo.

2. Datos

Los microdatos utilizados en este trabajo provienen de la *Encuesta de Estructura Salarial* (desde aquí EES) para 1995 y 2002. Se trata de una encuesta realizada por el Instituto Nacional de Estadística en el marco de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial*, una acción estadística mediante la cual los países de la Unión Europea realizan encuestas sobre salarios conforme a una metodología común establecida por Eurostat. El diseño de la EES corresponde a un amplio muestreo en dos etapas de trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social (en torno a 185.000 en 1995 y 200.000 en 2002). La EES abarca a los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos (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 –en el caso de la EES 2002 adicionalmente la sanidad y la educación y otras actividades sociales) a excepción de la agricultura y las administraciones públicas (y en el caso de la EES 1995 la sanidad y la educación y otras actividades sociales). La encuesta no cubre ninguno de los años el sector público, en el que las diferencias salariales entre hombres y mujeres tienden a ser en España menores que en el conjunto de la economía (Ugidos, 1997b), de modo que muy posiblemente sobreestima dicho diferencial para el conjunto de la economía. En otro orden de cosas, cabe destacar que la ausencia de información sobre trabajadores no ocupados y de restricciones de exclusión apropiadas en las muestras de la ESES impide la aplicación de las técnicas habituales de corrección del sesgo de selección *à la* Heckman (Heckman, 1979).

La EES incluye varias observaciones para cada empleador, lo que dota a sus datos de una naturaleza de datos emparejados empresa-trabajador. Esta circunstancia es especialmente recomendable para el desarrollo de análisis sobre determinación salarial, en la medida en que permite considerar apropiadamente la influencia de los factores relacionados con la demanda de trabajo. La EES contiene una variada información sobre los trabajadores (salario, sexo, edad, educación, antigüedad, ocupación, tipo de contrato y tipo de jornada; en la EES 2002 también nacionalidad y si el trabajador realiza tareas de supervisión) y sobre sus empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región de ubicación). A su vez, pueden calcularse variables relativas

a la composición de la fuerza de trabajo a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra. Con el fin de permitir una correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas empleadas en el análisis empírico (vid. infra), se han filtrado aquellos establecimientos con menos de dos observaciones. También se han eliminado del análisis aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés y se han filtrado los trabajadores con contrato de aprendizaje en 1995. Por último, se han filtrado en la EES 2002 las observaciones de los sectores cubiertos por la EES 1995, con el fin de tener una cobertura sectorial homogénea. Las muestras finales resultantes tienen un tamaño de 156.266 observaciones para 1995 y 108.153 observaciones para 2002. Los estadísticos descriptivos aparecen en el cuadro A.1 del anexo.

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. Este concepto salarial presenta la misma definición para los dos años y cubre comisiones, dietas, pluses por trabajo nocturnos y en fines de semana y en general cualquier tipo de pago por parte de las empresas, incluyendo pluses de periodicidad no mensual (como vacaciones pagadas, pagas extraordinarias o pluses anuales por incentivos). El mismo no incluye el pago de horas extraordinarias.

El cuadro 1 contiene información sobre el diferencial salarial por razón de sexo y la dispersión de la estructura salarial en 1995 y 2002. Según los datos de la EES la magnitud del diferencial salarial entre hombres y mujeres era de 0,269 puntos logarítmicos a favor de los varones en 1995 y de 0,258 puntos en 2002⁴, de modo que ha experimentado una ligera reducción de 0,011 puntos logarítmicos. A su vez, la estructura salarial ha reducido su dispersión, lo que se aprecia independientemente del índice de dispersión empleado en su cálculo⁵, por lo que, conforme a esta evidencia, resulta plausible que la reducción que ha experimentado entre 1995 y 2002 el diferencial salarial por sexo en el mercado de trabajo español haya resultado alentada por los cambios experimentados por este rasgo de la estructura salarial. Esta cuestión es objeto de un análisis detallado en el resto del trabajo.

3. Metodología

En esta sección se detalla la metodología de descomposición empleada en el análisis empírico. Se parte de la estimación de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana para cada año con la forma:

⁴ La diferencia porcentual se calcula como $(e^P - 1) \times 100$, donde P es la diferencia en puntos logarítmicos.

⁵ 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 la EES presente un diseño complejo, con un muestreo estratificado en dos etapas, no afecta a la estimación de estas medidas de dispersión, aunque sí a sus errores estándar (García, 2003).

$$w_{ij} = X_i \beta + \varepsilon_{ij} + \alpha_j \quad (1)$$

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); ε_{ij} es un término de error aleatorio; α_j representa un término de error correspondiente a la estructura laboral j e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento y β es un vector de parámetros. El vector X_i incluye controles individuales relativos al tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial)⁶; el nivel de educación general del individuo (distinguiendo diez 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 EES sobre esta última variable, así como tampoco de información adicional que permita imputarla.

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 elección de la estructura salarial de los hombres para el desarrollo de la descomposición salarial. Esta decisión metodológica, seguida por la práctica totalidad de los trabajos que han empleado dicha técnica, implica suponer que en ausencia de discriminación dicha estructura salarial 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, siguiendo la propuesta de Datta Gupta et al. (2003), la ecuación (1) se estima conjuntamente para el *pool* de hombres y mujeres. Existen ventajas adicionales de carácter computacional y metodológico en esta aproximación, dado que no es necesario llevar a cabo la asignación de percentiles habitual en la descomposición original propuesta por Juhn et al. (1991, 1993), que puede conducir bajo determinados supuestos a problemas de identificación en la descomposición⁷.

⁶ Con el fin de utilizar exactamente la misma especificación de la ecuación salarial en las comparaciones temporales, no se ha incluido ningún control relativo a la nacionalidad del trabajador o la realización de tareas de supervisión, pues estas variables están disponibles únicamente en la sección cruzada de 2002 de la EES.

⁷ Más concretamente, Suen (1997) sugiere que bajo los supuestos de que las mujeres sufren discriminación y de que esta discriminación es independiente de la dispersión de la estructura salarial la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce usando percentiles produce estimaciones sesgadas. La aproximación de Datta Gupta, Oaxaca and Smith

Los efectos por establecimiento son comunes a los individuos de cada establecimiento y su identificación es posible gracias a la disponibilidad en la EES 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 los dos años los efectos por establecimiento están correlacionados de forma significativa con las características individuales incluidas en el vector X_p , 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) para el año 1995 como:

$$w_{95} = X_{95}\beta_{95} + \sigma_{95}\theta_{95} + \eta_{95}\lambda_{95} \quad \text{donde } \theta_{95} \sim (0,1), \lambda_{95} \sim (0,1) \quad (2)$$

Donde θ_{95} es el residuo salarial estandarizado (con media cero y varianza uno); σ_{95} es la desviación estándar de los residuos salariales; λ_{95} es el efecto fijo por establecimiento estandarizado (con media cero y varianza uno) y η_{95} es la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento.

