

## VIII Encuentros de Economía Aplicada

Murcia, 16, 17 y 18 de Junio de 2005

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

Hipólito Simón

*Universidad de Alicante*

Raúl Ramos

*AQR-Universidad de Barcelona*

Esteban Sanromá

*IEB-Universidad de Barcelona*

#### Resumen

El trabajo analiza la evolución del diferencial salarial por razón de sexo en España mediante una extensión de la metodología propuesta por Juhn et al. (1991, 1993) que permite aprovechar los datos emparejados empresa-trabajador de los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y 2002. La evidencia obtenida revela los motivos de la escasa mejora que los salarios relativos de las mujeres españolas han experimentado en el período analizado. Los cambios en la estructura salarial han reducido el diferencial salarial por razón de sexo, pero su impacto ha resultado en buena medida contrarrestado por el efecto de los factores de género, que han tendido a aumentarlo. Este efecto neto de los factores de género viene determinado fundamentalmente, a su vez, por una segregación más acentuada de las mujeres en establecimientos de bajos salarios, que se impone a los efectos derivados del acercamiento de las características productivas de hombres y mujeres y de la mejora de la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales.

**Palabras clave:** Diferencias salariales por sexo, estructura salarial, descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce.

**Códigos JEL:** J16, J31, J70.

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

## **1. Introducción**

Está ampliamente documentado que la estructura salarial de los países desarrollados no se mantiene constante en el tiempo, sino que tiende a experimentar cambios. En países como Estados Unidos y el Reino Unido, donde el mecanismo de determinación salarial es más competitivo y permite una mayor influencia de las fuerzas de mercado sobre los salarios, se ha producido en las últimas décadas un aumento de la dispersión salarial. En los países de Europa continental, donde la negociación colectiva es prevalente y se suele desarrollar con cierto grado de centralización, a nivel sectorial y/o nacional, la dispersión de la estructura salarial ha tendido, por el contrario, a mantenerse, y en algunos casos, a reducirse (OCDE, 2004). Entre los efectos que se derivan de los cambios registrados a lo largo del tiempo por la estructura salarial destaca el ejercido en la magnitud del diferencial salarial entre hombres y mujeres. La asociación que se da en la práctica entre la dispersión de la estructura salarial de un país y el diferencial salarial por razón de sexo se explica fundamentalmente porque en promedio las mujeres ocupan en la estructura salarial posiciones sistemáticamente inferiores a las de los varones. Debido a dicha ubicación en el segmento inferior de la estructura salarial, la desigualdad salarial determina la magnitud de la penalización salarial asociada a dicha posición. La asociación que se produce entre ambos factores se observa claramente en las comparaciones internacionales, en la medida en que los países con estructuras salariales comparativamente más dispersas tienden a tener mayores diferenciales salariales entre hombres y mujeres, hasta el punto de que en la práctica éste es un importante factor explicativo de la heterogeneidad internacional en la magnitud de dicho diferencial (véanse Blau y Kahn, 1992, 1996, 2003 y Simón y Russell, 2004). Una creciente evidencia empírica confirma que entre ambos factores se produce asimismo una asociación dinámica. Así, mientras que en países como Estados Unidos el aumento de la dispersión de la estructura salarial a lo largo del tiempo ha actuado en contra de los salarios femeninos relativos (Blau y Kahn, 1997), en países como Suecia o Australia, donde se ha mantenido o reducido la compresión de la estructura salarial, se da la circunstancia contraria (Edin y Richardson, 2002 y Kidd y Shannon, 2001). En otro orden de cosas, las cualificaciones relativas de las mujeres han experimentado por lo general una mejora frente a los varones, de modo que este factor ha tendido a actuar de forma beneficiosa sobre sus salarios (OCDE, 2002). El resultado conjunto de ambos fenómenos es, en suma, que si bien el diferencial salarial por razón de sexo se ha

reducido en prácticamente todos los países desarrollados en las últimas décadas (OCDE, 2002), en algunos países la mejora en el tratamiento salarial de las mujeres derivada de sus cualificaciones ha resultado parcialmente contrarrestada por los efectos perniciosos para sus salarios relativos motivados por los aumentos en la dispersión salarial, por lo que las mujeres han tenido que “nadar contra la corriente” (Blau y Kahn, 1997).

El propósito de este trabajo es analizar la tendencia temporal del diferencial salarial por razón de sexo en el mercado de trabajo español y su vinculación con los cambios experimentados por la estructura salarial. Se trata de una cuestión que, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, ha sido abordada de forma previa para el caso español por Álaez y Ullibarri (2001). Dichos autores analizan la evolución del diferencial salarial por razón de sexo entre 1990 y 1994 aplicando la descomposición de Oaxaca-Blinder a los microdatos de la Encuesta de Conciencia, Estructura y Biografía de Clase de 1991 y del Panel de Hogares de 1996. Sus resultados muestran que durante la recesión se produce una reducción en la contribución de las diferencias no explicadas que atribuyen a la pérdida de puestos de trabajo en el sector industrial. Con un carácter más general, a pesar de la amplia atención que ha recibido en la literatura internacional la evolución en el tiempo de la estructura salarial, sus causas y las consecuencias que tiene sobre el funcionamiento del mercado de trabajo, se trata de un fenómeno sobre el que no existen apenas estudios para el caso español<sup>1</sup>, lo que se explica en buena medida por la carencia de bases de datos microeconómicos con una adecuada perspectiva temporal e información exhaustiva y rigurosa sobre ganancias salariales y características individuales y de los puestos de trabajo de los asalariados. Ello implica que la evolución de la desigualdad salarial es un aspecto del mercado de trabajo español poco conocido y sobre el que sólo se tiene una idea imprecisa (Jimeno, Izquierdo y Hernanz, 2001 y Ayala et al., 1998), de modo que no existe evidencia concluyente ni consenso sobre la tendencias que presenta la dispersión salarial en España en la década de los noventa. Por otra parte, con la incorporación de las cohortes de mujeres más jóvenes al mercado de trabajo, las mujeres ocupadas españolas han mejorado de una forma notable sus niveles educativos relativos en los últimos años, muy especialmente en el caso de la educación universitaria

---

<sup>1</sup> Entre las principales excepciones cabe destacar las investigaciones de Bover, Bentolila y Arellano (2000) y Jimeno y Toharia (1994), en ambos casos centradas a la década de los ochenta y empleando, respectivamente, datos administrativos de la Seguridad Social y de la *Encuesta de Salarios*; las de Abadie (1997), Ayala e Iriando (2000) y Puhani (2002), también centradas en los ochenta, que usan las *Encuestas de Presupuestos Familiares* y la de Torres (2002), que emplea datos de la *Encuesta Industrial* para el período 1980-1992. En todos los casos los datos empleados presentan importantes carencias en la información que proporcionan sobre salarios y no cubren la década de los noventa. Ayala et al. (1998) utilizan información salarial de registros tributarios y constatan un aumento de la desigualdad salarial entre 1992 y 1995, aunque esta fuente estadística también presenta importantes limitaciones.

