

EVOLUCIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES POR RAZÓN DE SEXO*

HIPÓLITO J. SIMÓN
Universidad de Alicante

RAÚL RAMOS LOBO
ESTEBAN SANROMÁ
Universidad de Barcelona

El artículo examina los determinantes del diferencial salarial por razón de sexo y de sus cambios 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 evidencia obtenida muestra que el origen fundamental del diferencial radica en la influencia del establecimiento de filiación de los trabajadores y de factores inobservables. Se constata también que la exigua reducción del diferencial con el transcurso del tiempo se debe a que la intensificación de la segregación de las mujeres en establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos (caracterizados fundamentalmente por una elevada feminización de su fuerza laboral) contrarresta en buena medida el efecto que en sentido contrario ejercen diversos factores, especialmente la mejora de las cualificaciones relativas de las mujeres. La intensificación de este tipo de segregación es más pronunciada en el caso de las mujeres de mayor cualificación, hasta el punto de que esta circunstancia da lugar a una ampliación de la brecha salarial frente a hombres de características equivalentes.

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

Clasificación JEL: J16, J70.

La existencia de diferencias salariales significativas entre hombres y mujeres ha sido ampliamente documentada para un buen número de países, por lo que en la actualidad tiende a aceptarse la discriminación salarial de las mujeres como un hecho estilizado de los mercados de trabajo [Altonji y Blank (1999) y Blau y Kahn (2000)]. En las últimas décadas este diferencial salarial ha tendido a reducirse de forma sistemática en prácticamente todas las econo-

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias sobre el trabajo a los editores de la revista y a dos evaluadores anónimos, así como a los participantes en el XXX Simposio de Análisis Económico, el VIII Encuentro de Economía Aplicada y las VI Jornadas de Economía Laboral. Además, Esteban Sanromá y Raúl Ramos agradecen el apoyo recibido del Ministerio de Educación y Ciencia mediante

mías, básicamente porque las cualificaciones relativas de las mujeres han registrado una mejora general frente a los hombres [Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) y OCDE (2002)]. La intensidad de la reducción ha presentado, sin embargo, diferencias internacionales muy significativas, un fenómeno que se explica porque la evolución del diferencial resulta influida también por otros factores. Entre éstos destacan los cambios en la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo, en general, y en la dispersión salarial, en particular, puesto que la ubicación de las mujeres en segmentos inferiores de la distribución de salarios individuales determina que la cuantía concreta de la penalización salarial que sufren (y, en definitiva, la magnitud del diferencial salarial por sexo) dependa del grado de desigualdad global. Esta circunstancia se confirma en las comparaciones internacionales con secciones cruzadas de países, que muestran que las economías con estructuras salariales comparativamente más dispersas tienen un mayor diferencial salarial por razón de sexo [Blau y Kahn (1992, 1996, 2003) y Simón (2006)], y explica por qué la reducción del diferencial salarial entre hombres y mujeres ha resultado favorecida en la práctica en aquellos países y períodos en los que la dispersión salarial se ha reducido a lo largo del tiempo [véanse Edin y Richardson (2002) para Suecia y Kidd y Shannon (2001) para Australia]. En los que se ha producido, por el contrario, un aumento en la dispersión salarial, esto ha contrarrestado los avances de los salarios relativos de las mujeres derivados de sus mayores cualificaciones, ocasionando que las mujeres “naden contra la corriente” [véanse Blau y Kahn (1997, 2006) para Estados Unidos].

El propósito de este artículo es analizar las tendencias recientes del diferencial salarial entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo español y sus principales determinantes. De entrada, cabe destacar que el nivel del diferencial español es comparativamente elevado en relación con otros países europeos. Según datos de la Encuesta Europea de Estructura Salarial para 2002, el diferencial por razón de sexo en el salario por hora promedio en España (25,3%) es únicamente superado en el contexto de la Unión Europea-15 por el Reino Unido (37,3%), Austria (35,8%) y Alemania (34,4%)¹. Los análisis existentes sobre el origen del diferencial salarial por sexo en España tienen casi exclusivamente un carácter estático, en la medida en que se basan en datos procedentes de un único corte transversal. A partir de ellos se ha constatado que el diferencial no obedece a las diferencias que hombres y mujeres presentan en sus dotaciones de características productivas observables [Ugidos (1997a) y De la Rica y Ugidos (1995)], y que es mayor para las mujeres más cualificadas [Gardeazábal y Ugidos (2005) y García *et al.* (2001)], aunque este efecto “techo de cristal” parece ser menos acusado que el que se da en otros países europeos [De la Rica *et al.* (2007)]. Los mismos muestran también que otro rasgo destacado de la discriminación salarial por razón de sexo en el mercado de trabajo español es su asociación con un fenómeno de se-

los proyectos SEJ2007-65086/ECON y SEC SEJ2005-04348/ECON, respectivamente, e Hipólito Simón el recibido del Ministerio de Fomento mediante el proyecto T 75/2006 (Plan Nacional de Investigación, Desarrollo e Innovación Científica). Los errores y deficiencias son exclusivamente imputables a los autores. Autor de correspondencia: hsimon@ua.es

(1) Esta información está disponible en <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

gregación laboral de las mujeres. En la práctica, éstas tienden a estar empleadas en mayor medida en ocupaciones y establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos a trabajadores con las mismas características productivas, de modo que una porción significativa del diferencial salarial por razón de sexo se debe a su segregación en segmentos del mercado de trabajo mal remunerados [Amuedo-Dorantes y De la Rica (2006) y Palacio y Simón (2006)]. Resulta notable, además, que aunque la segregación de las mujeres es un fenómeno que se da también en otros países [véase, a título de ejemplo, Bayard *et al.* (2003) para Estados Unidos], los estudios comparativos internacionales sugieren que la segregación asociada al establecimiento presenta una especial intensidad en el mercado de trabajo español [Simón (2006)].

El análisis de los cambios temporales en el diferencial salarial por razón de sexo es una cuestión que ha sido abordada de forma previa para el caso español exclusivamente por Aláez y Ullibarri (2001). Estos autores examinaron la evolución del diferencial salarial 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 1990 y del Panel de Hogares de 1994, constatando que se había producido una reducción del diferencial en el período objeto de estudio. Además de centrarse en un período temporal más reciente (1995-2002), nuestro trabajo difiere del suyo en el uso de microdatos de las olas de la Encuesta de Estructura Salarial del Instituto Nacional de Estadística correspondientes a 1995 y 2002. Se trata de datos microeconómicos armonizados para todo el período (y, por lo tanto, estrictamente comparables) y que incluyen información emparejada de los individuos y de las empresas en las que trabajan. Esta última circunstancia permite el uso en la explicación del diferencial de una metodología de descomposición salarial notablemente más avanzada y completa que la tradicional de Oaxaca-Blinder. Esta metodología se fundamenta en la propuesta por Juhn *et al.* (1991, 1993), una técnica que permite, de entrada, separar la influencia que sobre el diferencial salarial por sexo ejercen los factores específicos de género y la estructura salarial y, en definitiva, incorporar en su explicación un conjunto más amplio de factores que la descomposición de Oaxaca-Blinder. En el trabajo se emplea una extensión de dicha técnica que permite, además, aprovechar la naturaleza emparejada de los microdatos y considerar la influencia que sobre el diferencial salarial y su evolución ejercen dos factores relativos al establecimiento de filiación de los trabajadores: el grado de segregación de hombres y mujeres en diferentes establecimientos y la magnitud de las diferencias salariales entre establecimientos. Este aspecto metodológico es especialmente relevante en el análisis del caso español, donde, tal y como se ha comentado, la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios es especialmente intensa, y donde, además, esta circunstancia resulta especialmente penalizada por la presencia de una dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos notablemente elevada desde una perspectiva internacional comparada [Simón (2005)]. Cabe destacar, por otra parte, que tanto el uso de microdatos emparejados empresa-trabajador como de una metodología de análisis adaptada a esta naturaleza de los datos supone una innovación con respecto a los trabajos que han analizado previamente para otros países los determinantes de la evolución del diferencial salarial entre hombres y mujeres –y entre los que destacan los ya mencionados de Blau y Kahn (1997, 2006), Edin y Richardson (2002) y Kidd y Shannon (2001)–.

Algunos de los cambios registrados en el mercado de trabajo español permiten intuir que la magnitud del diferencial salarial entre hombre y mujer puede haberse visto afectada respecto a lo apuntado en trabajos anteriores. Así, con la incorporación de nuevas cohortes de población al mercado de trabajo, las dotaciones de capital humano de las mujeres españolas han experimentado una fuerte mejora relativa en el pasado reciente [Consejo Económico y Social (2003a)]. Sin embargo, aunque este fenómeno muy seguramente ha tendido a aproximar sus salarios medios a los de los hombres, de la evidencia existente en la literatura se desprende que la evolución en el tiempo del diferencial salarial por razón de sexo no depende únicamente de las modificaciones de las dotaciones relativas de capital humano de las mujeres, sino también de factores alternativos. Entre éstos destacan los cambios que se hayan producido en la intensidad de la segregación laboral, dada la importancia que el fenómeno presenta en el mercado de trabajo español, y, tal y como se desprende de la experiencia de otros países, cómo hayan evolucionado rasgos de la estructura salarial como el grado de dispersión. En relación con esta última cuestión, debe señalarse que, 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 estudios concluyentes para el caso español². Con un carácter más general, en los países desarrollados se han observado en las últimas décadas comportamientos diferenciados entre Estados Unidos y el Reino Unido, donde la estructura salarial ha registrado cambios notables en la forma de un fuerte aumento tanto de los rendimientos salariales de la educación como de la dispersión salarial, y los países de Europa continental, donde la dispersión de la estructura salarial ha tendido a mantenerse o, en algunos casos, a reducirse [OCDE (2004)]. Estos patrones divergentes en la evolución de la desigualdad salarial están probablemente relacionados con la fuerte influencia que las instituciones laborales detentan en la determinación salarial de estos últimos países, mientras que en Estados Unidos y el Reino Unido los mecanismos de determinación salarial permiten un mayor efecto sobre los salarios de las fuerzas de mercado derivadas de factores como el cambio tecnológico y el comercio internacional, que han tendido a aumentar la diferenciación salarial [Katz y Autor (1999)]. Dada la fuerte similitud de las instituciones laborales relacionadas con la determinación de los salarios entre España y buena parte de los países centroeuropeos –muy especialmente en lo que respecta a una negociación colectiva predominantemente sectorial y con una elevada tasa de cobertura: EIRO (2002)–, nuestra expectativa es que los cambios experimentados por la estructura salarial española presenten una cierta semejanza con los que se han producido en estos países. En definitiva, es plausible que no se haya producido en el pasado reciente un aumento significativo

