



*Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 208-(1/2014): 39-76  
© 2014, Instituto de Estudios Fiscales  
DOI: 10.7866/HPE-RPE.14.1.2

## La Gran Recesión y el diferencial salarial por género en España\*

INÉS P. MURILLO HUERTAS

*Universidad de Extremadura*

HIPÓLITO SIMÓN

*Universidad de Alicante IEI-IEB*

*Recibido: Marzo, 2013*  
*Aceptado: Octubre, 2013*

### Resumen

El artículo examina la evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España entre los años 2002 y 2010. La evidencia obtenida sugiere que el notable empeoramiento de la coyuntura económica tras el inicio de la Gran Recesión ha tenido dos impactos reseñables sobre el diferencial salarial por razón de género. El primero es que se ha revertido la tendencia hacia la reducción de la brecha salarial por género que se venía produciendo en la economía española con anterioridad, durante la expansión económica. El segundo es que se ha generado un perfil creciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución de salarios coincidente con el fenómeno de techo de cristal observado para otros países, pero no en periodos previos para España.

*Palabras clave:* Diferencias salariales por razón de sexo; datos emparejados empresa-trabajador; descomposición salarial de Juhn-Murphy-Pierce; descomposición de Fortin-Lemieux-Firpo.

*Clasificación JEL:* J16, J70.

### 1. Introducción

El análisis de las diferencias entre los salarios obtenidos por hombres y mujeres con similares características productivas ha acaparado tradicionalmente un gran interés en la literatura económica (Altonji y Blank, 1999; Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005). Este interés se ve acrecentado por las consecuencias de la Gran Recesión, que ha originado un dramático empeoramiento de los mercados de trabajo en el ámbito internacional. La literatura que aborda los efectos del ciclo económico sobre las condiciones laborales de las mujeres sugiere, en este sentido, que la respuesta de este colectivo en términos de empleo y salarios reales ante cambios en la coyuntura económica pudiera diferir de la de los hombres

---

\* Este trabajo se ha beneficiado de la financiación del proyecto de investigación CSO2011-29943-C03-02 del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. Agradecemos los comentarios y sugerencias recibidos por parte de dos evaluadores anónimos.

(Blanck, 1989; Shin 1999), si bien la evidencia empírica no es concluyente, encontrándose resultados divergentes en función del país y del periodo temporal considerado (Datta Gupta, Oaxaca y Smith, 2006; Biddle y Hamermesh, 2011).

Numerosas investigaciones han constatado una tendencia generalizada hacia la reducción de la brecha salarial por género en las últimas décadas en los países avanzados (Blau y Kahn 1997, 2000; Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005), observándose la misma pauta en el caso de España (Aláez y Ullibarri, 2001; Gradín y Del Río, 2009; Simón, Ramos y Sanromá, 2008a). El estudio de la evolución en el tiempo de la brecha salarial por género en España cobra un especial interés a la luz de los efectos de la actual crisis económica sobre el mercado de trabajo español. Así, la mayor destrucción de empleo que ha afectado a los hombres y a los trabajadores menos cualificados (Consejo Económico y Social, 2012a) podría conllevar una mejora relativa de las características productivas de los hombres asalariados. Esta circunstancia podría influir en la evolución de la brecha salarial por razón de género, considerando en especial que la mejora de las cualificaciones relativas de las mujeres fue el principal factor explicativo de la reducción de la misma hasta el inicio de la crisis (Gradín y Del Río, 2009; Simón, Ramos y Sanromá, 2008a). En el mismo sentido, el empeoramiento de las condiciones laborales (y particularmente del salario) dentro del colectivo de asalariados pudiera haber afectado en mayor medida a los trabajadores más vulnerables, como es el caso de las mujeres. Si se confirman estas hipótesis, la tendencia decreciente mostrada por la brecha salarial en España hasta el inicio de la crisis podría haberse visto truncada por el empeoramiento de la coyuntura económica tras el inicio de la Gran Recesión.