(Consejo Económico y Social, 2003). A lo largo del trabajo se analiza en qué medida esta mejora relativa de las dotaciones de capital humano de las mujeres ha actuado aproximando sus salarios a los de los hombres, y si dicho efecto ha resultado acompañado por los derivados de los cambios en la estructura salarial.

Son dos las cuestiones principales que se examinan en el trabajo. La primera es el sentido de los cambios experimentados por la estructura salarial española, entre ellos la tendencia de la dispersión salarial y si la misma se amoldan al “patrón” de Europa continental o, por el contrario, al de países anglosajones como Estados Unidos o el Reino Unido. La segunda es en qué medida tales cambios han afectado a los salarios femeninos y, en consecuencia, si las mujeres españolas han tenido que “nadar” a favor o contra la corriente. Los datos microeconómicos empleados en el análisis empírico provienen de la *Encuesta de Estructura Salarial* del Instituto Nacional de Estadística para 1995 y 2002. Como es sabido, esta base de datos incluye información emparejada de los individuos y de las empresas en las que trabajan y es, por lo tanto, muy apropiada para el análisis empírico de los mecanismos de determinación salarial (véanse Abowd y Kramarz, 1999 y Haltinwanger et al., 1991). La metodología de análisis se basa en la descomposición salarial propuesta por Juhn et al. (1991, 1993), la cual permite separar la influencia que sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres ejercen, alternativamente, la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo y los factores específicos de género. En el trabajo se emplea una extensión de dicha técnica, que permite aprovechar la naturaleza emparejada de los microdatos y, en suma, profundizar en el origen del diferencial salarial entre hombres y mujeres.

En España el fenómeno de discriminación salarial por razón de género ha sido ampliamente documentado por diversos estudios. Además de los resultados ya citados correspondientes al trabajo de Álaez y Ullibarri (2001), los principales hallazgos empíricos de esta literatura se resumen brevemente a continuación. El primero consiste en que el diferencial de salarios medios entre hombres y mujeres no resulta suficientemente explicado por las diferencias en las dotaciones de características productivas de ambos colectivos, de modo que el grueso del mismo se debe a diferencias en los rendimientos de las características (Ugidos, 1997a y De la Rica y Ugidos, 1995), esto es, al componente “no explicado” de la descomposición salarial de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973, Blinder, 1973). El segundo es que las mujeres españolas tienden a estar empleadas en ocupaciones y establecimientos que pagan salarios comparativamente bajos, de modo que una porción significativa del diferencial salarial por razón de sexo se debe en la práctica a la segregación laboral de las mujeres en segmentos del mercado de trabajo mal remunerados (De la Rica, 2003, Palacio y Simón, 2003

y Hernández, 1995). El tercero es que el grado de discriminación laboral que sufren las mujeres españolas más cualificadas es especialmente elevado, en la medida en que las diferencias salariales entre hombres y mujeres tienden a crecer a lo largo de la distribución individual de salarios (Gardeazábal y Ugidos, 2001 y García et al., 2001). Por último, cabe destacar que según las comparaciones internacionales el diferencial salarial por razón de sexo es en España elevado en relación con otros países europeos y esta circunstancia presenta una fuerte relación con ciertas características de la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español, pues la elevada dispersión de la estructura salarial que se da en España penaliza en mayor medida los salarios de las mujeres, mientras que la manera en la que se remunera de forma general el capital humano en el mercado de trabajo español resulta también perjudicial para sus salarios relativos (Simón, 2004).

La estructura del trabajo es la siguiente. En la segunda sección se describe la base de datos y se presenta evidencia descriptiva sobre la evolución de la magnitud de las diferencias salariales por razón de sexo y la dispersión de la estructura salarial en el período examinado. En la tercera se detalla la extensión de la metodología de descomposición salarial de Juhn et al. (1991, 1993) y las principales consideraciones metodológicas relacionadas con su uso. En la cuarta se presentan los resultados empíricos de la descomposición de los cambios experimentados por el diferencial salarial entre hombres y mujeres. Finalmente, en el apartado de conclusiones se comentan los principales hallazgos del trabajo.

## **2. Datos y evidencia descriptiva**

Los microdatos utilizados en este trabajo provienen de la *Encuesta de Estructura Salarial* para 1995 y 2002 (desde aquí EES). Se trata de una encuesta realizada por el Instituto Nacional de Estadística en el marco de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial*, una acción estadística mediante la cual los países de la Unión Europea realizan encuestas sobre salarios conforme a una metodología común establecida por Eurostat. El diseño de la EES corresponde a un amplio muestreo en dos etapas de trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social (en torno a 185.000 en 1995 y 200.000 en 2002). La EES abarca a los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos (la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler, y los servicios empresariales –en el caso de la EES 2002 adicionalmente la sanidad y la educación y otras actividades sociales) a

excepción de la agricultura, las administraciones públicas y, en el caso de la EES 1995 la sanidad y la educación y otras actividades sociales. La encuesta no cubre ninguno de los años el sector público, en el que las diferencias salariales entre hombres y mujeres tienden a ser en España menores que en el conjunto de la economía (Ugidos, 1997b), de modo que muy posiblemente sobreestima dicho diferencial para el conjunto de la economía. En otro orden de cosas, la ausencia de información sobre trabajadores no ocupados y de restricciones de exclusión apropiadas en la muestra de la ESES 1995 impide la aplicación con los datos disponibles de las técnicas habituales de corrección del sesgo de selección *à la* Heckman (Heckman, 1979).