(2) Esto se explica en buena medida por la tradicional carencia de bases de datos microeconómicos con una adecuada perspectiva temporal e información exhaustiva y rigurosa sobre las ganancias salariales y las características de los asalariados. Las investigaciones existentes sobre los cambios en la estructura salarial española generalmente no analizan las diferencias entre sexos y centran su análisis, además, en la década de los ochenta del siglo pasado [Bover, Bentolila y Arellano (2002); Abadie (1997) y Torres (2002)].

de la dispersión salarial en el mercado de trabajo español, lo que puede haber favorecido la reducción del diferencial salarial entre hombres y mujeres.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la primera sección se describe la base de datos y 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 segunda se aporta inicialmente evidencia descriptiva sobre la evolución de la magnitud de las diferencias salariales por razón de sexo, y con posterioridad se presentan los resultados de la descomposición del diferencial salarial entre hombres y mujeres y de los cambios registrados por el mismo. El análisis se desarrolla, además de para el caso general, también de forma desagregada distinguiendo por niveles de cualificación de los trabajadores, con el fin de indagar en las causas de que la discriminación salarial de las mujeres resulte más acusada en niveles elevados de cualificación. En el apartado de conclusiones se comentan, por último, los principales hallazgos del trabajo.

1. DATOS Y METODOLOGÍA

1.1. La Encuesta de Estructura Salarial

Los microdatos utilizados en la investigación provienen de la Encuesta de Estructura Salarial (desde aquí EES) para 1995 y 2002. 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. La EES abarca a los empleados por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos; en concreto, se trata de 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 (y, únicamente en el caso de la EES 2002, también de la sanidad, la educación y otras actividades sociales). Considerando que en el sector público las diferencias salariales entre hombres y mujeres son menores que en el sector privado [Ugidos (1997b)], la encuesta muy posiblemente sobrestima el diferencial para el conjunto de la economía española³.

La EES incluye varias observaciones para cada establecimiento y, por lo tanto, microdatos emparejados empresa-trabajador, un tipo único de datos que permite considerar apropiadamente la influencia de los factores relacionados con la demanda de trabajo en los análisis sobre determinación salarial [Abowd y Kramarz (1999) y Haltiwanger *et al.* (1999)]. 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 la nacionalidad y si el trabajador realiza tareas de supervisión) y sobre sus empresas (sector, tamaño, tipo de

(3) La ausencia de información en las muestras de la EES sobre trabajadores no ocupados y de restricciones de exclusión apropiadas impide la aplicación de las técnicas habituales de corrección del sesgo de selección *à la* Heckman en las estimaciones econométricas [Heckman (1979)] y, en consecuencia, examinar la influencia de la selectividad en la participación laboral sobre la brecha salarial entre hombres y mujeres.

convenio colectivo y región), y permite, además, calcular variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra. Se han filtrado aquellos establecimientos con menos de dos observaciones, con el fin de permitir una correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas de la segunda sección del trabajo. También se han eliminado 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, en la EES 2002 se han filtrado las observaciones de los sectores de actividad no cubiertos por la EES 1995, con el fin de tener una cobertura sectorial homogénea. Las muestras finales resultantes tienen un tamaño de 156.266 observaciones para 1995 y 108.153 observaciones para 2002. 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), y no incluye el pago de horas extraordinarias.

1.2. Metodología

La metodología de descomposición empleada en el análisis empírico es una extensión de la técnica de Juhn *et al.* (1991, 1993) –desde ahora descomposición de Juhn-Murphy-Pierce– sugerida por Gartner y Stephan (2004), y que parte de la estimación separada para cada año de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana 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 del trabajador i que presta sus servicios en el establecimiento j ; X_i es un vector de características individuales más un término constante; β es un vector de parámetros; ε_{ij} es un término de error aleatorio y α_j representa un término de error correspondiente al establecimiento j e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento.

El vector X_i incluye características individuales a través de las cuales se aproxima el capital humano y, en consecuencia, la productividad de los trabajadores. Se trata de controles relativos al nivel de educación general del individuo (distinguiendo diez niveles distintos de titulación); el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial); 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 cuadrática⁴. Aun a

(4) 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. 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. Además, la segunda mide la segregación ocupacional de carácter vertical, por lo que es aplicable el mismo argumento que ha llevado a excluir en el análisis empírico los controles por ocupación.

costa de perder capacidad explicativa del modelo, se ha optado por no incluir variables ficticias por ocupación entre los regresores, ya que estos controles no estarían capturando únicamente diferencias salariales competitivos asociados a diferencias de productividad (o, alternativamente, de carácter compensatorio) si la diferente distribución por ocupaciones que presentan en la práctica hombres y mujeres [Dolado *et al.* (2004)] resulta influida por procesos discriminatorios.

El uso de la estructura salarial estimada a partir de una ecuación separada para los hombres como referencia en el desarrollo de la descomposición salarial es una decisión metodológica muy frecuente en la literatura económica, e implica suponer que en ausencia de discriminación esta estructura salarial sería también la correspondiente a las mujeres. El empleo alternativo de la estructura salarial conjunta de hombres y mujeres permite, sin embargo, utilizar toda la información disponible para estimar los rendimientos salariales y constituye, además, una aproximación más natural a la estructura salarial no discriminatoria de un país que la adopción de la estructura salarial de los hombres, o de otras alternativas como la estructura de las mujeres o una combinación lineal de ambas [Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988)]. Por este motivo, al igual que en Datta Gupta *et al.* (2006), la ecuación [1] se ha estimado conjuntamente para hombres y mujeres. Existen ventajas adicionales de carácter computacional y metodológico en esta aproximación, dado que de esta forma no es necesario llevar a cabo la asignación de percentiles habitual en la descomposición original propuesta por Juhn-Murphy-Pierce, que puede conducir bajo determinados supuestos a problemas de identificación en la descomposición⁵.

Los efectos α_j son comunes a los individuos de cada establecimiento y su identificación es posible gracias a la disponibilidad en los microdatos de la EES de varias observaciones para cada establecimiento. El resultado del contraste de Hausman [Hausman (1978)] indica que en las muestras de ambos años dichos efectos están correlacionados de forma significativa con las características individuales incluidas en el vector X_i , por lo que se han estimado como efectos fijos. Nótese que la estimación por efectos fijos de la ecuación [1] es equivalente en la práctica a estimar por mínimos cuadrados ordinarios con la inclusión de un conjunto de variables ficticias por establecimiento⁶.

(5) 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 *et al.* (2006), basada en la estructura salarial estimada por mínimos cuadrados ordinarios para el *pool* de hombres y mujeres, constituye una aproximación más general que no está sujeta a este problema de identificación.

(6) Tanto la descomposición salarial de Oaxaca-Blinder como la de Juhn-Murphy-Pierce sufren problemas de identificación cuando se realizan de forma detallada. Dichos problemas están motivados por la elección de la referencia concreta que se elimina en cada conjunto de variables ficticias incluidas entre las variables explicativas de la ecuación salarial [1], con el fin de evitar la multicolinealidad perfecta, pues dicha elección afecta a los resultados de la descomposición [Oaxaca y Ransom (1999)]. Con el propósito 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 consistente en que la suma de los coeficientes de cada conjunto de variables ficticias es igual a cero.

Tras estimar para el año 1995 la estructura salarial con la muestra conjunta de hombres y mujeres y obtener así los valores de $\hat{\beta}_{95}$, σ_{95} y η_{95} , en función de las propiedades del estimador de mínimos cuadrados ordinarios, el salario medio del colectivo s (s = hombres, mujeres) se puede expresar separadamente como:

$$\bar{w}_{95}^s = \bar{X}_{95}^s \hat{\beta}_{95} + \sigma_{95} \bar{\theta}_{95}^s + \eta_{95} \bar{\lambda}_{95}^s \quad \text{donde} \quad \bar{\theta}_{95}^s \sim (0,1), \quad \bar{\lambda}_{95}^s \sim (0,1) \quad [2]$$

Donde \bar{w}_{95}^s es el salario medio del colectivo s ; \bar{X}_{95}^s es un vector que contiene el valor medio muestral de las características individuales del colectivo s ; $\hat{\beta}_{95}$ es el vector de parámetros estimados conjuntamente para hombres y mujeres a partir de la ecuación [1]; $\bar{\theta}_{95}^s$ es el residuo salarial estandarizado promedio del colectivo s ; σ_{95} es la desviación estándar de los residuos salariales de la muestra conjunta; $\bar{\lambda}_{95}^s$ es el efecto fijo por establecimiento estandarizado promedio del colectivo s y η_{95} es la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento de la muestra conjunta. Nótese que en la medida en que la ecuación salarial [2] no se estima con la submuestra de cada colectivo, sino con ambos conjuntamente, ni el valor promedio de los residuos, $\sigma_{95} \bar{\theta}_{95}^s$, ni el de los efectos fijos por establecimiento, $\eta_{95} \bar{\lambda}_{95}^s$, tienen por qué ser nulos de forma separada para cada colectivo.