Atendiendo a estas premisas, el objetivo de esta investigación es analizar la evolución de la brecha salarial por razón de género en España haciendo uso de las tres últimas olas disponibles de la *Encuesta de Estructura Salarial*, relativas a 2002, 2006 y 2010, con el objetivo principal de contrastar los efectos generados sobre la misma por la crisis económica. Para determinar los elementos explicativos de dicha evolución se emplea, en primer lugar, una extensión de la metodología econométrica de descomposición propuesta por Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) adaptada a los microdatos emparejados empresa-trabajador de dicha encuesta. Como ventaja frente a técnicas alternativas, este procedimiento permite identificar el efecto total del establecimiento de los trabajadores sobre la brecha salarial promedio y su evolución en el tiempo. El presente estudio atiende, además, a las discrepancias observadas en cuanto al tratamiento salarial de las mujeres en función de su nivel de salarios, abarcando el análisis, en consecuencia, el conjunto de la distribución salarial. Para tal propósito se aplica la metodología propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) basada en la regresión cuantílica incondicionada. Esta metodología presenta un valor añadido respecto a otras técnicas de descomposición equivalentes comúnmente utilizadas en los análisis empíricos, pues permite cuantificar detalladamente el impacto de las dotaciones y los rendimientos de cada una de las variables explicativas sobre la brecha salarial por género en los diferentes puntos de la distribución de salarios.

El resto del artículo se estructura de la siguiente forma. La sección segunda comprende una revisión de la literatura económica que analiza las diferencias salariales entre hom-

bres y mujeres en el ámbito nacional e internacional. En la sección tercera se ofrece una breve presentación de la base de datos empleada. Los aspectos más relevantes de las metodologías econométricas de descomposición utilizadas en el análisis se comentan en la sección cuarta. La sección quinta presenta y discute los principales resultados obtenidos y, finalmente, la sección sexta concluye subrayando las principales aportaciones obtenidas a lo largo del análisis.

## 2. Revisión de la literatura

El análisis del diferencial salarial por razón de género ha sido abordado desde la teoría económica desde diversas perspectivas. De acuerdo con la teoría del capital humano, en un mercado competitivo la remuneración del factor trabajo viene determinada exclusivamente por su productividad marginal (Becker, 1964). De esta forma, dos trabajadores con idénticas características productivas pero de distinto sexo deberían percibir una misma retribución salarial. No obstante, la abundante evidencia disponible desde los trabajos seminales de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) contrasta con estas predicciones, constatándose la existencia y persistencia de diferencias salariales por razón de género en la mayoría de las economías avanzadas. Así, los salarios percibidos por las mujeres son sistemáticamente inferiores a los que reciben hombres que acreditan su misma educación, niveles de experiencia análogos y que ocupan puestos de trabajo de características similares (Altonji y Blank, 1999; Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005). La teoría de la segmentación, por su parte, argumenta que la discriminación salarial contra las mujeres tiene su origen en la segregación presente en el mercado laboral (Anker, 1998). La brecha salarial, en este caso, se derivaría de la desigual distribución de hombres y mujeres por sectores y ocupaciones, la cual se explicaría, a su vez, con base a diferentes factores. De esta forma, la existencia de determinadas normas sociales, ciertos estereotipos por sexo e incluso la propia estructura del mercado laboral condicionarían la decisión de las mujeres de no competir por ciertos empleos (Anker, Melkas y Korten, 2003). Argumentos desde el lado de la demanda justificarían, por su parte, la decisión de las empresas de separar hombres y mujeres en el desempeño de su trabajo, evitando así que sus empleados varones perciban una pérdida de status (Goldin, 2002) o afronten conflictos de identidad en ocupaciones altamente masculinizadas o feminizadas (Akerlof y Kranton, 2000). Por último, desde los diversos estudios que en el marco de la economía feminista reivindican la importancia de integrar una perspectiva de género en el análisis económico (Benería, 1995; Feber y Nelson, 2004; Kuiper y Sap, 2005) también se incide en la segregación de las mujeres en empleos de bajos salarios como principal determinante de la discriminación salarial por razón de sexo. En este sentido, la posición generalmente subordinada de la mujer en el ámbito familiar y el papel que desempeña una educación basada en estereotipos sexistas podrían condicionar la oferta de trabajo de las mujeres en un mercado donde los empleadores mostrarían una tendencia a la discriminación (Becker, 1957; Darity y Mason, 1998). En línea con lo anterior, las diferencias observadas en cuanto al salario percibido por hombres y mujeres derivarían del sistema social vigente y del conflicto que se plantea entre ambos sexos en aspectos relacionados con el trabajo no remunerado (Bergmann, 1995).