La EES incluye varias observaciones para cada empleador, lo que dota a sus datos de una naturaleza de datos *emparejados* empresa-trabajador. Esta circunstancia es especialmente recomendable para el desarrollo de análisis sobre determinación salarial, en la medida en que permite considerar ampliamente la influencia de los factores relacionados con la demanda de trabajo. La EES contiene una variada información sobre los trabajadores (salario, sexo, edad, educación, antigüedad, ocupación, tipo de contrato y tipo de jornada; en la EES 2002 también nacionalidad y si el trabajador realiza tareas de supervisión) y sobre sus empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región de ubicación). A su vez, pueden calcularse variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra. Con el fin de permitir una correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas empleadas en el análisis (vid. infra), se han filtrado aquellos establecimientos con menos de dos observaciones. También se han eliminado del análisis aquellas observaciones con información perdida en las principales variables de interés y se han filtrado los trabajadores con contrato de aprendizaje en 1995. Las muestras finales resultantes tienen un tamaño de 156.266 observaciones para 1995 y 126.489 observaciones para 2002. El número de observaciones de la EES 2002 correspondiente a los sectores cubiertos por la EES 1995 es, por su parte, de 108.153.

El concepto salarial empleado es el logaritmo del salario bruto por hora, calculado como el salario anual dividido por el número de horas trabajadas en el año. Este concepto salarial presenta la misma definición para los dos años y cubre comisiones, dietas, pluses por trabajo nocturnos y en fines de semana y en general cualquier tipo de pago por parte de las empresas, incluyendo pluses de periodicidad no mensual (como vacaciones pagadas, pagas extraordinarias o pluses anuales por incentivos). El mismo no incluye el pago de horas extraordinarias.

Los paneles superiores del cuadro 1 contienen información sobre el diferencial salarial por razón de sexo y la dispersión de la estructura salarial en 1995 y 2002. Según los datos de la EES en España la magnitud del diferencial salarial entre hombres y mujeres era de 0,269 puntos logarítmicos a favor de los varones<sup>2</sup> en 1995 y, con una cobertura sectorial de la muestra similar, de 0,258 puntos en 2002, de modo que ha experimentado únicamente una ligera reducción de 0,011 punto logarítmico. Por otra parte, cabe destacar que la estructura salarial ha reducido su dispersión, independientemente del índice de dispersión empleado en su cálculo<sup>3</sup>. Esta evidencia descriptiva sugiere, de entrada, que la reducción a lo largo del tiempo del diferencial salarial por sexo en el mercado de trabajo español ha resultado alentado por los cambios experimentados por la estructura salarial. Esta cuestión es objeto de un análisis detallado en la siguiente sección del trabajo.

### **3. La descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce**

La metodología estándar de descomposición salarial de Oaxaca-Blinder permite descomponer la diferencia en los salarios medios de hombres y mujeres en una parte explicada por las diferencias en las características productivas de ambos colectivos y en otra parte originada por diferencias en la estructura del modelo, y por lo tanto no explicada por el mismo, que es considerada habitualmente como una estimación de la discriminación salarial por género en el mercado de trabajo. La técnica de descomposición salarial desarrollada por Juhn et al. (1991, 1993) supone un importante avance en relación a aquella, en la medida en que incorpora factores adicionales en la explicación del diferencial salarial por sexo, una circunstancia que facilita un contraste detallado de los motivos que influyen en la evolución temporal del diferencial salarial por sexo. En este trabajo se procede a descomponer los cambios experimentados por el diferencial salarial entre hombres y mujeres entre 1995 y 2002 a partir de una extensión de la metodología de Juhn et al. (1991, 1993) -desde ahora descomposición de Juhn-Murphy-Pierce. En el resto de la sección se describe esta descomposición, así como las consideraciones metodológicas de relevancia relacionadas con su uso.

---

<sup>2</sup> La diferencia porcentual se calcula como  $(e^D - 1) \times 100$ , donde D es la diferencia en puntos logarítmicos.

<sup>3</sup> En el cálculo de los índices de dispersión salarial se ha supuesto que las observaciones de cada muestra son observaciones independientes no idénticamente distribuidas, por lo que en dicho cálculo se ha corregido por la probabilidad de inclusión de cada observación en la muestra. El hecho de que la EES presente un diseño complejo, con un muestreo estratificado, no afecta a la estimación de estas medidas de dispersión, aunque sí a sus errores estándar (García, 2003).

En la descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce la ecuación salarial para los varones en España en el año 1995 toma la forma de una ecuación semilogarítmica minceriana (Mincer, 1974):

$$w_{1995}^h = X_{1995}^h \mathbf{b}_{1995}^h + \mathbf{s}_{1995}^h \mathbf{q}_{1995}^h \quad \text{donde } \mathbf{q}_{1995}^h \sim (0,1) \quad (1)$$

El superíndice  $h$  corresponde a los varones;  $w_{1995}^h$  denota el logaritmo del salario por hora de los varones;  $X_{1995}^h$  es un vector de características productivas (descritas más adelante);  $\mathbf{b}_{1995}^h$  es un vector de coeficientes;  $\mathbf{s}_{1995}^h$  es la desviación estándar de los residuos salariales de los varones y  $\mathbf{q}_{1995}^m$  es el residuo estandarizado de los varones con media cero y varianza uno.