Si se emplea 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 ambos colectivos en 1995 (que denominamos D_{95}), se puede expresar a su vez como:

$$\begin{aligned} D_{95} &= \bar{w}_{95}^m - \bar{w}_{95}^f = (\bar{X}_{95}^m - \bar{X}_{95}^f) \hat{\beta}_{95} + (\bar{\theta}_{95}^m - \bar{\theta}_{95}^f) \sigma_{95} + (\bar{\lambda}_{95}^m - \bar{\lambda}_{95}^f) \eta_{95} = \\ &= \Delta \bar{X}_{95} \hat{\beta}_{95} + \Delta \bar{\theta}_{95} \sigma_{95} + \Delta \bar{\lambda}_{95} \eta_{95} \end{aligned} \quad [3]$$

Donde el operador Δ indica la diferencia entre hombres y mujeres en el promedio de la variable a la que precede y los superíndices m y f corresponden a hombres y mujeres, respectivamente. La ecuación [3] permite cuantificar en qué medida el origen de las diferencias por razón de sexo en un momento del tiempo está relacionado con diferencias en las características productivas observadas de hombres y mujeres; con la influencia de factores inobservables y con la de factores ligados al establecimiento. Más concretamente, el primer término del lado derecho de la ecuación corresponde a la parte del diferencial salarial atribuible a las diferencias entre sexos en las características observadas (valoradas a los precios de mercado) y coincide con el componente “explicado” en la descomposición estándar de Oaxaca-Blinder. La innovación metodológica de la extensión 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 captura concretamente el efecto de la diferencia en los residuos salariales estandarizados promedio de hombres y mujeres ($\bar{\theta}_{95}^m - \bar{\theta}_{95}^f$), multiplicada por la dispersión de la distribución de los residuos (σ_{95}). El 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 sufre el colectivo que ocupa la posición más baja en la distribución de residuos. La descomposición 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 contrasta con una abundante evidencia empírica en el sentido de que los rendimientos de las características productivas difieren en la práctica para hombres y mujeres [véanse Ugidos (1997a) y De la Rica y Ugidos (1995)]. Este supuesto aparentemente restrictivo obedece, sin embargo, simplemente al hecho de que la influencia de las diferencias en los rendimientos salariales de las características productivas recibe un tratamiento alternativo en la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce en relación con la descomposición de Oaxaca-Blinder: en la medida en que estas diferencias influyen en las posiciones relativas de hombres y mujeres en la distribución de residuos salariales, se trata de un factor cuyo efecto resulta recogido en el segundo término de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce.

El tercer componente aproxima la influencia del establecimiento de filiación de los trabajadores en la generación de diferencias salariales por razón de sexo a través de dos vías. La primera es la forma en la que se distribuyen hombres y mujeres entre establecimientos que pagan salarios distintos para trabajadores observacionalmente similares. En la medida en que el valor promedio de los efectos por establecimiento estandarizados para un colectivo indica si tiende a estar ubicado de forma general en establecimientos con remuneraciones superiores a lo habitual (si es positivo) o inferiores (si es negativo), la diferencia en los efectos por establecimiento estandarizados promedio de hombres y mujeres ($\bar{\lambda}_{95}^m - \bar{\lambda}_{95}^f$) ofrece una cuantificación de la importancia de la segregación de los trabajadores por establecimientos en función del sexo. La segunda vía viene determinada por la magnitud de la dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos (η_{95}), de la que depende la penalización salarial concreta que sufre el colectivo comparativamente segregado en establecimientos de bajos salarios (el cual corresponde en la práctica a las mujeres).

La discrepancia en el diferencial salarial por razón de sexo entre los años 2002 y 1995 puede expresarse, a su vez, como:

$$D_{02} - D_{95} = (\Delta\bar{X}_{02} - \Delta\bar{X}_{95})\hat{\beta}_{02} + \Delta\bar{X}_{95}(\hat{\beta}_{02} - \hat{\beta}_{95}) + (\Delta\bar{\theta}_{02} - \Delta\bar{\theta}_{95})\sigma_{02} + \Delta\bar{\theta}_{95}(\sigma_{02} - \sigma_{95}) + (\Delta\bar{\lambda}_{02} - \Delta\bar{\lambda}_{95})\eta_{02} + \Delta\bar{\lambda}_{95}(\eta_{02} - \eta_{95}) \quad [4]$$

Según la ecuación [4], el cambio en la magnitud del diferencial salarial por sexo entre ambos años puede deberse a seis factores distintos, cada uno de ellos captado por el correspondiente término de la descomposición. El primero es que se modifiquen las dotaciones de características productivas relativas de hombres y mujeres. El segundo es que la estructura de diferenciales salariales de la economía experimente modificaciones. El tercero pasa por posibles cambios en el efecto relativo de los factores inobservables que aproximen o alejen los residuos salariales promedio de hombres y mujeres. El cuarto es que haya modificaciones en el grado de dispersión de los residuos salariales y, por lo tanto, en la penalización asociada a la diferencia en los residuos estandarizados promedio. El quinto es que

la diferencia en los efectos fijos por establecimiento promedio de hombres y mujeres (y, por lo tanto, en la intensidad de la segregación por establecimiento) varíe con el tiempo. Finalmente, el sexto recoge la posibilidad de que se den modificaciones en la dispersión salarial entre establecimientos que impliquen, a su vez, cambios en la magnitud de la penalización salarial que sufre el colectivo segregado en establecimientos de bajos salarios.

Los componentes de la metodología de descomposición se pueden dividir, asimismo, entre los que tienen un carácter específico de género (el primer, tercer y quinto componente) y los que recogen efectos asociados a características generales de la estructura salarial (el segundo, cuarto y sexto componente). Alternativamente, la suma del primer y segundo componentes corresponde al efecto conjunto de los factores asociados a las características productivas en los cambios experimentados por el diferencial salarial por sexo; la suma del tercer y cuarto componente al efecto conjunto de los factores inobservables y la suma del quinto y sexto componente al efecto global de los factores asociados al establecimiento.

2. RESULTADOS EMPÍRICOS

2.1. Evidencia descriptiva

Las primeras filas del cuadro 1 contienen el diferencial por razón de sexo del logaritmo del salario por hora y los valores de diversos índices de dispersión de la estructura salarial en 1995 y 2002⁷. El diferencial salarial era favorable a los hombres en 0,269 puntos logarítmicos (o, equivalentemente, 30,87%⁸) en 1995 y en 0,258 puntos (29,43%) en 2002, de modo que, en línea con lo observado para otros países, experimenta una reducción, aunque de una magnitud de 0,011 puntos logarítmicos (1,11 puntos porcentuales), a todas luces escasa. Los cambios en todos los índices de dispersión apuntan sin excepción a que la estructura salarial registra una cierta compresión durante el período, una tendencia que, conforme a lo esperado, sitúa a España en el patrón general de los países de Europa continental. Conjuntamente, esta evidencia sugiere que el hecho de que la reducción del diferencial salarial por razón de sexo en España sea exigua no está enraizado en un aumento de la dispersión salarial –en contraste con lo observado para Estados Unidos por Blau y Kahn (1997, 2006)–, sino que debe ser explicado alternativamente por otros factores.

El resto del cuadro 1 contiene información de carácter descriptivo sobre la descomposición salarial, obtenida tras la estimación de la ecuación [1]. Los valores promedio de los efectos fijos por establecimiento estandarizado presentan en ambos años un signo sistemáticamente positivo para los hombres y negativo para

(7) 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 los valores de las medidas de dispersión [García (2003)].

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

Cuadro 1: DIFERENCIAL SALARIAL ENTRE HOMBRES Y MUJERES, ÍNDICES DE DISPERSIÓN SALARIAL Y EVIDENCIA DESCRIPTIVA DE LA DESCOMPOSICIÓN SALARIAL

	1995	2002
Diferencial salarial entre hombres y mujeres		
Logaritmo del salario por hora	0,269	0,258
Dispersión salarial		
Coefficiente 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
Descomposición del diferencial salarial entre hombres y mujeres		
Efecto fijo por establecimiento promedio de las mujeres	-0,206	-0,280
Efecto fijo por establecimiento promedio de los hombres	0,062	0,126
Percentil de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	45	43
Percentil de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	55	58
Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento	0,341	0,314
Residuo salarial promedio de las mujeres	-0,329	-0,265
Residuo salarial promedio de los hombres	0,099	0,119
Percentil de las mujeres en la distribución de residuos salariales	35	37
Percentil de los hombres en la distribución de residuos salariales	60	60
Desviación estándar de los residuos salariales	0,261	0,262

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

las mujeres, lo que resulta consecuente con una posición en la distribución de efectos por establecimiento notablemente por encima de la mediana para los hombres (percentil 55 en 1995 y 58 en 2002) y por debajo para las mujeres (percentil 45 en 1995 y 43 en 2002). Se trata de un resultado que refleja, en definitiva, la segregación de las mujeres españolas en establecimientos de bajos salarios relativos. La evolución entre 1995 y 2002 de los valores promedio de los efectos fijos por establecimiento de hombres y mujeres muestran, además, que este tipo de segregación es un fenómeno que tiende a acentuarse con el tiempo.

Los residuos promedio son en ambos años positivos para los hombres (0,099 en 1995 y 0,119 en 2002) y negativos para las mujeres (-0,329 y -0,265, respectivamente), lo que se traduce en una posición en la distribución residual por encima de la mediana para los hombres (percentil 60 en ambos años) y por debajo para las mujeres (percentil 35 en 1995 y 37 en 2002). Se constata así que los factores inobservables en el modelo de determinación salarial se muestran sistemáticamente desfavorables para los salarios de las mujeres, si bien con el transcurso del tiempo se producen cambios que les permiten mejorar ligeramente su posición relativa en la distribución de residuos salariales.