Suponiendo que las características observadas de hombres y mujeres son remuneradas de forma similar, la diferencia en el salario por hora medio de hombres y mujeres en 1995, D_{95} , se puede expresar como:

$$D_{95} = w_{95}^m - w_{95}^f = (X_{95}^m - X_{95}^f)\beta_{95} + (\theta_{95}^m - \theta_{95}^f)\sigma_{95} + (\lambda_{95}^m - \lambda_{95}^f)\eta_{95} = \Delta X_{95}\beta_{95} + \Delta\theta_{95}\sigma_{95} + \Delta\lambda_{95}\eta_{95} \quad (3)$$

Donde el operador Δ indica la diferencia entre hombres y mujeres en el promedio de la variable a la que precede. La ecuación (3) permite comprobar en qué medida el origen de las diferencias por razón de sexo está relacionado en cada año con las diferencias entre los colectivos de hombres y mujeres en las características observadas (valoradas a los precios de mercado), en la influencia de los factores inobservables y en los factores ligados al establecimiento de pertenencia de los trabajadores. Así, 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) descompone la diferencia salarial

(2003), basada en la estructura salarial estimada por MCO para el *pool* de hombres y mujeres constituye una aproximación más general que no está sujeta al mismo problema de identificación.

“no explicada” con esta técnica, recogiendo el efecto conjunto de las diferencias en los residuos salariales estandarizados de hombres y mujeres y de la dispersión de la distribución de los residuos. Los residuos salariales promedio de cada colectivo miden 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 por razón de sexo), 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 de residuos. La descomposición de Juhn-Murphy-Pierce parte del supuesto de que la remuneración de las características de hombres y mujeres es similar, una circunstancia que contrasta con una abundante evidencia empírica en sentido contrario (véanse para España Ugidos, 1997 y De la Rica y Ugidos, 1995). Una discriminación contra las mujeres (o, alternativamente, un favoritismo hacia los varones) que se manifieste a través de rendimientos salariales diferentes para las mismas características es recogida por este término de la descomposición. El tercer componente aproxima, por su parte, 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 una diferente distribución de hombres y mujeres en establecimientos que pagan salarios distintos para 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 los años 2002 y 1995 puede expresarse como:

$$D_{02} - D_{95} = (\Delta X_{02} - \Delta X_{95})\beta_{02} + \Delta X_{95}(\beta_{02} - \beta_{95}) + (\Delta \theta_{02} - \Delta \theta_{95})\sigma_{02} + \Delta \theta_{95}(\sigma_{02} - \sigma_{95}) + (\Delta \rho_{02} - \Delta \rho_{95})\eta_{02} + \Delta \rho_{95}(\eta_{02} - \eta_{95}) \quad (4)$$

Según la ecuación (4) el cambio experimentado por la magnitud del diferencial salarial por sexo puede deberse a seis factores distintos, cada uno de ellos capturado por el correspondiente término de la descomposición. El primero es que se hayan modificado las dotaciones de características productivas relativas de hombres y mujeres. El segundo es que la estructura de diferenciales salariales de la economía haya experimentado modificaciones que influyan, a su vez, en los salarios medios relativos por sexo. El tercero pasa por cambios potenciales en el efecto relativo de los factores inobservables. El cuarto es que haya habido modificaciones en el grado de dispersión de los residuos salariales. Si los cambios experimentados por la desigualdad de los residuos salariales correspondiesen sin ningún género de dudas a modificaciones en la remuneración que el mercado otorga a las habilidades productivas inobservadas este componente reflejaría un efecto de precios relativos. Esta circunstancia es, sin embargo, poco plausible, pues los cambios en la distribución de los residuos salariales pueden deberse también a factores como la presencia de errores de medida en las variables explicativas, la omisión de controles relevantes

en la ecuación salarial o la existencia de heterogeneidad en la distribución de las habilidades inobservadas. El quinto es que el grado de segregación por razón de sexo por establecimiento no se haya mantenido inalterado en el tiempo. Finalmente, el sexto recoge la posibilidad de que, incluso en el caso de que la segregación sea similar en ambos años, las diferencias en la dispersión salarial entre establecimientos impliquen penalizaciones de distinta magnitud sobre los salarios femeninos.

Los componentes de la metodología de descomposición de Juhn-Murphy-Pierce se pueden dividir entre los que tienen un carácter específico de género y los que capturan efectos asociados a características de la estructura salarial. El primer, tercer y quinto componente de la ecuación (4) recogen el efecto de las diferencias intertemporales en la dotación de características observadas, en la influencia de los factores inobservables y en la segregación por razón de sexo, por lo que reflejan diferencias en las características y el tratamiento salarial relativo de hombres y mujeres (y, por lo tanto, la influencia de factores específicos de género). El segundo, cuarto y sexto componente reflejan, alternativamente, la influencia de características de la estructura salarial subyacente de cada país, en concreto 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. De esta forma, la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce permite distinguir en el análisis entre la influencia global de la estructura salarial (capturada por la suma del segundo, cuarto y sexto componente de la descomposición) y la originada en las posibles deficiencias relativas de las mujeres (lo que corresponde a la suma del primer, tercer y quinto componente). Alternativamente, la suma del quinto y sexto componente aproxima el efecto conjunto en los cambios experimentados por el diferencial salarial por sexo de los factores asociados al establecimiento.

4. Resultados empíricos

Las dos primeras columnas del cuadro 2 contienen información de carácter descriptivo sobre la descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce para 1995 y 2002 y el conjunto de la muestra. En la primera fila aparece el diferencial del logaritmo del salario por hora de hombres y mujeres. A continuación se ofrece información sobre la posición de hombres y mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento y sobre su desviación estándar. En las filas inferiores del cuadro aparecen, finalmente, los valores de la posición de hombres y mujeres en la distribución de residuos salariales y la desviación estándar de los residuos salariales. Las mujeres se ubicaban en promedio en el percentil 45 de la distribución de efectos fijos por establecimiento estandarizados en 1995 y en el 43 en 2002, una evolución que contrasta con el avance experimentado por los hombres, que pasaron del percentil 55 al 58. Esta evidencia revela que las