Suponiendo que las características observadas de las mujeres son remuneradas de forma similar a los varones, esto es, que la estructura salarial masculina es la correspondiente a un escenario de ausencia de discriminación<sup>4</sup>, la ecuación de los salarios contrafactuales de las mujeres toma la siguiente forma:

$$w_{1995}^m = X_{1995}^m \mathbf{b}_{1995}^h + \mathbf{s}_{1995}^m \mathbf{q}_{1995}^h \quad (2)$$

Donde el superíndice  $m$  corresponde a las mujeres;  $w_{1995}^m$  es el logaritmo del salario por hora de las mujeres;  $X_{1995}^m$  es un vector de características productivas;  $\mathbf{b}_{1995}^h$  es el vector de coeficientes estimados para los varones mediante mínimos cuadrados ordinarios;  $\mathbf{s}_{1995}^h$  es la desviación estándar de los residuos de la ecuación salarial de los varones y  $\mathbf{q}_{1995}^m$  es el residuo estandarizado promedio de las mujeres (bajo el supuesto de que reciben el mismo tratamiento que los varones en el mercado de trabajo en relación con sus características observadas). Este residuo hipotético se calcula como la diferencia entre el salario realmente observado y el salario predicho de las mujeres a partir de los parámetros de la ecuación salarial de los varones. Por su origen, el promedio del residuo femenino estandarizado, a diferencia del correspondiente al residuo estandarizado de los varones, no presenta media cero. Los valores del residuo salarial femenino vienen determinados por todos los factores inobservables que influyen en los salarios, tales como los niveles de habilidad inobservada o el impacto de la discriminación laboral.

---

<sup>4</sup> La descomposición de Juhn-Murphy-Pierce se basa en el supuesto de que en ausencia de discriminación laboral la estructura salarial de los varones es también la correspondiente a las mujeres. La elección de la estructura salarial masculina no es, sin embargo, necesariamente obvia, pues la presencia de discriminación salarial puede afectar tanto a los hombres como a las mujeres (véanse, por ejemplo, Cotton, 1988, Neumark, 1988 y Oaxaca y Ransom, 1994).

Por las propiedades del estimador de mínimos cuadrados ordinarios, la diferencia en el salario por hora medio de hombres y mujeres en 1995 se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} D_{1995} &= w_{1995}^h - w_{1995}^m = (X_{1995}^h - X_{1995}^m) \mathbf{b}_{1995}^h + (\mathbf{q}_{1995}^h - \mathbf{q}_{1995}^m) \mathbf{s}_{1995}^h = \\ &= \Delta X_{1995} \mathbf{b}_{1995}^h + \Delta \mathbf{q}_{1995} \mathbf{s}_{1995}^h \end{aligned} \quad (3)$$

Donde el operador  $D$  indica la diferencia entre hombres y mujeres en el promedio de la variable a la que precede. El primer término del lado derecho de la ecuación coincide con el componente explicado en la descomposición de Oaxaca-Blinder y corresponde a una estimación de la parte de la diferencia salarial por género atribuible a diferencias en las características observadas promedio de hombres y mujeres. La diferencia entre la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce y la de Oaxaca-Blinder radica en el segundo término. Éste mide la parte del diferencial que no puede ser explicada por las dotaciones de características observadas, y que se expresa como el producto de las diferencias por sexo en la posición en la distribución de los residuos salariales por el valor monetario por unidad de diferencia en el residuo estandarizado,  $\mathbf{s}_{1995}^h$ . De esta forma, la diferencia salarial no explicada con la técnica de Oaxaca-Blinder se descompone adicionalmente en una parte atribuible a la posición relativa de hombres y mujeres en la distribución de los residuos salariales y en otra parte debida a la magnitud de la dispersión salarial. Las premisas son que una distinta incidencia de los factores inobservables sobre los salarios de hombres y mujeres se identifica a través de sus posiciones relativas en la distribución residual, mientras que la dispersión de la estructura salarial determina la magnitud de la penalización asociada a las diferencias que se dan en la posición en la estructura salarial.

El cambio experimentado por el diferencial salarial por género entre 2002 y 1995 puede expresarse finalmente como:

$$\begin{aligned} D_{2002} - D_{1995} &= (\Delta X_{2002} - \Delta X_{1995}) \mathbf{b}_{2002}^h + \Delta X_{1995} (\mathbf{b}_{2002}^h - \mathbf{b}_{1995}^h) + \\ &+ (\Delta \mathbf{q}_{2002} - \Delta \mathbf{q}_{1995}) \mathbf{s}_{2002}^h + \Delta \mathbf{q}_{1995} (\mathbf{s}_{2002}^h - \mathbf{s}_{1995}^h) \end{aligned} \quad (4)$$

La modificación del diferencial salarial por sexo  $D$  entre 2002 y 1995 puede ser debida a cuatro factores distintos. El primer término de la descomposición captura el efecto de las modificaciones en las características observadas de hombres y mujeres. El segundo término recoge la influencia de los cambios en los precios de las características productivas. El tercer término mide el impacto de las modificaciones en la posición relativa que ocupan hombres y mujeres en la estructura salarial tras controlar el efecto de las características observadas. El cuarto término refleja la contribución de los cambios en la dispersión salarial, medida a través

de la desviación estándar de los residuos salariales de los hombres. Si los cambios experimentados por la desigualdad de los residuos salariales de los hombres correspondiesen sin ningún género de dudas a modificaciones en la remuneración que el mercado otorga a las habilidades productivas inobservadas este componente reflejaría un efecto de precios relativos. Esta circunstancia es, sin embargo, poco plausible, pues los cambios en la distribución de los residuos salariales masculinos pueden deberse también a factores como la presencia de errores de medida en las variables explicativas, la omisión de controles relevantes en la ecuación salarial o la existencia de heterogeneidad en la distribución de las habilidades inobservadas de los hombres.

Los componentes de la metodología de descomposición de Juhn-Murphy-Pierce se pueden dividir entre los que tienen un carácter específico de género y los que capturan efectos asociados a características de la estructura salarial. Así, el primer y el tercer componente de la ecuación (4) recogen el efecto de las diferencias entre años en la dotación de características observadas y en la influencia de los factores inobservables, por lo que reflejan diferencias en las características y el tratamiento salarial relativo de hombres y mujeres (y, por lo tanto, la influencia de factores específicos de género). En contraste, el segundo y cuarto componente de la ecuación (4) reflejan la influencia de las diferencias en la remuneración de las características observadas y de la desviación estándar de los residuos salariales masculinos, esto es, de las diferencias en ciertas características de la estructura salarial subyacente en cada momento. De esta forma, la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce permite distinguir en el análisis entre la influencia global de la estructura salarial (capturada por la suma del segundo y cuarto componente) y la originada en las posibles deficiencias relativas de las mujeres (lo que corresponde a la suma del primer y tercer componente).