La dispersión de los efectos fijos por establecimiento se reduce durante el período, pasando de una desviación estándar de 0,341 en 1995 a otra de 0,314 en 2002. Las diferencias salariales entre establecimientos para trabajadores observacionalmente similares pueden tener un origen diverso, como la presencia de información limitada o asimétrica, un carácter compensatorio, el pago de salarios de eficiencia o la presencia de procesos de reparto de rentas [Groshe (1991)], y su presencia se ha constatado en la práctica para diversos países [Abowd y Kramarz (1999)]. En este contexto, resulta notable que la dispersión salarial entre establecimientos estimada para otros países europeos con microdatos equiparables a los de la Encuesta de Estructura Salarial sea sistemáticamente inferior —la desviación de los efectos fijos por establecimiento toma un valor de 0,165 en Bélgica, 0,168 en Dinamarca, 0,179 en Italia y 0,248 en Irlanda: véase Simón (2005)—, lo que revela que el grado de diferenciación salarial entre establecimientos que se da en el mercado de trabajo español es elevado en términos comparativos. La reducción de este tipo de diferenciales contrasta, en cualquier caso, con el mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales en niveles prácticamente similares. Este resultado sugiere que la compresión de la estructura de salarios individuales está básicamente determinada por la reducción de las diferencias salariales entre establecimientos. Se trata de una circunstancia que resulta consecuente, por otra parte, con la acentuada importancia que este tipo de diferenciales salariales tienen en la determinación de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español [Palacio y Simón (2004)].

La información de la muestra (cuadro A.1 del anexo) confirma, a su vez, que entre 1995 y 2002 las mujeres españolas reducen notablemente su déficit relativo en las dotaciones de capital humano. Esta reducción se aprecia tanto en las dotaciones promedio de antigüedad en la empresa y de experiencia potencial (las diferencias en el promedio de hombres y mujeres pasan de 2,85 años en 1995 a 2,15 en 2002 en la primera variable y de 5,60 a 3,13 en la segunda), como en los niveles educativos. Esta evidencia sugiere que, al igual que ocurre con los factores inobservables y los asociados al establecimiento, existen diferencias notables por

razón de sexo que no se mantienen constantes durante el período analizado, por lo que su influencia relativa sobre el diferencial salarial puede resultar, en suma, cambiante. En el análisis que se desarrolla a continuación se cuantifica la influencia de cada uno de estos factores en el diferencial y en sus cambios de magnitud.

2.2. Resultados de la descomposición

En las dos columnas bajo el encabezado A del cuadro 2 aparece la descomposición de forma separada para 1995 y 2002 del diferencial salarial por sexo en función de los tres componentes del lado derecho de la ecuación [3]⁹. La primera fila del cuadro contiene el valor del diferencial en 1995 y 2002 (0,269 y 0,258 puntos logarítmicos, respectivamente), mientras que el resto del cuadro contiene el valor de los distintos términos de la descomposición. Un valor positivo (negativo) de un término indica que se trata de un factor que origina un diferencial salarial favorable a los hombres (mujeres). Así, como muestra, si hombres y mujeres difirieran únicamente en sus niveles educativos se hubiese dado un diferencial salarial favorable a las mujeres de 0,023 puntos logarítmicos (2,33%) en 1995 y de 0,024 (2,43%) en 2002.

Cuadro 2: DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL POR RAZÓN DE SEXO

	A		B	
	1995	2002	1995	2002
Diferencial salarial por sexo	0,269	0,258	0,269	0,258
Características(1)	0,066(24,5)	0,030(11,6)	0,158(58,7)	0,154(59,7)
Educación	-0,023	-0,024	-0,025	-0,029
Experiencia	0,060	0,025	0,062	0,026
Antigüedad	0,018	0,022	0,019	0,022
Tipo de contrato/jornada	0,011	0,007	0,013	0,009
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 (2)	0,112(41,6)	0,101(39,2)	0,111(41,3)	0,104(40,3)
Efectos por establecimiento (3)	0,091(33,9)	0,127(49,2)	–	–

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

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

(9) Los resultados detallados de las ecuaciones salariales estimadas conjuntamente para hombres y mujeres de forma separada para cada año y empleadas en el cálculo de la descomposición aparecen en el cuadro A.1 del anexo.

El primer término, que capta la brecha salarial que provocan las diferencias en las dotaciones de características productivas valoradas a sus rendimientos de mercado, explica 0,030 puntos logarítmicos en 2002 (por 0,066 puntos en 1995), lo que supone un 11,6% del diferencial total (y un 24,5% en 1995)¹⁰. Los resultados detallados de la descomposición revelan, como se ha señalado anteriormente, que las dotaciones de educación resultan favorables en ambos años para los salarios medios de las mujeres y que el efecto recogido por el primer componente de la descomposición se deriva fundamentalmente de las mayores dotaciones promedio de antigüedad y de experiencia potencial de los hombres.

La influencia perjudicial de los factores inobservables en los salarios relativos de las mujeres es muy destacada, dando lugar a un diferencial salarial de 0,101 puntos logarítmicos en 2002 (0,112 en 1995). Esta parte “no explicada” por el modelo constituye un 39,2% del diferencial de salarios medios en 2002 y un 41,6% en 1995, una proporción elevada, aunque menor que la que se logra explicar con el resto de componentes. Su origen no puede atribuirse con certeza a un fenómeno de discriminación, puesto que también puede resultar de diferencias en las dotaciones de habilidad de hombres y mujeres no adecuadamente capturadas por los controles individuales y, en consecuencia, inobservadas (muy especialmente cuando se considera que en el análisis se han omitido los controles por ocupación).

La diferente distribución por establecimientos de hombres y mujeres explica, dada la magnitud de la dispersión salarial entre establecimientos, 0,127 puntos logarítmicos del diferencial en 2002 (por 0,091 puntos en 1995), lo que supone aproximadamente la mitad del mismo. La segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios se revela, en consecuencia, como uno de los principales factores explicativos de su brecha salarial frente a los hombres. Con el fin de examinar cuáles son los atributos que determinan que los establecimientos en los que tienden a ubicarse las mujeres remuneren a sus trabajadores de forma inferior a lo habitual, se ha desarrollado la descomposición salarial sustituyendo en la ecuación [1] los efectos fijos por establecimiento por características de los mismos (los resultados de esta descomposición de forma separada para 1995 y 2002 aparecen en las columnas bajo el encabezado B del cuadro 2). Se han considerado para ello los atributos para los que la literatura sobre determinación salarial destaca 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 (sectorial nacional, sectorial provincial, convenio de empresa y otro tipo de convenio) y la proporción de mujeres en el establecimiento. Este análisis permite constatar en la práctica que la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios es un fenómeno que está asociado en parte a su ubicación en sectores que pagan salarios comparativamente reducidos, pero muy especialmente a su presencia en establecimientos donde hay una elevada propor-

(10) Cuando el análisis se desarrolla con la EES 2002 considerando toda su cobertura sectorial completa (y, en consecuencia, no se eliminan los sectores no cubiertos por la EES 1995) se observan diferencias cuantitativas importantes en los resultados de la descomposición, aunque se mantienen los signos de las contribuciones de los diferentes factores. Esta evidencia está disponible por parte de los autores ante su requerimiento.

ción de mujeres (hasta el punto de que este último factor origina 0,105 puntos logarítmicos de diferencial salarial en 2002 y 0,071 puntos en 1995, lo que, a su vez, supone una proporción muy destacada del diferencial total: un 40,7% en 2002 y un 26,4% en 1995)¹¹.

Los resultados de la descomposición del cambio en el diferencial salarial entre 1995 y 2002 aparecen en la columna bajo el encabezado A del cuadro 3. La evidencia corresponde al contrafactual en el que se emplean como referencias en la ecuación [4] la estructura salarial de 2002 estimada conjuntamente para hombres y mujeres y los pesos correspondientes a 1995. En la medida en que la descomposición salarial está sujeta al conocido problema de los números índice, 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 incluir estos últimos (aunque están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento).

La primera fila del cuadro 3 contiene el cambio experimentado por el diferencial salarial entre hombres y mujeres entre 1995 y 2002 (como se ha señalado previamente, una reducción de 0,011 puntos logarítmicos). Un valor positivo (negativo) de un término de la descomposición indica que el correspondiente factor contribuye a un aumento (reducción) del diferencial salarial. A título de ejemplo, si los cambios producidos entre 1995 y 2002 se limitasen a los relacionados con las dotaciones de educación de hombres y mujeres, el diferencial salarial se habría reducido en 0,009 puntos logarítmicos.

El primer componente revela que la mejora de las dotaciones relativas de características productivas de las mujeres ha aproximado sus salarios medios a los de los hombres en 0,030 puntos logarítmicos. Esta mejora se produce en todas las variables que miden el capital humano, pero de forma más destacada en el nivel educativo medio, la antigüedad y, muy especialmente, en la dotación de experiencia potencial (esta circunstancia se explica, a su vez, en buena medida por la aproximación de la edad media de hombres y mujeres: el diferencial entre ambos colectivos en esta variable pasa de 5,03 años en 1995 a 2,59 en 2002). El segundo componente muestra que la remuneración general en el mercado de trabajo de las características productivas experimenta modificaciones que, dadas las dotaciones concretas de características de cada colectivo, también aproximan los salarios medios de las mujeres a los de los hombres (en concreto, en 0,006 puntos logarítmicos). Esta circunstancia se deriva en buena parte de la reducción de los rendimientos de la experiencia potencial (cuadro A.1 del anexo) y, en menor medida, de la reducción de la prima salarial asociada a un contrato indefinido. En sentido contrario, los cambios de los rendimientos salariales tanto de la educación como de la antigüedad resultan perjudiciales para los salarios medios femeninos. Algunos de estos signos tienen su justificación en el efecto que ha tenido sobre tales rendimientos la caída de la rentabilidad del capital humano entre ambos años, a conse-

(11) La justificación que ofrece la teoría económica al hecho de que una elevada presencia de mano de obra femenina en una estructura laboral deprima sus salarios relativos radica en la elevación de la oferta de trabajo [Sorensen (1990)].

**Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN EL
DIFERENCIAL SALARIAL POR RAZÓN DE SEXO**

	A	B
Diferencial salarial ₂₀₀₂ -Diferencial salarial ₁₉₉₅	-0,011	-0,011
Dotación relativa de características (1)	-0,030	-0,027
Educación	-0,009	-0,012
Experiencia	-0,014	-0,014
Antigüedad	-0,006	-0,007
Tipo de contrato/jornada	-0,001	0,001
Región	-	0,001
Sector	-	0,003
Tipo de convenio	-	-0,006
Tamaño	-	-0,005
Proporción de mujeres	-	0,012
Rendimientos de las características (2)	-0,006	0,022
Educación	0,008	0,008
Experiencia	-0,021	-0,022
Antigüedad	0,010	0,010
Tipo de contrato/jornada	-0,003	-0,005
Región	-	0,002
Sector	-	0,009
Tipo de convenio	-	-0,002
Tamaño	-	0,000
Proporción de mujeres	-	0,022
Residuos salariales relativos (3)	-0,011	-0,001
Dispersión de los residuos salariales (4)	0,000	-0,005
Efectos fijos por establecimiento relativos (5)	0,043	-
Dispersión de los efectos fijos por establecimiento (6)	-0,007	-
Características (1)+(2)	-0,036	-0,005
Factores inobservables (3)+(4)	-0,011	-0,006
Establecimiento de filiación(5)+(6)	0,036	-
Factores de género (1)+(3)+(5)	0,002	-0,028
Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)	-0,013	0,017

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.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

cuencia del intenso aumento de la oferta de cualificaciones en el mercado de trabajo español [Izquierdo y Lacuesta (2006) y Raymond y Roig (2006)]. Así, la menor rentabilidad del capital humano ha deteriorado los salarios relativos del colectivo comparativamente mejor dotado de dicho capital: las mujeres en el caso de los estudios y los varones en cuanto a experiencia potencial.

La mejora en la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales durante el período es, por su parte, favorable para sus salarios, habiendo provocado una reducción del diferencial salarial por sexo de 0,011 puntos logarítmicos. En la medida en que el mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales da lugar a que la penalización salarial asociada a la peor posición relativa de las mujeres en la distribución residual se mantenga inalterada, el cuarto componente toma un valor nulo y el efecto de los factores inobservables en la reducción del diferencial se limita al ejercido por las modificaciones en las posiciones relativas de cada colectivo en la distribución residual. Resulta notable, en cualquier caso, que la influencia de los factores inobservables en el cambio del diferencial es cuantitativamente más reducida que la de los cambios en las características y el establecimiento de filiación. Este menor protagonismo relativo de los factores inobservables contrasta con el hallazgo de Blau y Kahn (2006) en el sentido de que los cambios en dichos factores inobservables son, con diferencia, el principal origen de los distintos ritmos de reducción del diferencial observados para las décadas de los ochenta y los noventa en Estados Unidos.

El quinto componente de la descomposición revela que la acentuación de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos resulta muy perjudicial para sus salarios medios, alejándolos en 0,043 puntos logarítmicos de los de los hombres. Se trata, de hecho, del único componente cuyo efecto provoca un aumento del diferencial salarial entre 1995 y 2002, y su importancia resalta cuando se comprueba que si la intensidad de la segregación se hubiera mantenido, los salarios medios por razón de sexo se habrían aproximado en 0,054 puntos logarítmicos. A partir del sexto componente se constata, por último, que la reducción en la dispersión de los diferenciales salariales entre establecimientos beneficia a los salarios femeninos, aproximándolos en 0,007 puntos logarítmicos a los de los hombres. El efecto de este componente es, en cualquier caso, cuantitativamente menos importante que el ejercido en sentido contrario por el impacto de la intensificación de la segregación por establecimiento, lo que explica que, en conjunto, los cambios experimentados por los factores ligados al establecimiento provoquen un alejamiento de 0,036 puntos logarítmicos de los salarios medios por sexo.

Cuando se dividen los componentes entre los asociados a la estructura salarial y los ligados a factores de género se observa que, de forma agregada, la reducción del diferencial salarial por razón de sexo entre 1995 y 2002 viene motivada casi exclusivamente por los cambios registrados en dicho período por la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo. Así, aunque las mujeres españolas mejoran con el paso del tiempo sus dotaciones relativas de capital humano y se aproximan en la distribución de residuos salariales, su creciente segregación en establecimientos de bajos salarios determina que, en términos netos, los factores específicos de género no contribuyan a reducir el diferencial salarial por razón de sexo, y lo aumenten ligeramente, en 0,002 puntos logarítmicos. Sí que lo

reducen, por el contrario, las transformaciones de la estructura salarial en la forma de menores diferencias salariales entre establecimientos y de una remuneración del capital humano en general más favorable para los salarios medios femeninos. Estas circunstancias explican en conjunto algo más que la totalidad de la reducción del diferencial salarial (en concreto, 0,013 puntos en comparación con una reducción de 0,011).

La columna B del cuadro 3 contiene los resultados de la descomposición de los cambios en el diferencial 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 (hecho que explica un aumento del diferencial de 0,012 puntos) y, en menor medida, en sectores y regiones de salarios bajos (factores que explican 0,003 y 0,001 puntos, respectivamente). Este efecto resulta en buena medida contrarrestado por el aumento de la presencia relativa de las mujeres en establecimientos con mayores tamaños y con convenio propio, con salarios en ambos casos más elevados (ambos elementos explican conjuntamente una reducción de 0,011 puntos). La modificación de la estructura de diferenciales salariales entre sectores y regiones es, por su parte, responsable de un aumento de 0,009 y 0,002 puntos, respectivamente, en el diferencial salarial entre 1995 y 2002. Este efecto no presenta una relación obvia con la evolución de la dispersión de ambos tipos de diferencias salariales, que se mantiene en niveles prácticamente similares entre sectores (con una desviación estándar ajustada de 0,136 y 0,135 en 1995 y 2002, respectivamente) y aumenta entre regiones (pasando 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, pues el aumento del coeficiente de esta variable (que pasa de -0,204 en 1995 a -0,267 en 2002, siendo ambos coeficientes individualmente significativos y distintos entre sí a los niveles convencionales de significatividad) hace aumentar el diferencial en 0,022 puntos. Este deterioro de los salarios relativos de los establecimientos feminizados podría estar relacionado con el peor comportamiento comparativo de la tasa de paro femenina, que, según datos de la Encuesta de Población Activa, ha pasado de ser 1,7 veces la masculina en 1995 a doblarla en 2002¹³.

(12) Siguiendo la sugerencia de 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. Con el fin de que la matriz de productos cruzados de los regresores tenga rango completo, la ecuación salarial se ha estimado 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.

(13) Esta información puede consultarse en <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

2.3. Resultados de la descomposición por grupos de cualificación

Se ha señalado en la introducción 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 se corresponde con una brecha salarial más acusada en niveles elevados de cualificación. Con el fin de examinar las causas de este fenómeno, se ha desarrollado la descomposición 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 han incluido como variables explicativas variables ficticias para el nivel de educación, así como la experiencia potencial y su cuadrado¹⁴. Los salarios predichos a partir de esta ecuación aproximan las cualificaciones generales observadas para cada trabajador ponderadas por los rendimientos de mercado de cada una de las variables utilizadas en su cálculo. Las respectivas distribuciones del índice de cualificaciones para los hombres y mujeres de cada año 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 (que se han denominado cualificación baja, media y alta)¹⁵.

Los cuadros 4 y 5 contienen evidencia descriptiva y los resultados de la descomposición del diferencial salarial entre hombres y mujeres para cada uno de estos niveles de cualificación en 1995 y 2002. El análisis estático de los datos permite constatar que, conforme a lo esperado, la magnitud del diferencial salarial por sexo crece con el nivel de cualificación: en 2002 el diferencial es de 0,173 puntos para los trabajadores de cualificación baja; de 0,263 para los de cualificación media y de 0,333 para los de mayor cualificación), pero también que su origen presenta ciertas diferencias entre grupos de cualificación. Para los empleados de cualificación baja y media el diferencial salarial está fuertemente asociado a los factores relacionados con el establecimiento: en 2002 estos factores explican un 57,4% del diferencial global en el grupo de cualificación media y un 82,6% en el de cualificación baja (cuadro 5, columnas A). Esta circunstancia se debe, a su vez, a la intensa segregación en establecimientos de bajos salarios de las mujeres de estos grupos (lo que se refleja en una mayor distancia relativa entre sus efectos fijos por establecimiento y los de los varones), y se produce aun a pesar de que el efecto de esta segregación resulta atenuado por una dispersión de los diferenciales salariales entre establecimientos relativamente menor (su desviación estándar toma en 2002 valores de 0,270, 0,316 y 0,365 para los grupos de cualificación baja, media y alta, respectivamente).

Por el contrario, el diferencial salarial que sufren las mujeres más cualificadas está relacionado de una forma más destacada con el déficit relativo de características, muy especialmente con su menor experiencia potencial (elemento que origina un diferencial salarial de 0,135 puntos logarítmicos a favor de los hombres en

(14) Se puede encontrar un procedimiento similar en Blau y Kahn (1997).

(15) 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 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.