mujeres ocupaban tanto en 1995 como en 2002 una posición en la distribución de efectos fijos sistemáticamente inferior a la de los varones (lo que resulta coherente con el hallazgo empírico de que las mujeres españolas tienden a estar ubicadas en establecimientos de bajos salarios relativos), así como que entre 1995 y 2002 la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos tendió a acentuarse. Este empeoramiento de la posición relativa de las mujeres responde, por lógica, a un notable incremento de la diferencia por sexo en el efecto fijo estandarizado, que pasó de 0,268 puntos logarítmicos en 1995 a 0,406 en 2002. Alternativamente, las mujeres se situaban en promedio en el percentil 35 de la distribución de residuos salariales en 1995 y en el percentil 37 en 2002, mientras que los varones ocupaban en ambos años el percentil 60. Este resultado apunta que aunque los factores inobservables en el modelo de determinación salarial son sistemáticamente desfavorables para los salarios de las mujeres, con el transcurso del tiempo se han producido cambios en los mismos que han permitido a las mujeres reducir distancias en su residuo salarial promedio con respecto al de los varones y mejorar posiciones en la distribución de residuos salariales. La dispersión de los efectos fijos entre establecimientos se redujo significativamente en el período, pasando de una desviación estándar de 0,341 en 1995 a otra de 0,314 en 2002. Esta reducción contrasta con el mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales en niveles muy similares (su desviación estándar fue de 0,261 en 1995 y de 0,262 en 2002) y sugiere que la reducción experimentada por la dispersión salarial en el pasado reciente está muy influida por la reducción de las diferencias salariales entre establecimientos (un hallazgo que resulta, por otra parte, coherente con la acentuada importancia que las diferencias salariales entre establecimientos tienen en la determinación de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español: véase Palacio y Simón, 2004). Otra circunstancia reseñable es que entre 1995 y 2002 las mujeres españolas redujeron su déficit relativo en las dotaciones de capital humano. Esto se aprecia tanto en las dotaciones promedio de antigüedad en la empresa y experiencia potencial (el diferencial por sexo pasó en la primera variable de 2,84 años en 1995 a 2,15 en 2002 y en la segunda de 5,56 a 3,14: cuadro A.2 del anexo), como en los niveles educativos (a título de ejemplo, la presencia relativa de diplomados y titulados universitarios estaba prácticamente equilibrada en los colectivos de hombres y mujeres en 1995 y era notablemente superior en el caso de las mujeres en 2002).

La evidencia descriptiva revela, en suma, que las dotaciones de características observadas, los factores inobservables y los asociados al establecimiento presentan diferencias notables por razón de sexo que están muy plausiblemente relacionadas con el diferencial salarial entre hombres y mujeres. Asimismo, muestra que dichos factores han experimentado modificaciones notables con el transcurso del tiempo (muy especialmente los factores asociados al establecimiento y las dotaciones de características observadas) que pueden influir en los cambios del diferencial.

En el cuadro 3 aparece la descomposición del diferencial salarial de forma separada para 1995 y 2002 en función de los tres componentes de la ecuación (3). Se constata que el primer término, que captura el diferencial salarial “explicado” por diferencias en las dotaciones de características productivas, originaba en 1995 un diferencial salarial de 0,066 puntos logarítmicos, que se reducía a más de la mitad (0,030) en 2002. Los resultados detallados de la descomposición revelan, a su vez, que el déficit de características productivas de las mujeres está originado en sus menores dotaciones promedio de antigüedad, tipo de contrato y jornada y, muy especialmente, de experiencia potencial (pues las dotaciones de educación resultan favorables en ambos años a los salarios medios de las mujeres). La influencia perjudicial de los factores inobservables en los salarios relativos de las mujeres resulta también muy destacada pero, al igual que ocurre con la dotación de características observadas, su efecto tiende a reducirse a lo largo del tiempo, dando lugar a un diferencial salarial de 0,112 puntos logarítmicos en 1995 y 0,101 en 2002. Esta tendencia contrasta, a su vez, con el notable incremento del diferencial salarial originado en el establecimiento, que pasa de 0,091 puntos en 1995 a 0,127 en 2002. La importancia de este componente de la descomposición se observa especialmente cuando se constata que explicaba aproximadamente la mitad del diferencial de salarios medios por sexo en 2002.

Los resultados de la descomposición del cambio experimentado por el diferencial salarial por razón de sexo entre 1995 y 2002 aparecen en la primera columna del cuadro 4⁸. La evidencia corresponde al contrafactual en el que se emplean como referencias en la ecuación (4) la estructura salarial de 2002 y los pesos correspondientes a 1995. En la medida en que la descomposición salarial está sujeta al conocido problema de los números índice, la descomposición se ha desarrollado empleando alternativamente la estructura salarial de 1995 y los pesos de 2002 como referencia en las comparaciones temporales. En líneas generales los resultados son muy parecidos en ambos casos, por lo que se ha optado por no incluirlos en el trabajo⁹. La primera fila del cuadro contiene el cambio experimentado por el diferencial salarial entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo español entre 1995 y 2002 (esto es, una reducción de 0,011 puntos logarítmicos), mientras que el resto del cuadro contiene los resultados de su descomposición. El primer componente de la misma revela que la mejora de las dotaciones relativas de características productivas de las mujeres frente a los varones ha aproximado sus salarios medios en el período en 0,030 puntos logarítmicos. Esta mejora se observa en todas las variables que aproximan el capital humano, pero muy especialmente en la dotación de experiencia potencial¹⁰. La forma en la que se remuneran las características productivas en el mercado de

⁸ Los resultados detallados de las ecuaciones salariales empleadas en el cálculo de la extensión de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce aparecen en el cuadro A.2 del anexo.

⁹ Los mismos están, no obstante, disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

¹⁰ La descomposición salarial de Oaxaca-Blinder sufre problemas de identificación cuando se realiza de forma detallada

trabajo español ha experimentado modificaciones que han aproximado los salarios medios de las mujeres a los de los varones en 0,006 puntos logarítmicos, debido a las dotaciones concretas de características de cada colectivo. Más concretamente, esta circunstancia se deriva en buena parte de la reducción experimentada por los rendimientos a la experiencia potencial (cuyo coeficiente pasa de 0,030 en 1995 a 0,022 en 2002: cuadro A.2 del anexo) y, en menor medida, de la reducción de la prima salarial asociada a un contrato indefinido, puesto que los cambios experimentados por los rendimientos salariales tanto de la antigüedad (cuyo coeficiente aumentó de 0,005 en 1995 a 0,017 en 2002) como de la educación han resultado perjudiciales para los salarios medios femeninos.

La mejora experimentada por la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales ha sido, por otra parte, claramente favorable para sus salarios, habiendo provocado una reducción del diferencial salarial por sexo de 0,011 puntos logarítmicos, mientras que el mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales ha dado lugar a que la penalización salarial asociada a la peor posición relativa de las mujeres en la distribución residual se haya mantenido inalterada. El quinto componente revela, asimismo, que la acentuación de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos (y de los hombres en establecimientos de salarios relativos elevados) ha resultado claramente perjudicial para sus salarios medios, alejándolos de los de los varones en 0,043 puntos logarítmicos. Se trata, de hecho, del único componente cuyo efecto ha provocado un aumento del diferencial salarial entre 1995 y 2002, y su importancia resalta cuando se constata que sin el mismo los salarios medios por razón de sexo se habrían aproximado 0,054 puntos logarítmicos. El sexto componente muestra que la reducción experimentada por la dispersión de los diferenciales salariales entre establecimientos ha beneficiado los salarios femeninos, aproximándolos en 0,007 puntos logarítmicos a los de los hombres. El efecto de este componente es, no obstante, menos importante en términos absolutos que el ejercido en sentido contrario por el impacto de la segregación por establecimiento, de modo que, en conjunto, los cambios experimentados por los factores ligados al establecimiento han provocado un alejamiento de los salarios medios por sexo de 0,036 puntos logarítmicos.