Tal y como se señalaba en la introducción, en el mercado de trabajo español se da una significativa segregación laboral por razón de género por ocupación y establecimiento (Dolado et al., 2001, De la Rica, 2003 y Palacio y Simón, 2003). La segregación de las mujeres en estructuras laborales mal remuneradas puede estar motivada por sus preferencias relativas en relación con las características de los puestos de trabajo o también por la presencia de discriminación en la contratación de este colectivo por parte de los empleadores. En este último caso, si se incluyesen en la ecuación salarial variables ficticias por ocupación, estos controles no estarían capturando diferenciales salariales competitivos asociados a diferencias de productividad o de carácter compensatorio, sino que serían de por sí el resultado de procesos discriminatorios. En buena medida por este motivo, la elección de las variables de control en las ecuaciones salariales es una cuestión controvertida en la literatura

cuando se desarrollan descomposiciones salariales, y no existe consenso en la práctica sobre qué variables explicativas deben ser incluidas. En este trabajo se ha optado por desarrollar la descomposición salarial con especificaciones alternativas de la ecuación salarial que incluyen como controles tanto características individuales que aproximan el capital humano de los trabajadores como controles relacionados con las características de los puestos de trabajo. Así pues, en una especificación se incluyen únicamente los controles individuales relativos al nivel de educación general del individuo (distinguiendo diez niveles distintos de titulación), los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo y su forma cuadrática y los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática. La experiencia potencial se mide como la edad del individuo menos la edad de entrada en el mercado de trabajo después de abandonar la educación a tiempo completo. El uso de una aproximación de la experiencia laboral en lugar de la experiencia real en el mercado de trabajo se debe a que no se dispone de información en la EES sobre esta última variable, así como tampoco de información adicional que permita imputarla. En una segunda especificación se añaden las características de los puestos de trabajo en relación al tipo de contrato (indefinido o de duración determinada) y el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial)<sup>5</sup>. Por último, a las variables ya citadas se añaden también variables ficticias para las ocupaciones (distinguiendo siete ocupaciones).

En lo que se refiere al efecto de los establecimientos en la evolución de la discriminación salarial, hay que tener en cuenta que la Encuesta de Estructural Salarial para 1995 y 2002 no permite identificar a qué establecimiento concreto pertenece a cada una de las dos oleadas, y que, por tanto, la única manera de tener en cuenta la contribución de los establecimientos consiste en introducir efectos fijos por establecimiento siguiendo la propuesta de Gartner y Stephan (2004). En concreto, dichos autores proponen ampliar la ecuación (1) correspondiente a los datos de 1995 y su equivalente para 2002 con un conjunto de efectos fijos por establecimiento, de manera que la ecuación (4) podría expresarse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 D_{2002} - D_{1995} = & (\Delta X_{2002} - \Delta X_{1995}) \mathbf{b}_{2002}^h + \Delta X_{1995} (\mathbf{b}_{2002}^h - \mathbf{b}_{1995}^h) + \\
 & + (\Delta \mathbf{a}_{2002} - \Delta \mathbf{a}_{1995}) \mathbf{t}_{2002} + \Delta \mathbf{t}_{1995} (\mathbf{a}_{2002} - \mathbf{a}_{1995}) + \\
 & + (\Delta \mathbf{q}_{2002} - \Delta \mathbf{q}_{1995}) \mathbf{s}_{2002} + \Delta \mathbf{q}_{1995} (\mathbf{s}_{2002} - \mathbf{s}_{1995})
 \end{aligned} \tag{5}$$

Dónde de manera similar a la ecuación (4), el primer término se corresponde con la evolución temporal de las características observadas; el segundo a las diferencias en los

---

<sup>5</sup> 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.

precios de las características observadas; el tercer término se corresponde con la posición relativa en la distribución de efectos fijos por establecimiento; el cuarto con la dispersión de los efectos fijos por establecimiento; el quinto con la posición en la distribución de los residuos salariales y, por último, el sexto con la dispersión de los residuos salariales. Así pues, la importancia relativa del tercer y cuarto término permitirán valorar el efecto de los establecimientos en la evolución de la discriminación salarial en España entre 1995 y 2002.

Un último aspecto a destacar es que en vez de estimar las ecuaciones salariales necesarias para llevar a cabo la descomposición únicamente con las observaciones referidas a los hombres, se ha preferido utilizar la información referida tanto a hombres como a mujeres, siguiendo la propuesta de Datta Gupta et al. (2003). Se ha preferido adoptar esta aproximación por dos motivos: el primero es que al utilizar la información de todos los participantes en el mercado de trabajo, los precios estimados serían los que deberían prevalecer en ausencia de discriminación; y, el segundo, es que existen ventajas computacionales en esta aproximación, dado que no es necesario llevar a cabo la asignación de percentiles habitual en la descomposición original propuesta por Juhn et al. (1991, 1993).

#### **4. Resultados empíricos**

El cuadro 2 contiene información de carácter descriptivo sobre la descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce para 1995 y 2002. Esta información incluye el diferencial del logaritmo del salario por hora de hombres y mujeres, la posición promedio de ambos colectivos en la distribución de efectos fijos por establecimiento estandarizados, la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento estandarizados, la posición promedio de ambos colectivos en la distribución de residuos salariales y la desviación estándar de los residuos salariales. En general, los comentarios de esta sección se centran en los resultados obtenidos con la especificación de la ecuación salarial en la que se incluyen únicamente variables de capital humano junto a los efectos fijos por establecimiento.

Conforme puede observarse, las mujeres ocupan sistemáticamente una posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento estandarizados claramente inferior a la de los varones. Este resultado confirma que las mujeres españolas tienden a estar ubicadas en establecimientos de bajos salarios relativos, y concuerda con los resultados de De la Rica (2003) y Palacio y Simón (2003). Con todo, destaca el hecho de que entre 1995 y 2002 la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos se acentúa, pues empeoran su posición en la distribución de efectos por establecimiento, pasando del percentil

44 de la distribución en 1995 al 43 en 2002. Esto se produce en claro contraste con lo experimentado por los hombres, que pasan del percentil 55 al 58. Alternativamente, las mujeres se situaban en promedio en el percentil 34 de la distribución de residuos salariales en 1995 y en el percentil 37 en 2002, mientras que los varones ocupaban en ambos años el percentil 60. Este resultado muestra, por una parte, que los factores inobservables al modelo de determinación salarial (entre los que se encuentran las dotaciones de habilidad inobservada y la discriminación laboral), son claramente desfavorables para los salarios de las mujeres y, por otra, que con el transcurso del tiempo se han producido cambios que han permitido a las mujeres subir posiciones en la distribución de residuos salariales.