Cuadro 4: EVIDENCIA DESCRIPTIVA DE LA DESCOMPOSICIÓN SALARIAL POR NIVELES DE CUALIFICACIÓN

	Cualificación baja		Cualificación media		Cualificación alta	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002
Diferencial por razón de sexo del logaritmo del salario por hora	0,207	0,173	0,273	0,263	0,322	0,333
Efecto fijo por establecimiento promedio de las mujeres	-0,337	-0,361	-0,250	-0,328	-0,066	-0,156
Efecto fijo por establecimiento promedio de los hombres	0,103	0,169	0,076	0,148	0,019	0,070
Percentil de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	39	37	43	41	46	42
Percentil de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento	60	60	56	61	50	52
Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento	0,310	0,270	0,345	0,316	0,373	0,365
Residuo salarial promedio de las mujeres	-0,129	-0,128	-0,297	-0,224	-0,381	-0,328
Residuo salarial promedio de los hombres	0,039	0,059	0,091	0,101	0,113	0,146
Percentil de las mujeres en la distribución de residuos salariales	41	40	35	38	33	36
Percentil de los hombres en la distribución de residuos salariales	55	51	61	60	58	59
Desviación estándar de los residuos salariales	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.
Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

Cuadro 5: DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL POR RAZÓN DE SEXO POR NIVELES DE CUALIFICACIÓN

	Cualificación baja						Cualificación media						Cualificación alta										
	A		B		A		B		A		B		A		B		A		B				
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002			
Diferencial salarial por sexo	0,207	0,173	0,207	0,173	0,273	0,263	0,263	0,263	0,273	0,273	0,263	0,263	0,322	0,322	0,322	0,322	0,322	0,322	0,322	0,333	0,333		
Características (1)	0,040(19,3)	-0,002(1,1)	0,187(90,3)	0,147(85,0)	0,074(27,1)	0,039(14,8)	0,197(72,2)	0,185(70,3)	0,140(43,5)	0,099(29,7)	0,155(48,1)	0,175(52,6)	-0,005	-0,004	0,002	0,053	0,006	0,001	0,006	-0,003	-0,005	-0,002	
Educación	-0,005	-0,004	0,002	-0,003	-0,037	-0,014	-0,030	-0,023	-0,004	-0,075	-0,015	-0,079	0,041	0,006	0,053	0,008	0,018	0,071	0,020	0,117	0,135	0,108	
Experiencia	0,006	0,001	0,006	0,001	0,027	0,023	0,027	0,024	0,008	0,022	0,004	0,023	0,006	0,001	0,006	0,001	0,023	0,027	0,024	0,008	0,022	0,004	
Antigüedad	0,006	0,001	0,006	0,001	0,027	0,023	0,027	0,024	0,008	0,022	0,004	0,023	0,006	0,001	0,006	0,001	0,023	0,027	0,024	0,008	0,022	0,004	
Tipo de contrato/jornada	-0,003	-0,005	-0,002	-0,001	0,015	0,012	0,018	0,009	0,018	0,017	0,021	0,026	-0,003	-0,002	0,050	0,067	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	
Región	-	-	-0,005	-0,002	-	-	-0,008	-0,003	-	-	-0,013	-0,012	-	-	0,030(14,5)	0,032(18,5)	0,020(9,7)	0,026(15,0)	0,087(31,9)	0,073(27,8)	0,076(27,8)	0,150(46,6)	0,152(45,6)
Sector	-	-	0,050	0,067	-	-	0,026	0,044	-	-	0,001	0,016	-	-	0,137(66,2)	0,143(82,6)	-	-	0,112(41,0)	0,151(57,4)	-	-	
Tipo de convenio	-	-	0,003	-0,001	-	-	0,012	0,002	-	-	0,003	0,002	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	
Tamaño	-	-	-0,015	-0,016	-	-	-0,007	-0,013	-	-	0,002	0,001	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	
Proporción de mujeres	-	-	0,094	0,095	-	-	0,088	0,125	-	-	0,043	0,078	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	
Residuos salariales (2)	0,030(14,5)	0,032(18,5)	0,020(9,7)	0,026(15,0)	0,087(31,9)	0,073(27,8)	0,076(27,8)	0,150(46,6)	0,152(45,6)	0,167(51,9)	0,158(47,4)	0,158(47,4)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	
Efectos por establecimiento (3)	0,137(66,2)	0,143(82,6)	-	-	0,112(41,0)	0,151(57,4)	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	-	-	0,032(9,9)	0,082(24,6)	-	-	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.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

este grupo de cualificación en 2002), pero también con su menor antigüedad (ambos factores producto muy seguramente de que son las generaciones más jóvenes de mujeres las que han podido acceder a la educación superior antes de incorporarse al mercado laboral). Asimismo, también está relacionado significativamente con la influencia de los elementos inobservables. Este último factor es especialmente relevante (origina 0,152 puntos de brecha salarial en 2002) y su efecto tan destacado se deriva tanto de la mayor distancia que se da entre los residuos salariales de hombres y mujeres en el grupo de cualificación elevada como de una dispersión residual comparativamente más acusada¹⁶. Los factores asociados al establecimiento presentan, en cambio, una importancia comparativamente menor para este grupo, si bien su efecto es claramente superior en 2002 que en 1995. Esto se explica en buena medida porque el efecto depresor sobre los salarios relativos de las mujeres más cualificadas que se deriva de su ubicación en sectores de bajos salarios y en establecimientos con una elevada proporción de mujeres es comparativamente menor, pero tiende a acentuarse con el paso del tiempo (cuadro 5, columnas B).

La evolución entre 1995 y 2002 del diferencial salarial también difiere significativamente por grupos de cualificación, habiéndose reducido en 0,034 y 0,010 puntos logarítmicos para las cualificaciones baja y media y aumentado en 0,011 puntos para el grupo de cualificación alta. En general, los componentes de la descomposición presentan un signo normalmente coincidente para los tres grupos (cuadro 6, columnas A). Así, la aproximación de las dotaciones de características que se ha producido en los tres grupos de cualificación ha facilitado la reducción del diferencial salarial en todos ellos. Ahora bien, mientras las mujeres de menor cualificación han mejorado en términos relativos su nivel educativo medio, su experiencia potencial y su antigüedad, las más cualificadas han reducido, en cambio, su experiencia y su antigüedad (al ser mucho más reciente su incorporación al empleo), lo cual concuerda con el hecho de que el único nivel educativo para el que, según Eurostat, aumenta la tasa de temporalidad femenina entre 1995 y 2002 sea el de las mujeres con titulación universitaria.

Los cambios en la remuneración de las características han contribuido también a reducir el diferencial salarial en los tres grupos de cualificación. La caída en la rentabilidad de los estudios ha favorecido la aproximación salarial de las mujeres más cualificadas, mientras que ha abierto el diferencial retributivo para el grupo de menor cualificación. En cambio, la menor rentabilidad de la experiencia ha favorecido la reducción del diferencial salarial de los tres grupos, al ser en todos ellos más jóvenes las mujeres de la muestra. Los cambios en la remuneración de la antigüedad han generado una ampliación del diferencial salarial en los tres grupos de cualificación, si bien algo inferior en el colectivo menos cualificado.

(16) Esta mayor dispersión de los residuos salariales probablemente guarda relación con el hecho de que es en los altos niveles educativos donde se pueden generar diferencias retributivas importantes entre los técnicos y los directivos o entre titulados de diferentes especialidades que acaban asumiendo distintas responsabilidades. Esta circunstancia resulta facilitada, a su vez, por la escasa incidencia que la negociación colectiva tiene en la determinación de los salarios de los trabajadores más cualificados [Dolado *et al.* (1997)] y, en consecuencia, por la menor compresión que induce la negociación colectiva en el abanico salarial para este segmento de trabajadores.

Cuadro 6: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN EL DIFERENCIAL SALARIAL POR RAZÓN DE SEXO POR NIVELES DE CUALIFICACIÓN

	Cualificación baja		Cualificación media		Cualificación alta	
	A	B	A	B	A	B
Diferencial salarial ₂₀₀₂ -Diferencial salarial ₁₉₉₅	-0,034	-0,034	-0,010	-0,010	0,011	0,011
Dotación relativa de características (1)	-0,032	-0,083	-0,020	-0,025	-0,024	-0,010
Educación	-0,001	-0,004	0,004	-0,001	-0,060	-0,055
Experiencia	-0,016	-0,022	-0,016	-0,018	0,026	0,023
Antigüedad	-0,009	-0,006	-0,011	-0,012	0,007	0,008
Tipo de contrato/jornada	-0,006	-0,003	0,003	0,001	0,003	0,006
Región	-	-0,002	-	0,003	-	0,001
Sector	-	-0,043	-	0,001	-	0,010
Tipo de convenio	-	-0,003	-	-0,008	-	-0,002
Tamaño	-	-0,004	-	-0,007	-	0,000
Proporción de mujeres	-	0,005	-	0,015	-	-0,001
Rendimientos de las características (2)	-0,011	0,042	-0,015	0,013	-0,017	0,030
Educación	0,001	-0,001	0,018	0,009	-0,012	-0,009
Experiencia	-0,019	-0,023	-0,035	-0,033	-0,009	-0,011
Antigüedad	0,003	0,001	0,007	0,009	0,007	0,012

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.
Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

Cuadro 6: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN EL DIFERENCIAL SALARIAL POR RAZÓN DE SEXO POR NIVELES DE CUALIFICACIÓN (continuación)

	Cualificación baja		Cualificación media		Cualificación alta	
	A	B	A	B	A	B
Tipo de contrato/jornada	0,003	0,004	-0,005	-0,010	-0,004	-0,002
Región	-	0,005	-	0,002	-	0,000
Sector	-	0,059	-	0,017	-	0,004
Tipo de convenio	-	-0,001	-	-0,003	-	0,001
Tamaño	-	0,002	-	0,001	-	-0,001
Proporción de mujeres	-	-0,003	-	0,022	-	0,036
Residuos salariales relativos (3)	0,003	0,009	-0,014	-0,005	-0,006	0,002
Dispersión de los residuos salariales (4)	-0,001	-0,002	0,001	0,007	0,008	-0,011
Efectos fijos por establecimiento relativos (5)	0,024	-	0,047	-	0,051	-
Dispersión de los efectos fijos por establecimiento (6)	-0,017	-	-0,009	-	-0,001	-
Características (1)+(2)	-0,043	-0,041	-0,035	-0,012	-0,041	0,020
Factores inobservables (3)+(4)	0,002	0,007	-0,013	0,002	0,002	-0,009
Establecimiento de filiación (5)+(6)	0,007	-	0,038	-	0,050	-
Factores de género (1)+(3)+(5)	-0,005	-0,074	0,013	-0,030	0,021	-0,008
Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)	-0,029	0,040	-0,023	0,020	-0,010	0,019

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.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.