Cuando se dividen los componentes entre los asociados a la estructura salarial y a los factores de género, se observa que la reducción experimentada por el diferencial salarial por

(Oaxaca y Ransom, 1999), que se constata que son extensibles a la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce. Estos problemas están motivados por el hecho de que cuando se incluyen entre las variables explicativas de la ecuación salarial un conjunto de variables ficticias, la elección de la referencia concreta que se elimina de la regresión con el fin de evitar la multicolinealidad afecta a los resultados de la descomposición. Con el fin de estimar apropiadamente la contribución real de cada variable a los componentes de la descomposición se ha empleado la corrección de normalización para dicho problema de identificación propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2004), consistente en estimar por mínimos cuadrados restringidos imponiendo la restricción de identificación de que la suma de los coeficientes de cada conjunto de variables ficticias es igual a cero.

razón de sexo entre 1995 y 2002 ha venido motivada casi exclusivamente por los cambios experimentados en dicho período por la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español. En lo que respecta a los factores específicos de género, aunque las mujeres españolas han mejorado con el paso del tiempo sus dotaciones relativas de capital humano y los efectos de los factores inobservables resultan menos perjudiciales para sus salarios, su creciente segregación en establecimientos de bajos salarios determina que, en términos netos, los factores de género no hayan contribuido a reducir el diferencial salarial por razón de sexo en nuestro país (por el contrario, lo han aumentado ligeramente en 0,002 puntos logarítmicos). Sí que lo han hecho, por el contrario, las transformaciones experimentadas por la estructura salarial en la forma de menores diferencias salariales entre establecimientos y de una remuneración del capital humano que resulta más favorable para los salarios medios de las mujeres. Estas circunstancias explican en conjunto algo más de la totalidad de la reducción experimentada por el diferencial salarial (0,013 puntos en comparación con 0,011).

La evidencia obtenida apunta, en definitiva, a que entre los factores explicativos de los cambios experimentados por el diferencial salarial entre hombres y mujeres en España destaca el incremento de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios. Con el fin de examinar en qué tipo de establecimientos se concentra este fenómeno se ha desarrollado la descomposición salarial sustituyendo los efectos fijos por características de los establecimientos en la ecuación (1). Se han considerado para ello los atributos de los establecimientos para los que la literatura sobre determinación salarial ha destacado su relevancia en la generación de diferenciales salariales. Se trata del sector (considerando las divisiones de la CNAE-93); el tamaño (cinco estratos); la región; el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio sectorial nacional y provincial, convenio de empresa y otro tipo de convenio) y la proporción de mujeres en el establecimiento¹¹. Los resultados de la descomposición del diferencial de forma separada en 1995 y 2002 aparecen en la tercera y cuarta columnas del cuadro 3. Se constata que la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios está asociada a su ubicación en sectores que pagan salarios comparativamente reducidos, pero muy especialmente a su presencia en establecimientos donde hay una elevada proporción de mujeres. En concreto, este último factor explicaba 0,071 puntos de diferencia salarial por sexo en 1995 y 0,105 en 2002, lo que supone una proporción muy destacada del diferencial global (el 26,4% en 1995 y el 40,7% en 2002,

¹¹ Sin ánimo de exhaustividad, en relación con las diferencias intersectoriales y las asociadas al tamaño de la empresa pueden consultarse el trabajo seminal de Krueger y Summers (1988) y Oi y Idson (1999), respectivamente. Las diferencias salariales entre regiones y tipos de convenio son analizadas para el caso español en Simón, Ramos y Sanromá (2005) y Jimeno y Palenzuela (1996). Por último, puede encontrarse evidencia de la penalización salarial que induce una elevada presencia relativa de mujeres en un establecimiento en Bayard et al. (2003). Según la teoría económica, una elevada presencia de mano de obra femenina en una estructura laboral puede deprimir sus salarios relativos en tanto que eleva la oferta de trabajo (Sorensen, 1990).

respectivamente). Otra circunstancia reseñable es que el resto de valores de la descomposición son extremadamente parecidos a los obtenidos con los efectos fijos por establecimiento, lo que sugiere que el conjunto de atributos considerado capta bastante aproximadamente la influencia del establecimiento en la determinación salarial.

La segunda columna del cuadro 4 contiene los resultados de la aplicación de la descomposición salarial cuando se consideran los atributos de los establecimientos. La mayor segregación de las mujeres que se observa con el paso del tiempo está asociada a su mayor presencia en establecimientos con una elevada feminización de la fuerza laboral (este factor explica un crecimiento de 0,012 puntos del diferencial salarial por sexo) y en menor medida en regiones y sectores de salarios bajos (que explican 0,001 y 0,003 puntos, respectivamente). No obstante, este efecto resulta en buena medida contrarrestado por el aumento de la presencia relativa de las mujeres en empresas con tamaños más elevados y con convenio propio, que como es sabido pagan en ambos casos salarios más elevados que el resto (ambas circunstancias explicarían conjuntamente una reducción de 0,011 puntos del diferencial salarial por sexo). La modificación experimentada entre 1995 y 2002 por la estructura de diferenciales salariales entre sectores y regiones es, por su parte, responsable conjuntamente de un aumento de 0,011 puntos en el diferencial salarial por sexo. Este efecto no está asociado a un aumento de la dispersión de las diferencias salariales entre sectores (que se han mantenido en niveles prácticamente similares entre 1995 y 2002, con una desviación estándar ajustada de 0,136 y 0,135, respectivamente), aunque sí a un incremento de la dispersión salarial entre regiones (que ha aumentado significativamente, al pasar de una desviación estándar ajustada de 0,076 a otra de 0,084)¹². Con todo, el efecto más notable es el que se deriva del aumento de la penalización salarial inducida por la proporción de mujeres en el establecimiento. El coeficiente de esta variable pasa de -0,204 a -0,267 (siendo ambos coeficientes individualmente significativos y distintos entre sí a los niveles convencionales de significatividad), una circunstancia que hace aumentar el diferencial en 0,022 puntos. Por otra parte, aunque el resto de valores de la descomposición son muy parecidos a los obtenidos con los efectos fijos por establecimiento, los resultados relativos al efecto de la segregación laboral y de los diferenciales salariales sobre los cambios experimentados por el