En el plano empírico, la segregación de las mujeres en sectores y ocupaciones de bajos salarios relativos, así como ciertas características generales de la estructura salarial suelen ocupar posiciones predominantes entre los factores con mayor poder explicativo sobre la brecha salarial por género. Así, diversos autores constatan que la concentración de las mujeres en trabajos típicamente femeninos, frente a otros tradicionalmente desempeñados por hombres, afecta negativamente a su retribución salarial (Bayard *et al.*, 2003; Blau y Kahn, 2000). A su vez, un elevado grado de dispersión salarial aumenta las diferencias en los salarios entre hombres y mujeres, al estar estas últimas por lo general peor posicionadas en la distribución salarial (Blau y Kahn 1992, 2003). Ambos factores constituyen, de hecho, importantes fuentes explicativas en la práctica de las discrepancias observadas entre países en términos del diferencial salarial por género (Blau y Kahn 1992, 2003; Simón, 2012). La evidencia empírica disponible para el caso de España se sitúa en esta misma línea. La segregación de las mujeres en empresas (y en ocupaciones dentro de la misma empresa) que ofrecen menores retribuciones disminuye sus ingresos relativos, principalmente a través de unos menores complementos salariales (Amuedo-Dorantes y De la Rica, 2006; De la Rica, Dolado y Vegas, 2010). Asimismo, trabajar en establecimientos donde el porcentaje de mujeres es elevado tiene un efecto pernicioso sobre su salario (Simón, Ramos y Sanromá, 2008a). Por último, se constata también una correlación positiva entre el grado de dispersión salarial, más intenso en España que en otros países de su entorno (Simón, 2006), y el diferencial salarial por razón de género (Amuedo-Dorantes y de la Rica, 2006; De la Rica, Dolado y Vegas, 2010, Simón, Ramos y Sanromá, 2008a).

La parte de la brecha salarial no explicada por las distintas características productivas de hombres y mujeres podría tener su origen en cuestiones puramente discriminatorias, pero también en las preferencias discrepantes entre ambos colectivos (Altonji y Blank, 1999). En este sentido, cabe destacar que la consideración de aspectos de índole social y psicológico ha supuesto un sustancial avance en la explicación de por qué hombres y mujeres obtienen resultados dispares en el mercado laboral (Bertrand, 2011). Así, se ha documentado que las mujeres son más aversas al riesgo que los hombres, lo que les induce a competir por trabajos más estables con una menor retribución promedio (Croson y Gneezy, 2009; Bonin *et al.*, 2007). Asimismo, las ocupaciones mejor remuneradas habitualmente ofrecen un perfil altamente competitivo que parece atraer en menor medida a las mujeres que a los hombres (Gneezy, Leonard y List, 2003; Niederle y Vesterlund, 2007). Por último, se observan también diferencias entre mujeres y hombres en cuanto a la actitud ante la negociación (Walters, Stuhlmacher y Meyer, 1998) o con relación a las preferencias sociales, lo que podría tener su reflejo en una actitud menos agresiva en el mercado laboral (Eckel y Grossman, 2008). Si bien el análisis de estas cuestiones se ha desarrollado fundamentalmente en el ámbito de la denominada economía experimental, en términos empíricos se ha constatado también un impacto significativo de las mismas en la determinación de las diferencias salariales entre hombres y mujeres (Fortin, 2008; Nyhus y Pons, 2012; Mueller y Plug, 2006).

Diversos estudios han destacado, por su parte, la necesidad de analizar los efectos del ciclo económico desde una perspectiva de género (Elson, 2010 y Pearson y Sweetman, 2011). De forma histórica, una coyuntura económica adversa ha afectado de manera desigual