Las mujeres de cualificación alta y, especialmente, las de media, han mejorado su posición en la distribución de residuos salariales, lo cual ha favorecido sus salarios y reducido el diferencial por sexo en 0,006 y 0,014 puntos logarítmicos, respectivamente. Las mujeres de menor cualificación, en cambio, han padecido una ligera disminución de sus salarios medios a lo largo del período por este concepto. En sentido contrario, la dispersión de los residuos salariales se ha ampliado únicamente en el grupo de mayor cualificación, aumentando así el diferencial salarial de las mujeres altamente cualificadas. La suma de ambos factores permite comprobar que los factores inobservables han contribuido a reducir el diferencial salarial de las mujeres de cualificación media (-0,013 puntos), mientras que han ampliado ligeramente la brecha en los dos grupos extremos (0,002 puntos en ambos casos)¹⁷.

El proceso de creciente segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios se ha producido para todos los niveles de cualificación, pero con una mayor intensidad para los trabajadores de cualificación media y alta. Así, mientras que este fenómeno explica por sí solo un aumento del diferencial de 0,051 y 0,047 puntos logarítmicos en los grupos de cualificación elevada y media, lo hace en 0,024 puntos en los de cualificación baja. La fuerte acentuación de la segregación de las mujeres determina que los factores asociados al establecimiento hayan dado lugar conjuntamente a un aumento del diferencial en todos los grupos de cualificación, pese a haberse reducido sistemáticamente la dispersión salarial entre establecimientos en todos ellos. Ahora bien, este efecto es menos intenso en el grupo de cualificación baja (0,007 puntos), al combinarse un menor aumento de la segregación con una reducción más intensa de la dispersión salarial. En el otro extremo, la incidencia del establecimiento sobre el aumento del diferencial salarial es mucho más elevado en el grupo de mayor cualificación (0,050 puntos). En este grupo, la importancia de los factores asociados al establecimiento determina, de hecho, que su efecto cuantitativo sobre los salarios medios femeninos se imponga al efecto beneficioso derivado de la mejora de sus cualificaciones relativas. Por el contrario, en el caso de los trabajadores de cualificación baja la mejora de éstas y en el grupo de cualificación media el efecto conjunto de dicha mejora y de los cambios en los factores inobservables se imponen en ambos casos al efecto de los factores asociados al establecimiento. Este fenómeno es el que explica, en última instancia, la distinta evolución por niveles de cualificación del diferencial salarial.

El papel decisivo que tiene el establecimiento de filiación a la hora de explicar las diferencias en los cambios en el diferencial salarial por grupos de cualificación aconseja analizar también en este caso la incidencia de los atributos concretos de los establecimientos. Ello permite comprobar, por una parte, que los cambios en la estructura salarial por sectores y regiones han actuado en la dirección de ampliar el diferencial salarial por sexos en los tres grupos de cualificación, aunque con una intensidad desigual. Se constata, además, que el notable efecto de los fac-

(17) Este resultado contrasta con el hallazgo de Blau y Kahn (2006) en el sentido de que el diferencial salarial no explicado por las características observadas se incrementó para las mujeres comparativamente más cualificadas en Estados Unidos durante la década de los noventa. Dichos autores atribuyen esta circunstancia al avance laboral de las mujeres estadounidenses, que las sitúa en mayor medida en puestos de trabajo donde son susceptibles de experimentar un efecto “techo de cristal”.

tores asociados al establecimiento sobre el incremento de la brecha salarial de las mujeres de mayor cualificación (0,050 puntos logarítmicos) se basa en dos hechos diferenciales. El primero, que las mujeres cualificadas se ven crecientemente segregadas en sectores de bajos salarios (lo que aumenta su diferencial salarial en 0,010 puntos logarítmicos), mientras que las de menor cualificación parecen ir escapando de tales sectores (lo que ayuda a reducir su diferencial salarial en -0,043 puntos)¹⁸. El segundo, que la penalización salarial asociada a la presencia relativa de mujeres aumenta especialmente para las más cualificadas (el coeficiente estimado para esta variable es de -0,146 en 1995 y -0,267 en 2002), mientras que lo hace en menor medida para las de cualificación media (pasa de -0,205 y -0,256), y se mantiene prácticamente constante para las de cualificación baja (pasa de -0,171 a -0,166), con lo que este factor amplía en 0,036 puntos logarítmicos el diferencial salarial por sexos en el grupo de mayor cualificación y en 0,022 puntos en el grupo de cualificación media, mientras que lo reduce en -0,003 puntos en el grupo menos cualificado. Esta evidencia sugiere, en definitiva, que pese a mejorar sus características relativas y a encontrar unas retribuciones de mercado de las mismas más favorables, las mujeres de cualificación elevada no han logrado reducir su diferencial salarial frente a los hombres al topar con un “techo de cristal” sustentado por dos pilares: su creciente presencia en sectores de bajos salarios y el empeoramiento del salario relativo de los establecimientos con elevada presencia de mujeres.

3. CONCLUSIONES

El trabajo examina desde una perspectiva temporal las diferencias salariales por razón de sexo en el mercado laboral español mediante 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. Se trata de una metodología que permite cuantificar el efecto que diversos factores ejercen tanto sobre la magnitud del diferencial salarial entre hombres y mujeres como sobre los cambios que ha experimentado en el período 1995-2002.

Entre la evidencia empírica obtenida destaca, en primer lugar, el hallazgo de que el origen fundamental del diferencial salarial por razón de sexo radica en la influencia de los factores inobservables y del establecimiento de filiación de los trabajadores, siendo este último efecto, además, creciente en el tiempo. Asimismo, se observa que entre 1995 y 2002 los salarios relativos de las mujeres españo-

(18) Los datos de la Encuesta de Población Activa confirman que las mujeres más cualificadas han encontrado más oportunidades de empleo en sectores de bajos salarios. En este sentido, la reducción de la elevada concentración sectorial de las mujeres ocupadas con estudios universitarios (el índice de Gini disminuye de 0,83 en 1995 a 0,73 en 2002) se debe a una menor presencia relativa en sectores como educación, sanidad y administración pública (que representaban el 68,0% del empleo femenino universitario en 1995 y sólo el 47,2% en 2002) y al crecimiento más destacado del empleo femenino universitario en sectores comparativamente peor remunerados (a título de ejemplo, entre las ramas con mayor crecimiento de este tipo de empleo se encuentran personal doméstico, manufacturas diversas, industria textil y hostelería).

las han experimentado una exigua mejora, lo que se debe al efecto contrapuesto de diversos factores. De una parte, los cambios de la estructura salarial del mercado de trabajo español han resultado en general beneficiosos para las mujeres, puesto que sus salarios relativos se han beneficiado tanto de una remuneración general del capital humano más favorable para sus características productivas como de una reducción de la dispersión salarial. De otra, 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 también han actuado en el mismo sentido, contribuyendo a reducir las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Ahora bien, el efecto conjunto de todos estos factores ha resultado prácticamente contrarrestado por la acentuación con el paso del tiempo de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios (y, de forma más concreta, en establecimientos con una elevada proporción de mujeres y pertenecientes a sectores y regiones con menores retribuciones relativas). Esta evidencia sugiere que las mujeres españolas están “nadando contra la corriente” en su proceso de convergencia salarial con los hombres, aunque se trata de un fenómeno que, a diferencia de lo observado en otros países, no se deriva de cambios desfavorables de la estructura salarial, sino de su creciente segregación en establecimientos de bajos salarios. Este último proceso es, por otra parte, más pronunciado para las mujeres más cualificadas, las cuales han afrontado tradicionalmente una segregación menos intensa en establecimientos de bajos salarios, pero que han padecido un aumento significativo de la misma entre 1995 y 2002. El resultado de todo ello es que, de forma diferenciada con el resto de mujeres, este colectivo está ampliando la brecha salarial frente a los hombres, lo que acentúa su mayor discriminación relativa y, en definitiva, el efecto “techo de cristal” que sufren.

Son varias las implicaciones de política económica que se derivan de los resultados del trabajo. El hecho de que una porción significativa del diferencial salarial por razón de sexo se explique por factores inobservables implica que existen diferencias salariales significativas entre hombres y mujeres con las mismas características productivas observadas y que prestan sus servicios en el mismo establecimiento. Aunque el origen de las mismas no puede atribuirse con certeza a un fenómeno de discriminación, puesto que también pueden deberse a diferencias no observadas en las dotaciones de habilidad de hombres y mujeres, este resultado sugiere que parte de la estrategia encaminada a la reducción de la discriminación salarial de las mujeres en el mercado de trabajo español debería consistir tanto en reforzar las disposiciones normativas ya existentes que garantizan la no discriminación salarial por razón de sexo (tal y como establece el artículo 28 del Estatuto de los Trabajadores) como en establecer mecanismos que garanticen la aplicación efectiva de la normativa. En el primer aspecto pudieran experimentarse avances con la transposición de la Directiva 2002/73/CE del Parlamento Europeo y el Consejo Europeo, cuya finalidad es impulsar el fomento de la igualdad entre hombres y mujeres en el ámbito del empleo y la ausencia de todo tipo de discriminación de las mujeres, tanto directa como indirecta. En cuanto al segundo, la negociación colectiva constituye seguramente uno de los ámbitos de intervención especialmente propicio para abordar de manera integral las cuestiones relacionadas con la igualdad y la no discriminación entre hombres y mujeres (Consejo

Económico y Social, 2003b). Es cierto que ha habido ciertos progresos en esta dirección mediante el establecimiento por parte de los agentes sociales en el Acuerdo Interconfederal para la Negociación Colectiva de 2003 y años posteriores de diversos criterios generales para el tratamiento en los convenios colectivos de diversas materias relacionadas con la igualdad entre hombres y mujeres. Sin embargo, la ausencia de mecanismos de seguimiento del contenido de la negociación colectiva desde la perspectiva de género dificulta conocer con exactitud la evolución en este ámbito y el alcance real de las recomendaciones realizadas.