¹² Siguiendo la aproximación sugerida por Haisken-DeNew y Schmidt (1997), para la obtención de la desviación estándar ajustada se han incluido subconjuntos de variables ficticias mutuamente excluyentes que cubren todas las categorías de sector y región. En la medida en que la matriz de productos cruzados de los regresores no tendría rango completo si se estimase por MCO, la ecuación salarial se estima para cada año por mínimos cuadrados restringidos imponiendo dos restricciones, cada una de ellas con la forma $\sum_j n_j \tau_j = 0$, donde n_j es la proporción de observaciones de la muestra que corresponde a la categoría j de la característica relevante (sector o región) y τ_j es un vector de parámetros asociados a dicha característica. La desviación estándar de cada uno de estos diferenciales salariales se calcula como $SD(\tau) = \sqrt{\sum_j n_j \tau_j^2 - \sum_j n_j \sigma_j^2}$, donde σ_j^2 son las varianzas de los coeficientes τ_j y el segundo

término de la ecuación corrige por el hecho de que los coeficientes son estimados con un error de muestreo que podría conducir a una sobreestimación de su desviación estándar.

diferencial salarial por razón de sexo son bastante diferentes cuando se utilizan características en lugar de efectos fijos por establecimiento, lo que sugiere, en suma, la conveniencia de utilizar efectos fijos en la descomposición.

En la introducción se señalaba que uno de los rasgos característicos del fenómeno de la discriminación salarial de las mujeres en el mercado de trabajo español es la presencia de un efecto “techo de cristal” que determina que la discriminación resulte más acusada en niveles elevados de cualificación. Con el fin de indagar en las causas de este fenómeno, se ha desarrollado la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce de forma desagregada 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. Los salarios predichos a partir de esta ecuación aproximan las cualificaciones generales observadas de cada trabajador, ponderadas por los rendimientos de mercado de cada una de las variables. Las respectivas distribuciones del índice de cualificaciones para los hombres y mujeres de cada país se han dividido en tres segmentos (definidos por los intervalos de percentiles 1-20, 21-80 y 81-100), de modo que cada uno de ellos aproxima un nivel de cualificación (denominados cualificación baja, media y alta)¹³. Los cuadros 2 y 3 contienen evidencia descriptiva y los resultados de la descomposición del diferencial salarial por sexo para cada nivel de cualificación en 1995 y 2002. Se constata, en primer lugar, que el diferencial salarial entre hombres y mujeres crece efectivamente con el nivel de cualificación, así como que el origen del diferencial salarial difiere entre grupos de cualificación. En los grupos de cualificación media y, muy especialmente, baja está fuertemente asociado a los factores relacionados con el establecimiento (estos explican desde un mínimo del 41% del diferencial global en el grupo de cualificación media en 1995 a un máximo del 82,6% en el de cualificación baja en 2002). Esto se explica, a su vez, por la especialmente intensa segregación de las mujeres de estos grupos en establecimientos de bajos salarios. El diferencial salarial que sufren las mujeres más cualificadas está relacionado de una forma más destacada, por el contrario, tanto con su déficit relativo de características (muy especialmente con su menor experiencia potencial) como con la influencia de los factores inobservables (y más en concreto con una dispersión comparativamente acusada de los residuos salariales). Con el paso del tiempo los factores asociados al establecimiento cobran, no obstante, una mayor importancia como fuente de diferencias salariales por sexo en este grupo.

La evolución del diferencial salarial por razón de sexo difiere significativamente por grupos

¹³ Se puede encontrar un procedimiento similar en Blau y Kahn (1997). 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. Hay 28.993, 91.463 y 27.585 observaciones, respectivamente, en los grupos de cualificación baja, media y alta de 1995 y 19.223, 63.600 y 18.842 en los de 2002.

de cualificación, habiéndose reducido en 0,034 y 0,010 puntos logarítmicos para los trabajadores de cualificación baja y media y aumentado en 0,011 puntos para los de cualificación alta. Con carácter general, los componentes de la descomposición presentan un signo coincidente para los tres grupos (con alguna excepción no demasiado notable). No obstante, se observa que el patrón diferenciado que presentan en la evolución del diferencial salarial por sexo tiene parcialmente su origen en el hecho de que el proceso de segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios se produce para todos los niveles de cualificación, pero con una mayor influencia en el caso de los trabajadores más cualificados. Así, mientras que este fenómeno explica por sí solo un aumento del diferencial de 0,051 puntos logarítmicos en el grupo de cualificación elevada, lo hace en 0,024 y 0,047, respectivamente, en los de cualificación baja y media. La fuerte acentuación de la segregación relativa de las mujeres en establecimientos de bajos salarios determina que aunque se ha reducido sistemáticamente la dispersión salarial entre establecimientos en todos los grupos de cualificación, los factores asociados al establecimiento han dado lugar en conjunto a un aumento del diferencial en todos ellos.

5. Conclusiones

El trabajo examina desde una perspectiva temporal las diferencias salariales por razón de sexo en el mercado de trabajo español. El análisis se desarrolla a través de una extensión de la metodología de descomposición salarial propuesta por Juhn et al. (1991, 1993) que permite aprovechar la naturaleza emparejada empresa-trabajador de los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Los resultados apuntan a que se ha producido sólo una ligera mejora de los salarios relativos de las mujeres españolas entre 1995 y 2002 debido al efecto contrapuesto de diversos factores. Los cambios experimentados por la estructura salarial del mercado de trabajo español en el pasado reciente han resultado, por una parte, beneficiosos en conjunto para los salarios relativos de las mujeres. Más concretamente, se constata que la dispersión salarial ha tendido a reducirse, en buena parte de la mano de una menor diferenciación salarial entre establecimientos, una circunstancia que ha hecho disminuir la penalización salarial que sufren las mujeres por ocupar posiciones retrasadas en la distribución salarial. En el mismo sentido, los cambios experimentados por la forma en la que se remunera el capital humano también han contribuido a reducir las diferencias salariales entre hombres y mujeres. El acercamiento de las dotaciones de características productivas de hombres y mujeres y la mejora de la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales han tendido también a reducir el diferencial salarial por razón de sexo. Sin embargo, el efecto conjunto de todos los factores anteriores ha resultado contrarrestado en buena medida por el derivado de la acentuación que ha experimentado con el paso del tiempo la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos

salarios. Este hallazgo sugiere, en definitiva, que las mujeres españolas están “nadando contra la corriente” pero, a diferencia de lo observado en otros países, este fenómeno no se deriva de cambios desfavorables de la estructura salarial, sino de una creciente segregación en establecimientos de bajos salarios.