La dispersión de los efectos fijos entre establecimientos se reduce notablemente entre 1995 y 2002, pasando de una desviación estándar de 0,344 a otra de 0,315. Esta reducción contrasta con el práctico mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales (cuya desviación estándar es de 0,262 en 1995 y de 0,263 en 2002) y sugiere que la reducción experimentada por la dispersión de los salarios individuales en ese período viene ocasionada en buena medida por una reducción de las diferencias salariales entre establecimientos. Este resultado es coherente, por otra parte, con la acentuada importancia que las diferencias salariales entre establecimientos tienen en la determinación de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español (Palacio y Simón, 2004 y Simón y Russell, 2004).

Los resultados de la aplicación de la extensión de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce al cambio experimentado por el diferencial salarial por razón de sexo aparecen en el cuadro 3<sup>6</sup>. La evidencia corresponde al contrafactual en el que se emplean como referencias en la ecuación (5) la estructura salarial de 2002 y los pesos correspondientes a 1995. En la medida en que la descomposición salarial está sujeta al conocido problema de los números índice, la descomposición se ha desarrollado empleando alternativamente la estructura salarial de 1995 y los pesos de 2002 como referencia en las comparaciones temporales. En líneas generales los resultados son muy parecidos en ambos casos, por lo que se ha optado por no incluirlos en el trabajo<sup>7</sup>.

La primera fila del cuadro 3 contiene el cambio experimentado por el diferencial salarial entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo español entre 1995 y 2002 (esto es, una reducción de 0,011 puntos logarítmicos), mientras que el resto del cuadro contiene los resultados de la descomposición de dicho cambio. El valor del primer componente de la descomposición

---

<sup>6</sup> Los resultados detallados en relación a las ecuaciones salariales empleadas en el cálculo de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce están disponibles previa petición a los autores.

<sup>7</sup> Los mismos están, no obstante, disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

revela que la mejora de las dotaciones relativas de capital humano de las mujeres frente a los varones ha aproximado sus salarios medios en 0,029 puntos logarítmicos. La forma en la que se remunera el capital humano en el mercado de trabajo español ha experimentado modificaciones que también han beneficiado conjuntamente en mayor medida a las mujeres debido a sus dotaciones concretas de capital humano, aproximando sus salarios medios a los de los varones en 0,008 puntos logarítmicos. El tercer componente revela que la acentuación de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos y de los hombres en establecimientos de salarios relativos elevados ha resultado claramente perjudicial para las mujeres, alejando sus salarios medios de los de los varones en 0,045 puntos logarítmicos. La importancia de esta cuestión aumenta cuando se constata que se trata del único componente cuyo efecto ha provocado un aumento del diferencial salarial por razón de sexo, y que si no se hubiera producido, los salarios medios por razón de sexo se habrían aproximado 0,056 puntos logarítmicos entre 1995 y 2002. El cuarto componente muestra que la reducción experimentada por la dispersión de los diferenciales salariales entre establecimientos ha beneficiado los salarios femeninos, aproximándolos en promedio en 0,008 puntos logarítmicos a los de los hombres. El quinto componente revela que la mejora experimentada por la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales ha sido claramente favorable para sus salarios, habiendo provocado una reducción del diferencial salarial por sexo en España de 0,011 puntos logarítmicos. Por último, el mantenimiento de la dispersión de los residuos salariales en niveles extremadamente parecidos da lugar a que el sexto componente tome un valor nulo.

Cuando se dividen los componentes entre los asociados a la estructura salarial y a los factores de género, se observa que la reducción experimentada por el diferencial salarial por razón de sexo entre 1995 y 2002 ha venido motivada exclusivamente por los cambios experimentados en dicho período por la estructura salarial subyacente del mercado de trabajo español. En lo que respecta a los factores específicos de género, aunque las mujeres españolas han mejorado con el paso del tiempo sus dotaciones relativas de capital humano y los efectos de los factores inobservables sobre los salarios, la importancia del efecto derivado de la mayor segregación que sufren en establecimientos de bajos salarios determina que, en términos netos, los factores de género no hayan contribuido a reducir el diferencial salarial por razón de sexo en nuestro país. Por el contrario, sí lo han hecho las transformaciones experimentadas por la estructura salarial, en la forma de menores diferencias salariales entre establecimientos y de una remuneración del capital humano que resulta más favorable para los salarios medios de las

mujeres<sup>8</sup>.

## 5. Conclusiones

Este trabajo examina desde una perspectiva temporal las diferencias salariales por razón de sexo en el mercado de trabajo español. El análisis se desarrolla a través de una extensión de la metodología de descomposición salarial propuesta por Juhn et al. (1991, 1993) que permite aprovechar los datos emparejados de los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Los resultados apuntan a que se ha producido sólo una ligera mejora de los salarios relativos de las mujeres españolas entre 1995 y 2002 debido al efecto contrapuesto de varios factores. Así, el acercamiento de las características productivas de hombres y mujeres y la mejora de la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales han tendido a reducir su diferencial salarial. Sin embargo, el efecto conjunto de estos factores ha resultado contrarrestado por la acentuación que ha experimentado con el paso del tiempo la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios, de modo que los cambios en el conjunto de factores de género han producido un aumento del diferencial salarial por razón de sexo. Alternativamente, la evidencia obtenida revela que la dispersión salarial en el mercado de trabajo español ha tendido a reducirse, en buena parte de la mano de una menor diferenciación salarial entre establecimientos, lo que ha reducido la penalización salarial que sufren las mujeres por ocupar posiciones retrasadas en la distribución salarial. Los cambios experimentados por la forma en la que se remunera el capital humano también han contribuido a reducir las diferencias salariales entre hombres y mujeres, por lo que cabe concluir que los cambios experimentados por la estructura salarial del mercado de trabajo español han resultado beneficiosos para los salarios relativos de las mujeres. Los resultados del trabajo sugieren, en suma, que las mujeres españolas pudieran en cierta medida estar “nadando contra la corriente”, pero no en la forma de cambios desfavorables de la estructura salarial, sino en la de una mayor segregación en estructuras laborales mal remuneradas.