a hombres y mujeres a través de tres vías principales: un aumento de la carga de trabajo superior para las mujeres (especialmente en lo referente a trabajo no remunerado); un empeoramiento relativo de los niveles y la calidad del empleo de las mismas e importantes retrocesos en los hitos alcanzados en términos de igualdad en épocas de bonanza económica (Gálvez Muñoz y Rodríguez Madroño, 2011). En línea con lo anterior, los hallazgos de diversas investigaciones empíricas constatan que el ciclo económico podría tener distintos efectos en función del género de los trabajadores, debido a las diferencias de ambos colectivos tanto en las características productivas como en su comportamiento en el mercado de trabajo. Así, por una parte, la segregación laboral de las mujeres condiciona la intensidad de su pérdida relativa de empleo en función de su representación en aquellas industrias y ocupaciones especialmente afectadas por la crisis. En el contexto internacional, este factor parece haber contribuido decisivamente, de hecho, a que la Gran Recesión haya tenido en sus inicios una mayor incidencia sobre el colectivo de hombres (Elsby, Hobijn y Shanin, 2010). No obstante, la posterior extensión de la crisis a sectores con una elevada representación de mujeres habría conducido a que las discrepancias observadas entre ambos colectivos en términos de pérdida de empleo no hayan sido, en general, muy elevadas (OIT, 2013). Por otra parte, en el plano de las distintas actitudes de hombres y mujeres con relación al mercado laboral, el efecto del trabajador añadido podría explicar que en épocas de recesión económica se observase una progresiva incorporación de mujeres inactivas al mercado laboral para compensar la caída de los ingresos familiares<sup>1</sup> (Stephens, 2002). La evidencia disponible a este respecto parece confirmar un comportamiento contracíclico de las mujeres en términos de participación laboral, especialmente de aquellas con bajos niveles de cualificación y de rentas (Choudry, Marelli y Signorelli, 2012; Sabarwal, Sinha y Buvinic, 2011), habiéndose documentado para el mercado laboral español la presencia de un efecto trabajador añadido como respuesta a la actual crisis económica (Addabbo, Rodríguez Madroño y Gálvez Muñoz, 2013)<sup>2</sup>.

Un último aspecto reseñable en la literatura sobre diferencias salariales por razón de género es la consideración de cuestiones distributivas, la cual ha cobrado un protagonismo creciente en los últimos años. Para el caso concreto de España, son varias las investigaciones cuyos resultados sugieren que la brecha salarial por género, lejos de ser constante a lo largo de la distribución salarial, pudiera ser más acusada en el extremo superior de la misma (García, Hernández y López, 2001; Gardeazabal y Ugidos, 2005; Gradín y Del Río, 2009). En esta línea, no obstante, el desarrollo de análisis desagregados por niveles de estudio permite a De la Rica, Dolado y Llorens (2008) constatar que si bien se da efectivamente un fenómeno de techo de cristal para las trabajadoras con estudios universitarios, para las mujeres menos cualificadas, por el contrario, se observa una tendencia decreciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución. Esta circunstancia explicaría, en última instancia, que las diferencias salariales en España no muestren para el conjunto de los trabajadores un perfil nítidamente creciente a lo largo de la distribución, en contraste con otras economías avanzadas (Albretch, Bjorklund y Vroman, 2003; Arulampalam, Booth y Bryan, 2007). Recientemente, diversos autores han profundizado en el estudio de la brecha salarial enfocando su análisis distributivo desde la dimensión individual del diferencial salarial, según la metodología propuesta por Jenkins (1994). En esta línea, Del Río, Gradín y Cantó (2011) encuen-

tran evidencia sobre la presencia de un suelo pegajoso en el mercado laboral español, refrendando, además, la existencia de un techo de cristal para las mujeres más cualificadas<sup>3</sup>. Por su parte, Pena-Boquete, De Stefanis y Fernández-Grela (2010) vinculan la presencia de ambos fenómenos a la consideración de los sectores y las ocupaciones como determinantes de la brecha salarial por género.

### 3. Datos

Los microdatos utilizados en la investigación provienen de las olas de 2002, 2006 y 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial* (desde ahora, EES). Se trata una encuesta elaborada por el Instituto Nacional de Estadística conforme a una metodología armonizada para todos los países de la Unión Europea, cuyo diseño corresponde a un muestreo en dos etapas de asalariados a partir de las cuentas de cotización de sus empresas a la Seguridad Social y que abarca a los empleados por cuenta ajena<sup>4</sup>.