Bibliografía

- Abadie, A. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980s: A Quantile Regression Approach", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI(2), págs. 253-272.
- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Aláez, R. y Ullibarri, M. (2001), "Gender Wage Gap During the 1990-94 Economics Recession in Spain" *Atlantic Economic Journal*, 29 (1), págs, 64-74
- Ayala, L.; Iriondo, I. (2000): "Cambio educativo y desigualdad salarial: Un análisis comparado", *Papeles de Economía Española*, nº 86.
- Ayala, L.; Ruiz-Huerta, J.; Martínez, R. (1998): "El mercado de trabajo y la distribución personal de la renta en España en los años noventa", *Economía*, nº 40 págs. 104-133.
- Bayard, K.; Hellerstein, J.; Neumark, D.; Troske, K. (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, nº 4.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1992): "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons", *American Economic Review*, vol. 82, págs. 533-38.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1996): "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison", *Economica*, 63.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1997): "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, nº 1, págs. 1-42.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (2003): "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, nº 1.
- Bover, O.; Bentolila, S.; Arellano, M. (2000): "The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effect of skill, unemployment and union power", Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo 0015.
- Blinder, A.S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, nº 8.
- Cotton, J. (1988): "On the decomposition of wage differentials", *Review of Economics and Statistics*, 70, 236-243.
- Consejo Económico y Social (2003): *Segundo Informe sobre la situación de las mujeres en la realidad sociolaboral española*, Informe 3/2003.
- Datta Gupta, N. (1993): "Probabilities of Job Choice and Employer Selection and Male-Female Wage Occupational Differentials", *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 83 nº 2.
- Datta Gupta, N.; Oaxaca, R.; Smith, N. (2003): "Swimming Upstream, Floating Downstream: Comparing Women's Relative Wage Positions in the U.S. and the Denmark", IZA Discussion Paper 756.
- De la Rica, S.; Ugidos, A. (1995): "¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(3).
- 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 nº 64.
- De la Rica, S.; Dolado, J.J.; Llorens, Vanesa (2005): "Ceiling and Floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain", IZA Discussion Paper No. 1483.
- Edin, P.; Richardson, K. (2002): 'Swimming with the Tide: Solidary Wage Policy and the Gender Earnings Gap', *Scandinavian Journal of Economics*, 104(1), pp. 49-67.
- 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.; López, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics* 26(1).
- Gardeazábal, J.; Ugidos, A. (2001): "Measuring the gender gap at different quantiles of the wages distribution", Estudio sobre la economía española nº 108 FEDEA.
- Gardeazábal, J.; Ugidos, A. (2004): "More on identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 1034-1036.
- Gartner, H.; Stephan, G. (2004): "How collective contracts and Works councils reduce the gender wage gap", IAB Discussion paper 7/2004.
- Groshen, E.L. (1991): "Five Reasons Why Wages Vary Among Employers", *Industrial Relations*, vol. 30, nº 3.
- Haisken-DeNew, J.P. and Schmidt, C (1997), "Interindustry and Interregion Differentials: Mechanics and Interpretation", *Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 516-521.

- Haltiwanger, J.C., Lane, J., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J. y Troske, K. (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6).
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hsiao, C. (1985): "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometrics Reviews*, 4(1).
- Jimeno, J.F.; Toharia, L. (1994): *Unemployment and Labour Market Flexibility: Spain*, International Labour Office, Ginebra.
- Jimeno, J.F.; Palenzuela, D.R. (1996): "Wage Drift in Collective Bargaining at the Firm Level: Evidence from Spain", *Annales D'Economie et de Statistique*, nº 41-42, págs. 187-206.
- Juhn, C., K. Murphy, and B. Pierce (1991): "Accounting for the Slowdown in Black-White Convergence", in M. Osters (ed.) *Workers and Their Wages*, 107-143. Washington DC: American Enterprise Institute Press.
- Juhn, C., Murphy, K.; Pierce, B. (1993): "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy* 101, 31, 410-442.
- Kidd, M.P.; Shannon, M. (2001): "Convergence in the gender wage gap in Australia over the 1980s: identifying the role of counteracting forces via the Juhn, Murphy and Pierce Decomposition", *Applied Economics*, 33, págs. 929-936.
- Krueger, A.B.; Summers, L. (1988): "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure", *Econometrica*, 56(2), págs. 259-93.
- Neumark, D. (1988), "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, 23, 279-295.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban labor Markets." *International Economic Review* Vol.14, No.3,139-148.
- Oaxaca, R. and Ramson, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, 5-22.
- Oaxaca, R. and Ramson, M. (1999): "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), 154-157.
- OCDE (2002): *Employment Outlook 2002*.
- OCDE (2004): *Employment Outlook 2004*.
- Oi, W.Y.; Idson, T.L. (1999): "Firm Size and Wages", en O. Ashenfelter and D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2004): "Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XII(36), págs 47-81.
- Puhani, P. (2002): "A Note on Changes in the Wage and Unemployment Structures in Spain Evidence from the Luxembourg Income Study", University of St. Gallen, Economics Working Paper No. 2002-27.
- Simón; H.; Russell, H. (2004): "Firms and the Gender Wage Gap: A Cross-National Comparison", *Pay Inequalities and Economic Performance* working paper.
- Simón, H. (2005): "Employer Wage Differentials from an International Perspective", *Economics Letters* (forthcoming).
- Simón, H.; Ramos, R.; Sanromá, E. (2005): "Collective bargaining and regional wage differences in Spain: An empirical analysis", *Applied Economics* (forthcoming).
- Sorensen, E. (1990): "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue", *Journal of Human Resources*, nº 25.
- Torres, V. (2002): "Dispersión salarial y cambio tecnológico en la industria española", *Investigaciones Económicas*, vol. XXVI(3), págs. 551-571.
- Ugidos, A. (1997a): "Gender wage discrimination in the Spanish labor market", *Revista Española de Economía*, vol. 14 nº 1.
- Ugidos, A. (1997b): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado", *ICE. Revista de Economía*, nº 760.

Cuadro 1
Diferencial salarial entre hombres y mujeres e índices de dispersión salarial. Encuesta de Estructura Salarial.

	1995	2002
Diferencial salarial entre hombres y mujeres		
Logaritmo del salario por hora	0,269	0,258
Dispersión salarial		
Coficiente de variación	0,831	0,760
Índice de Gini	0,328	0,309
Desviación media del logaritmo	0,173	0,155
D9/D1	3,71	3,26
D5/D1	1,70	1,52
D9/D5	2,18	2,15

Nota: 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. D1, D5 y D9 son los límites superiores del primer, quinto y noveno decil, respectivamente, de la distribución de los salarios individuales.

Cuadro 2
Evidencia descriptiva de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce. Encuesta de Estructura Salarial.