---

<sup>8</sup> En el anexo 1 se muestran los resultados correspondientes a la descomposición de Juhn et al. (1991, 1993) sin efectos fijos por establecimiento. Tal y como se puede observar, los resultados muestran un efecto negativo de las características y precios observados y un efecto positivo de los factores no observables. La ventaja de la aproximación realizada en este trabajo es que permite descomponer qué parte de los factores no observables puede atribuirse a los establecimientos. Tal y como se ha podido observar, los resultados obtenidos incluyendo los efectos fijos por establecimiento han mostrado la relevancia de los mismos en la evolución de las diferencias salariales por sexo.

## 6. Bibliografía

- Abadie, A. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980s: A Quantile Regression Approach", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI(2), págs. 253-272.
- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Alález, R. y Ullibarri, M. (2001), "Gender Wage Gap During the 1990-94 Economics Recession in Spain" *Atlantic Economic Journal*, 29 (1), págs, 64-74
- Ayala, L.; Iriondo, I. (2000): "Cambio educativo y desigualdad salarial: Un análisis comparado", *Papeles de Economía Española*, nº 86.
- Ayala, L.; Ruiz-Huerta, J.; Martínez, R. (1998): "El mercado de trabajo y la distribución personal de la renta en España en los años noventa", *Economiaz*, nº 40 págs. 104-133.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1992): "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons", *American Economic Review*, vol. 82, págs. 533-38.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1996): "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison", *Economica*, 63.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (1997): "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, nº 1, págs. 1-42.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (2003): "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, nº 1.
- Bover, O.; Bentolila, S.; Arellano, M. (2000): "The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effect of skill, unemployment and union power", Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo 0015.
- Blinder, A.S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, nº 8.
- Cotton, J. (1988): "On the decomposition of wage differentials", *Review of Economics and Statistics*, 70, 236-243.
- Consejo Económico y Social (2003): *Segundo Informe sobre la situación de las mujeres en la realidad sociolaboral española*, Informe 3/2003.
- Datta Gupta, N.; Oaxaca, R.; Smith, N. (2003): "Swimming Upstream, Floating Downstream: Comparing Women's Relative Wage Positions in the U.S. and the Denmark", IZA Discussion Paper 756.
- Dolado, J.J.; Felgueroso, F.; Jimeno, J.F. (2001): "Female employment and occupational changes in the 1990s: How is the EU performing relative to the US?", *European Economic Review* nº 45.
- Dolado, J.J.; Llorens, V. (2004): "Gender Wage Gaps by Education in Spain: Glass Floors versus Glass Ceilings", CEPR Discussion paper Nº 4203.
- De la Rica, S.; Ugidos, A. (1995): "¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(3).
- De la Rica, S. (2003): "Decomposing the effect of gender wage gap: The effects of firm, occupation and job stratification", University of California Berkeley Center for Labor Economics Working Paper nº 64.
- Edin, P.; Richardson, K. (2002): 'Swimming with the Tide: Solidary Wage Policy and the Gender Earnings Gap', *Scandinavian Journal of Economics*, 104(1), pp. 49-67.
- García, J.R. (2003): 'El diseño complejo de la Encuesta de Estructura Salarial 1995: Implicaciones sobre la estimación de medidas de desigualdad', Documento de trabajo 2003-24 FEDEA.
- García, J.; Hernández, P.J.; López, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics* 26(1).
- Gardeazábal, J.; Ugidos, A. (2001): "Measuring the gender gap at different quantiles of the wages distribution", Estudio sobre la economía española nº 108 FEDEA.
- Gartner, H.; Stephan, G. (2004): "How collective contracts and Works councils reduce the gender wage gap", IAB Discussion paper 7/2004.

- Haltiwanger, J.C., Lane, J., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J. y Troske, K. (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6).
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hernández, P.J. (1995): "Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España", *Investigaciones Económicas* vol. XIX(2).
- Hsiao, C. (1985): "Benefits and Limitations of Panel Data", *Econometrics Reviews*, 4(1).
- Jimeno, J.F.; Izquierdo, M.; Hernanz, V. (2001): "La desigualdad salarial en España: Descomposición y variación por niveles de salarios", *Papeles de Economía Española*, nº 88.
- Jimeno, J.F.; Toharia, L. (1994): *Unemployment and Labour Market Flexibility: Spain*, International Labour Office, Ginebra.
- Juhn, C., K. Murphy, and B. Pierce (1991): "Accounting for the Slowdown in Black-White Convergence", in M. Osters (ed.) *Workers and Their Wages*, 107-143. Washington DC: American Enterprise Institute Press.
- Juhn, C., Murphy, K.; Pierce, B. (1993): "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy* 101, 31, 410-442.
- Kidd, M.P.; Shannon, M. (2001): "Convergence in the gender wage gap in Australia over the 1980s: identifying the role of counteracting forces via the Juhn, Murphy and Pierce Decomposition", *Applied Economics*, 33, págs. 929-936.
- Neumark, D. (1988), "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, 23, 279-295.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban labor Markets." *International Economic Review* Vol.14, No.3,139-148.
- Oaxaca, R. and Ramson, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, 5-22.
- OCDE (2002): *Employment Outlook 2002*.
- OCDE (2004): *Employment Outlook 2004*.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2003): "Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España", Estudio sobre la economía española nº 151 FEDEA.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2004): "Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XII(36), págs 1-28.
- Puhani, P. (2002): "A Note on Changes in the Wage and Unemployment Structures in Spain Evidence from the Luxembourg Income Study", University of St. Gallen, Economics Working Paper No. 2002-27.
- Simón; H.; Russell, H. (2004): "Firms and the Gender Wage Gap: A Cross-National Comparison", *Pay Inequalities and Economic Performance* working paper.
- Simón; H. (2004): "¿Por qué son los salarios relativos de las mujeres bajos en España? Un análisis de las diferencias salariales por razón de sexo con la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce", *Pay Inequalities and Economic Performance* working paper.
- Torres, V. (2002): "Dispersión salarial y cambio tecnológico en la industria española", *Investigaciones Económicas*, vol. XXVI(3), págs. 551-571.
- Ugidos, A. (1997a): "Gender wage discrimination in the Spanish labor market", *Revista Española de Economía*, vol. 14 nº 1.
- Ugidos, A. (1997b): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado", *ICE. Revista de Economía*, nº 760.