Con todo, cabe recordar que la evidencia obtenida revela que el principal origen de las diferencias salariales por razón de sexo en España es la segregación de las mujeres en establecimientos que pagan salarios relativos bajos y que se trata de un factor que incluso ha aumentado su protagonismo en el período analizado. Esta segregación puede estar motivada por diferencias en las preferencias relativas de hombres y mujeres en relación con las características de los puestos de trabajo y de las empresas, pero también por prácticas discriminatorias en la contratación por parte de los empleadores. En tal caso, la implantación de mecanismos que incentiven la contratación de las mujeres en establecimientos con remuneraciones elevadas (y que podrían abarcar mecanismos de garantía de igualdad en la contratación o, en una forma más extrema, medidas de discriminación positiva) pudiera constituir una vía para la reducción del diferencial salarial por razón de sexo, si bien su alcance podría también ser únicamente parcial.

Debe considerarse, por último, que la penalización salarial que sufren las mujeres por su segregación resulta especialmente notable a causa de que las diferencias salariales entre establecimientos son muy acusadas en España. Este fenómeno está fuertemente enraizado en características institucionales de nuestro mercado de trabajo, como el modelo de negociación colectiva, así como en los rasgos de la estructura productiva y de la especialización sectorial, circunstancia que implica que la estrategia para reducir las diferencias salariales entre hombres y mujeres no puede limitarse a la adopción de medidas específicas de género, sino que debe abarcar también rasgos generales del mercado de trabajo –e incluso del modelo de crecimiento–, lo que viene a constituir una dificultad añadida.

ANEXO

Cuadro A.1: Medias de las variables para hombres y mujeres y resultados de la regresión

	1995			2002				
	Media hombres	Media mujeres	Coef.	Error estándar	Media hombres	Media mujeres	Coef.	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	13.137	74.553	33.600	108.153	9.985
Efectos por establecimiento	-	-	0,734	-	-	-	0,681	-
R ² ajustado	-	-	-	-	-	-	-	-

Nota: La estimación de la ecuación salarial para cada año se ha realizado por efectos fijos y para la muestra conjunta de hombres y mujeres.
Fuente: Encuesta de Estructura Salarial.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980s: A Quantile Regression Approach", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI, n.º 2, págs. 253-272.
- 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*, ed. North-Holland.
- Aláez, R. y M. Ullibarri (2001): "Gender Wage Gap During the 1990-94 Economics Recession in Spain", *Atlantic Economic Journal*, vol. 29, n.º 1, págs. 64-74.
- 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, ed. North-Holland.
- Amuedo-Dorantes, C. y S. De la Rica (2006): "The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain", *Contributions to Economic Analysis & Policy*, vol. 5, n.º 1, págs. 1-32.
- Bayard, K., J. Hellerstein, D. Neumark y K. Troske (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n.º 4, págs. 887-922.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1992): "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons", *American Economic Review*, vol. 82, págs. 533-38.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1996): "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison", *Economica*, n.º 63, págs. S29-S62.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1997): "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n.º 1, págs. 1-42.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2000): "Gender Differences in Pay", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n.º 4, págs. 75-99.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2003): "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n.º 1, págs. 106-144.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2006): "The US Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence", IZA Discussion Paper No. 2176.
- Bover, O., S. Bentolila y M. Arellano (2002): "The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effect of skill, unemployment and union power", en D. Cohen, Th. Piketty y G. Sint-Paul (eds.): *The Economics of Rising Inequalities*, ed. Oxford University Press.
- Blinder, A.S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, n.º 8, págs. 436-455.
- Consejo Económico y Social (2003a): *Segundo Informe sobre la situación de las mujeres en la realidad sociolaboral española*, Informe 3/2003.
- Consejo Económico y Social (2003b): *La negociación colectiva como mecanismo de promoción de la igualdad entre hombres y mujeres*, Informe 2/2003.
- Datta Gupta, N., R. Oaxaca y N. Smith (2006): "Swimming Upstream, Floating Downstream: Comparing Women's Relative Wage Positions in the U.S. and the Denmark", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59, n.º 2, págs. 243-266.
- 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*, vol. XIX, n.º 3, págs. 395-414.
- De la Rica, S., J.J. Dolado y V. Llorens (2007): "Ceiling and Floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain", *Journal of Population Economics* (aceptado para publicación).
- Dolado, J.J., F. Felgueroso y J.F. Jimeno (2004): "Where do Women Work?: Analyzing Patterns in Occupational Segregation By Gender", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 71-72, págs. 293-315.

- Edin, P. y K. Richardson (2002): "Swimming with the Tide: Solidary Wage Policy and the Gender Earnings Gap", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, n.º 1, págs. 49-67.
- European Industrial Relations Observatory (2002): "Industrial relations in the EU Member States and candidate countries", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- 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., P.J. Hernández y A. López (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics*, vol. 26, n.º 1, págs. 149-168.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2004): "More on identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n.º 4, págs. 1034-1036.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2005): "Gender Wage Discrimination at Quantiles", *Journal of Population Economics*, vol. 18, n.º 1, págs. 165-179.
- Gartner, H. y G. Stephan (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, n.º 4, págs. 350-381.
- Haisken-DeNew, J.P. y C. Schmidt (1997), "Interindustry and Interregion Differentials: Mechanics and Interpretation", *Review of Economics and Statistics*, n.º 79, págs. 516-521.
- Haltiwanger, J.C., J. Lane, T.R. Spletzer, J.J. Theeuwes y K. Troske (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, vol. 46, n.º 6, págs. 1251-1271.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, n.º 1, págs. 153-161.
- Izquierdo, M. y A. Lacuesta (2006): "Wage inequality in Spain: Recent developments", Documento de Trabajo del Banco de España N.º 0615.
- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1991): "Accounting for the Slowdown in Black-White Convergence", en M. Osters (ed.) *Workers and Their Wages*, ed. American Enterprise Institute Press.
- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1993): "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, n.º 31, págs. 410-442.
- Katz, L.F. y D.H. Autor (1999): "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.): *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Kidd, M.P. y M. Shannon (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*, n.º 33, págs. 929-936.
- Neumark, D. (1988): "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, n.º 23, págs. 279-295.
- Oaxaca, R. (1973): "Male-Female Wage Differentials in Urban labor Markets", *International Economic Review*, vol.14, n.º 3, págs. 139-148.
- Oaxaca, R. y M. Ramson (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, n.º 61, págs. 5-22.
- Oaxaca, R. y M. Ramson (1999): "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n.º 1, págs. 154-157.
- OCDE (2002): *Employment Outlook 2002*.
- OCDE (2004): *Employment Outlook 2004*.

- Palacio, J.I. y H. Simón (2004): “Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. XII, n.º 36, págs. 47-81.
- Palacio, J.I. y H. Simón (2006): “Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España”, *Estadística Española*, n.º 183, 493-524.
- Raymond, J.L. y J.L. Roig (2006): “La dotación de capital humano en la economía española”, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, n.º 829, págs. 67-91.
- Simón, H. (2006): “Diferencias salariales entre hombres y mujeres: un análisis comparado del caso español con datos emparejados empresa-trabajador”, *Investigaciones Económicas*, vol. 30, n.º 1, págs. 55-87.
- Simón, H. (2005): “Employer Wage Differentials from an International Perspective”, *Economics Letters*, vol. 88, n.º 2, págs. 284-288.
- Sorensen, E. (1990): “The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue: A Survey and New Results”, *Journal of Human Resources*, vol. 25, n.º 81, págs. 55-89.
- Suen, W.C. (1997): “Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill or Statistical Artifact”, *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n.º 1, págs. 555-566.
- Torres, V. (2002): “Dispersión salarial y cambio tecnológico en la industria española”, *Investigaciones Económicas*, vol. XXVI, n.º 3, págs. 551-571.
- Ugidos, A. (1997a): “Gender wage discrimination in the Spanish labor market”, *Revista Española de Economía*, vol. 14, n.º 1, págs. 1-19.
- Ugidos, A. (1997b): “Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado”, *ICE. Revista de Economía*, n.º 760, págs. 61-75.
- Weichselbaumer, D. y R. Winter-Ebmer (2005): “A meta-analysis of the international gender wage gap”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 13, n.º 3, págs. 479-511.

Fecha de recepción del original: marzo, 2006
Versión final: febrero, 2007

ABSTRACT

This study examines the determinants of the gender gap in earnings and its evolution between 1995 and 2002. We use an extension of the decomposition methodology of Juhn *et al.* (1991, 1993) adapted to matched employer-employee data drawn from the *Encuesta de Estructura Salarial*. Our analysis reveals that female segregation in low-paying firms and unobservable factors are outstanding origins of the gap in the Spanish labour market. It is also observed that, although better relative qualifications of females have tended, together with other factors, to reduce the gap, its positive effect on female relative wages has been almost completely offset by that of a higher female segregation into low-wage firms. Finally, it is also of concern that the intensification of this type of segregation has been particularly significant for high-skilled women and that, as a consequence, their gender gap in earnings has increased over time.

Key words: Gender gap in earnings, matched employer-employee data, Juhn-Murphy-Pierce decomposition.

JEL classification: J16, J70.