	Total		Cualificación baja		Cualificación media		Cualificación alta	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
Diferencial por razón de sexo del logaritmo del salario por hora	0,269	0,258	0,207	0,172	0,273	0,263	0,322	0,333
Efecto fijo por establecimiento promedio de las mujeres	-0,206	-0,280	-0,337	-0,361	-0,250	-0,328	-0,066	-0,156
Efecto fijo por establecimiento promedio de los hombres	0,062	0,126	0,103	0,169	0,076	0,148	0,019	0,070
Percentil de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	45	43	39	37	43	41	46	42
Percentil de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	55	58	60	60	56	61	50	52
Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento	0,341	0,314	0,310	0,270	0,345	0,316	0,373	0,365
Residuo salarial promedio de las mujeres	-0,329	-0,265	-0,129	-0,128	-0,297	-0,224	-0,381	-0,328
Residuo salarial promedio de los hombres	0,099	0,119	0,039	0,059	0,091	0,101	0,113	0,146
Percentil de las mujeres en la distribución de residuos salariales	35	37	41	40	35	38	33	36
Percentil de los hombres en la distribución de residuos salariales	60	60	55	51	61	60	58	59
Desviación estándar de los residuos salariales	0,261	0,262	0,179	0,171	0,223	0,226	0,304	0,320

Nota: Los controles incluidos en la ecuación salarial junto a los efectos fijos por establecimiento son variables que aproximan el capital humano de los trabajadores (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado), el tipo de contrato y el tipo de jornada.

Cuadro 3
Descomposición Juhn-Murphy-Pierce del diferencial salarial por razón de sexo. Encuesta de Estructura Salarial.

	Total (1)		Total (2)		Cualificación baja		Cualificación media		Cualificación alta	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
Diferencial salarial por sexo	0,269	0,258	0,269	0,258	0,207	0,173	0,273	0,263	0,322	0,333
Características observadas	0,066(24,5)	0,030(11,6)	0,158(58,7)	0,154(59,7)	0,040(19,3)	-0,002(1,1)	0,074(27,1)	0,039(14,8)	0,140(43,5)	0,099(29,7)
Educación	-0,023	-0,024	-0,025	-0,029	-0,005	-0,004	-0,037	-0,014	-0,004	-0,075
Experiencia	0,060	0,025	0,062	0,026	0,041	0,006	0,069	0,018	0,117	0,135
Antigüedad	0,018	0,022	0,019	0,022	0,006	0,001	0,027	0,023	0,008	0,022
Tipo de contrato/jornada	0,011	0,007	0,013	0,009	-0,003	-0,005	0,015	0,012	0,018	0,017
Región	-	-	-0,008	-0,005	-	-	-	-	-	-
Sector	-	-	0,023	0,035	-	-	-	-	-	-
Tipo de convenio	-	-	0,008	0,001	-	-	-	-	-	-
Tamaño	-	-	-0,006	-0,010	-	-	-	-	-	-
Proporción de mujeres	-	-	0,071	0,105	-	-	-	-	-	-
Residuos salariales	0,112(41,6)	0,101(39,2)	0,111(41,3)	0,104(40,3)	0,030(14,5)	0,032(18,5)	0,087(31,9)	0,073(27,8)	0,150(46,6)	0,152(45,6)
Efectos por establecimiento	0,091(33,9)	0,127(49,2)	-	-	0,137(66,2)	0,143(82,6)	0,112(41,0)	0,151(57,4)	0,032(9,9)	0,082(24,6)

Nota: Entre paréntesis aparece el porcentaje del diferencial salarial por razón de sexo explicado por cada término.

Cuadro 4
Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce de los cambios en el diferencial salarial por sexo en España. Encuesta de Estructura Salarial.

	Total (1)	Total (2)	Cualificación baja	Cualificación media	Cualificación alta
Diferencial salarial ₂₀₀₂ -Diferencial salarial ₁₉₉₅	-0,011	-0,011	-0,034	-0,010	0,011
Características observadas (1)	-0,030	-0,027	-0,032	-0,020	-0,024
Educación	-0,009	-0,012	-0,001	0,004	-0,060
Experiencia	-0,014	-0,014	-0,016	-0,016	0,026
Antigüedad	-0,006	-0,007	-0,009	-0,011	0,007
Tipo de contrato/jornada	-0,001	0,001	-0,006	0,003	0,003
Región	-	0,001	-	-	-
Sector	-	0,003	-	-	-
Tipo de convenio	-	-0,006	-	-	-
Tamaño	-	-0,005	-	-	-
Proporción de mujeres	-	0,012	-	-	-
Precios de las características observadas (2)	-0,006	0,022	-0,011	-0,015	-0,017
Educación	0,008	0,008	0,001	0,018	-0,012
Experiencia	-0,021	-0,022	-0,019	-0,035	-0,009
Antigüedad	0,010	0,010	0,003	0,007	0,007
Tipo de contrato/jornada	-0,003	-0,005	0,003	-0,005	-0,004
Región	-	0,002	-	-	-
Sector	-	0,009	-	-	-
Tipo de convenio	-	-0,002	-	-	-
Tamaño	-	0,000	-	-	-
Proporción de mujeres	-	0,022	-	-	-
Posición en la distribución de residuos salariales (3)	-0,011	-0,001	0,003	-0,014	-0,006
Dispersión de los residuos salariales (4)	0,000	-0,005	-0,001	0,001	0,008
Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento (5)	0,043	-	0,024	0,047	0,051
Dispersión de los efectos fijos por establecimiento (6)	-0,007	-	-0,018	-0,009	-0,001
Factores asociados al establecimiento (5)+(6)	0,036	-	0,007	0,038	0,051
Factores de género (1)+(3)+(5)	0,002	-0,028	-0,004	0,013	0,021
Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)	-0,013	0,017	-0,030	-0,023	-0,010

Nota: Los controles incluidos en la ecuación salarial junto a los efectos fijos por establecimiento son variables que aproximan el capital humano de los trabajadores (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado), el tipo de contrato y el tipo de jornada.

Anexo

Cuadro A.1
Estadísticos descriptivos. Encuesta de Estructura Salarial.