**Cuadro 1. Diferencial salarial entre hombres y mujeres e índices de dispersión salarial.**  
**Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002.**

	EES 1995	EES 2002 Cobertura de EES 1995	EES 2002 Toda la muestra
<i>Diferencial salarial entre hombres y mujeres</i>			
Logaritmo del salario por hora	0,269	0,258	0,193
<i>Índices de dispersión salarial</i>			
Coefficiente de variación	0,831	0,760	0,743
Índice de Gini	0,328	0,309	0,317
Desviación media del logaritmo	0,173	0,155	0,161
D9/D1	3,71	3,26	3,50
D5/D1	1,70	1,52	1,57
D9/D5	2,18	2,15	2,24

*Nota:* En el cálculo de los índices de dispersión salarial se ha supuesto que las observaciones de cada muestra son observaciones independientes no idénticamente distribuidas, por lo que en dicho cálculo se ha corregido por la probabilidad de inclusión de cada observación en la muestra.

**Cuadro 2. Evidencia descriptiva de la descomposición de Juhn-Murphy-Pierce.**  
**Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002.**

	Variables de control: capital humano		Variables de control: capital humano y características de los puestos de trabajo	
	EES 1995	EES 2002	EES 1995	EES 2002
Diferencial por razón de sexo del logaritmo del salario por hora	0,269	0,258	0,269	0,258
Percentil de las mujeres en la distribución de efectos fijos por establecimiento estandarizados ( $\alpha^m$ )	44	43	45	43
Percentil de los hombres en la distribución de efectos fijos por establecimiento estandarizados ( $\alpha^h$ )	55	58	55	58
Desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento ( $t$ )	0,344	0,315	0,337	0,299
Percentil de las mujeres en la distribución de residuos salariales ( $q^m$ )	34	37	37	38
Percentil de los hombres en la distribución de residuos salariales ( $q^h$ )	60	60	58	59
Desviación estándar de los residuos salariales ( $s$ )	0,262	0,263	0,238	0,243

*Nota:* Los controles incluidos en la ecuación salarial junto a los efectos fijos por establecimiento son, alternativamente, variables que aproximan el capital humano de los trabajadores (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y las anteriores más ciertas características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación). En la EES 2002 se han filtrado las observaciones de sectores no cubiertos por la EES 1995.

**Cuadro 3. Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce de los cambios en el diferencial salarial por sexo en España. Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002.**

	VARIABLES DE CONTROL: CAPITAL HUMANO	VARIABLES DE CONTROL: CAPITAL HUMANO Y CARACTERÍSTICAS DE LOS PUESTOS DE TRABAJO
$D_{2002}-D_{1995}$	-0,011	-0,011
Características observadas $(\Delta X_{2002}-\Delta X_{1995})b_{2002}$ (1)	-0,029	-0,036
Precios de las características observadas $\Delta X_{1995}(b_{2002}-b_{1995})$ (2)	-0,008	0,004
Posición en la distribución de efectos fijos por establecimiento $(\Delta a_{2002}-\Delta a_{1995})t_{2002}$ (3)	0,045	0,031
Dispersión de los efectos fijos por establecimiento $\Delta t_{1995}(a_{2002}-a_{1995})$ (4)	-0,008	-0,010
Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta q_{2002}-\Delta q_{1995})s_{2002}$ (5)	-0,011	-0,002
Dispersión de los residuos salariales $\Delta q_{1995}(s_{2002}-s_{1995})$ (6)	0,000	0,002
Factores de género (1)+(3)+(5)	0,005	-0,007
Características de la estructura salarial (2)+(4)+(6)	-0,016	-0,004
$[(1)+(3)+(5)]/(D_{2002}-D_{1995})$ (x100)	-45,4	63,6
$[(2)+(4)+(6)]/(D_{2002}-D_{1995})$ (x100)	145,4	36,4

*Nota:* Los controles incluidos en la ecuación salarial junto a los efectos fijos por establecimiento son, alternativamente, variables que aproximan el capital humano de los trabajadores (educación, experiencia potencial y su cuadrado y antigüedad en la empresa y su cuadrado) y las anteriores más ciertas características de los puestos de trabajo (tipo de contrato, tipo de jornada y ocupación). En la EES 2002 se han filtrado las observaciones de sectores no cubiertos por la EES 1995.

**Anexo 1. Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce de los cambios en el diferencial salarial por sexo en España sin efectos fijos por establecimiento. Encuesta de Estructura Salarial 1995 y 2002.**

	VARIABLES DE CONTROL: CAPITAL HUMANO Y CARACTERÍSTICAS DE LOS PUESTOS DE TRABAJO	VARIABLES DE CONTROL: CAPITAL HUMANO
$D_{2002}-D_{1995}$	-0,011	-0,011
Características observadas $(\Delta X_{2002}-\Delta X_{1995})b_{2002}$ (1)	-0,025	-0,041
Precios de las características observadas $\Delta X_{1995}(b_{2002}-b_{1995})$ (2)	-0,028	-0,012
Posición en la distribución de residuos salariales $(\Delta q_{2002}-\Delta q_{1995})s_{2002}$ (3)	0,042	0,051
Dispersión de los residuos salariales $\Delta q_{1995}(s_{2002}-s_{1995})$ (4)	0,000	-0,008
Factores de género (1)+(3)	0,017	0,009
Características de la estructura salarial (2)+(4)	-0,028	-0,021
$[(1)+(3)]/(D_{2002}-D_{1995})$ (x100)	-149,6	-81,3
$[(2)+(6)]/(D_{2002}-D_{1995})$ (x100)	249,6	181,3

*Nota:* Véase cuadro 3.