	1995	2002
Logaritmo del salario por hora	7,06 (0,535)	2,11 (0,493)
Hombre	0,768	0,689
Analfabeto/Sin estudios	0,006	0,000
Educación primaria incompleta	0,017	0,015
Educación primaria	0,309	0,292
Educación secundaria (primer ciclo)	0,308	0,324
Educación secundaria (segundo ciclo)	0,308	0,324
FPI	0,050	0,060
FPII	0,079	0,080
Diplomado	0,052	0,052
Licenciado	0,059	0,074
Postgrado	0,000	0,000
Doctor	0,001	0,001
Jornada a tiempo parcial	0,037	0,091
Jornada a tiempo completo	0,963	0,909
Contrato de duración determinada	0,258	0,277
Contrato indefinido	0,742	0,723
Antigüedad	10,6 (10,0)	6,9 (9,1)
Experiencia potencial	23,6 (12,0)	21,8 (11,1)
Tamaño 10-19	0,184	0,213
Tamaño 20-49	0,230	0,260
Tamaño 50-99	0,161	0,143
Tamaño 100-199	0,103	0,119
Tamaño >199	0,322	0,265
Proporción de mujeres	0,232	0,311
Convenio de empresa	0,257	0,078
Convenio de sector nacional	0,340	0,371
Convenio de sector provincial	0,397	0,550
Otro tipo de convenio	0,006	0,000
Andalucía	0,090	0,092
Aragón	0,052	0,047
Asturias	0,036	0,032
Baleares	0,031	0,035
Canarias	0,048	0,045
Cantabria	0,023	0,018
Castilla y León	0,048	0,046
Castilla-La Mancha	0,062	0,052
Cataluña	0,145	0,163
Comunidad Valenciana	0,088	0,114
Extremadura	0,022	0,023
Galicia	0,062	0,063
Madrid	0,126	0,127
Murcia	0,037	0,027
Navarra	0,036	0,039
País Vasco	0,072	0,055
La Rioja	0,021	0,020
Ceuta y Melilla	0,002	0,001
Extracción y aglomeración de carbón (División CNAE 10)	0,003	0,000
Extracción de minerales metálicos (División CNAE 13)	0,001	0,000
Extracción de minerales no metálicos ni energéticos (División CNAE 14)	0,011	0,013
Industria de productos alimenticios y bebidas (División CNAE 15)	0,072	0,062
Industria del tabaco (División CNAE 16)	0,001	0,000
Industria textil (División CNAE 17)	0,017	0,016
Industria de confección y peletería (División CNAE 18)	0,023	0,016
Industria del cuero y del calzado (División CNAE 19)	0,019	0,016
Industria de la madera y corcho (División CNAE 20)	0,025	0,029
Industria del papel (División CNAE 21)	0,015	0,008
Industria de artes gráficas (División CNAE 22)	0,026	0,024
Coquerías y refino de petróleo (División CNAE 23)	0,004	0,000
Industria química (División CNAE 24)	0,047	0,033
Fabricación de productos de caucho y materias plásticas (División CNAE 25)	0,026	0,022
Fabricación de otros productos minerales no metálicos (División CNAE 26)	0,050	0,040
Metalurgia (División CNAE 27)	0,014	0,003

Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria (División CNAE 28)	0,039	0,053
Fabricación de maquinaria y material no eléctrico (División CNAE 29)	0,037	0,033
Fabricación de maquinaria de oficina y ordenadores (División CNAE 30)	0,000	0,000
Fabricación de maquinaria y material eléctrico (División CNAE 31)	0,027	0,024
Fabricación de material electrónico (División CNAE 32)	0,004	0,000
Fabricación de instrumentos médicos, de precisión y relojería (División CNAE 33)	0,006	0,000
Fabricación de automóviles y remolques (División CNAE 34)	0,031	0,020
Fabricación de otro material de transporte (División CNAE 35)	0,011	0,004
Fabricación de muebles y otras industrias manufactureras (División CNAE 36)	0,035	0,034
Reciclaje (División CNAE 37)	0,000	0,000
Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua (División CNAE 40)	0,017	0,006
Captación, depuración y distribución de agua (División CNAE 41)	0,012	0,005
Construcción (División CNAE 45)	0,077	0,123
Venta y reparación de vehículos y venta de combustible (División CNAE 50)	0,011	0,007
Comercio al por mayor e intermediación del comercio (División CNAE 51)	0,041	0,040
Comercio al por menor y reparaciones domésticas (División CNAE 52)	0,046	0,057
Hostelería (División CNAE 55)	0,060	0,083
Transporte terrestre y por tubería (División CNAE 60)	0,036	0,036
Transporte acuático (División CNAE 61)	0,000	0,001
Transporte aéreo y espacial (División CNAE 62)	0,002	0,000
Actividades anexas a los transportes y agencias de viajes (División CNAE 63)	0,013	0,007
Correos y telecomunicaciones (División CNAE 64)	0,010	0,006
Intermediación financiera, excepto seguros y planes de pensiones (División CNAE 65)	0,058	0,051
Seguros y planes de pensiones (División CNAE 66)	0,020	0,009
Actividades auxiliares a la intermediación financiera (División CNAE 67)	0,001	0,000
Inmobiliarias (División CNAE 70)	0,002	0,001
Alquiler de bienes muebles (División CNAE 71)	0,002	0,001
Actividades informáticas (División CNAE 72)	0,002	0,004
Otras actividades empresariales (División CNAE 74)	0,047	0,112
Número de trabajadores	156.266	108.153
Número de establecimientos	13.137	9.985

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 de Estructura Salarial.

	1995				2002			
	Media varones	Media mujeres	Coficiente	Error estándar	Media varones	Media mujeres	Coficiente	Error estándar
Analfabeto/Sin estudios	0,007	0,005	-0,336	0,013	0,000	0,000	0,000	0,010
Educación primaria incompleta	0,019	0,010	-0,365	0,009	0,016	0,014	-0,327	0,012
Educación secundaria (primer ciclo)	0,296	0,346	-0,236	0,006	0,331	0,308	-0,236	0,006
Educación secundaria (segundo ciclo)	0,106	0,161	-0,059	0,006	0,093	0,123	-0,085	0,006
Formación profesional de primer grado	0,049	0,053	-0,154	0,006	0,058	0,065	-0,191	0,007
Formación profesional de segundo grado	0,079	0,079	-0,094	0,006	0,082	0,075	-0,113	0,007
Diplomado	0,052	0,050	0,169	0,006	0,049	0,061	0,090	0,007
Licenciado	0,058	0,063	0,378	0,006	0,065	0,093	0,248	0,007
Postgrado	0,000	0,000	0,422	0,042	0,001	0,000	0,443	0,037
Doctor	0,001	0,001	0,602	0,029	0,001	0,001	0,456	0,035
Educación primaria	0,333	0,231	-0,327	0,017	0,307	0,260	-0,284	0,010
Antigüedad	11,42	8,57	0,005	0,000	7,58	5,43	0,017	0,000
Antigüedad*Antigüedad	235,5	151,3	0,000	0,000	150,9	89,6	0,000	0,000
Contrato temporal	0,241	0,316	-0,053	0,001	0,275	0,282	-0,031	0,002
Contrato indefinido	0,759	0,684	0,053	0,001	0,725	0,718	0,031	0,002
Jornada parcial	0,016	0,106	-0,014	0,002	0,030	0,227	-0,016	0,002
Jornada completa	0,984	0,894	0,014	0,002	0,970	0,773	0,016	0,002
Experiencia	24,95	19,35	0,030	0,000	22,79	19,66	0,022	0,000
Experiencia*Experiencia	764,1	499,1	0,000	0,000	659,3	519,5	0,000	0,000
Número de observaciones	120.052	36.214		156.266	74.553	33.600		108.153
Efectos por establecimiento	-	-		13.137	-	-		9.985
R ² ajustado	-	-		0,734	-	-		0,681

Nota: La estimación de la ecuación salarial para cada año se ha realizado por efectos fijos.