La EES se articula en secciones cruzadas independientes que se elaboran con periodicidad cuatrienal, existiendo en la actualidad cuatro olas disponibles, correspondientes a los años 1995, 2002, 2006 y 2010. Su cobertura ha ido creciendo con el transcurso del tiempo, en la medida en que en la ola de 2002 se incluyeron por primera vez sectores de servicios no de mercado (educación, sanidad y otras actividades sociales); en la de 2006 los establecimientos con menos de 10 trabajadores y en la de 2010 el sector de actividad correspondiente a Administración Pública y defensa y Seguridad Social obligatoria. En el mismo sentido, también ha ido aumentando con el tiempo la información disponible sobre las características de los trabajadores, ya que en la ola de 2002 se incorporaron por primera vez variables informativas de la nacionalidad de los individuos y de la realización de tareas de supervisión.

Esta encuesta proporciona información muy detallada sobre los salarios y las características de los trabajadores (sexo, edad, educación y nacionalidad); de sus puestos de trabajo (ocupación, antigüedad, tipo de contrato, tipo de jornada y realización de tareas de supervisión) y empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región). La información salarial incluye los distintos componentes que conforman el salario y abarca distintas referencias temporales (en concreto, incluye componentes salariales de carácter tanto mensual –salario base, complementos salariales de carácter mensual y pagas extraordinarias recibidas en octubre– como anual –salario total y complementos salariales anuales íntegros–). El concepto salarial empleado en esta investigación es el salario bruto por hora, calculado a partir de la retribución correspondiente a un mes de referencia representativo del conjunto del año en que se desarrolla la encuesta (octubre), dividido por la jornada de trabajo mensual<sup>5</sup>. Los salarios están expresados en términos brutos y en su cálculo se incorpora cualquier tipo de contraprestación monetaria por parte de las empresas, incluyendo comisiones, pluses por trabajo nocturnos y en fines de semana, así como el pago de horas extraordinarias.

Las variables explicativas que se han considerado en el análisis empírico abarcan características tanto de los individuos como de sus puestos de trabajo y empresas. En relación con

las primeras, se trata de controles relativos al sexo del individuo; la nacionalidad; el nivel de educación general (distinguiendo tres niveles: educación primaria, secundaria y universitaria) y la edad (diferenciando tres tramos: menos de 30, entre 30 y 45 y más de 45 años). Las características de los puestos de trabajo son la ocupación (nueve categorías correspondientes a los grandes grupos ocupacionales); los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática; el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial) y la realización de tareas de supervisión. Finalmente, los atributos de las empresas son el sector (doce categorías)<sup>6</sup>; el tamaño (seis estratos); la región de ubicación y el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio de empresa, de sector nacional y de sector infranacional).

Con respecto a la selección de la muestra, se han filtrado aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés, así como las correspondientes a individuos mayores de 65 años o con salarios por hora inferiores a un euro o superiores a doscientos euros. Asimismo, con el fin de utilizar una cobertura sectorial homogénea, en la ola de 2010 se han eliminado las observaciones correspondientes a la sección O de la clasificación CNAE-2009 (Administración Pública y defensa; Seguridad Social obligatoria). Las muestras finales tienen un tamaño de 122.432 observaciones para 2002, 140.241 para 2006 y 164.442 para 2010. Pueden encontrarse estadísticos descriptivos de dichas muestras en la tabla A.1 del anexo 1.

## 4. Metodología

En el análisis empírico se utilizan dos metodologías econométricas para realizar descomposiciones de las diferencias salariales por razón de género. La primera es una extensión de la metodología propuesta por Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) adaptada a su uso con microdatos emparejados empresa-trabajador, la cual permite realizar una descomposición detallada del diferencial en el salario promedio de hombres y mujeres, así como de su evolución con el transcurso del tiempo. La segunda es la metodología elaborada por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) que proporciona una descomposición detallada de las diferencias salariales entre ambos colectivos a lo largo de la distribución salarial<sup>7</sup>. A continuación se describen ambas técnicas.

### 4.1. Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce

La extensión de la técnica de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) parte de la estimación separada para cada año de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana con la forma:

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

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 variables explicativas individua-



les más un término constante;  $\beta$  es un vector de parámetros a estimar;  $\varepsilon_{ij}$  es un término de error aleatorio y  $\alpha_j$  representa un término de error correspondiente al establecimiento  $j$  e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento <sup>8</sup>.

Siguiendo la recomendación de Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988), se ha empleado como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al *pool* de hombres y mujeres (frente a otras alternativas relativamente frecuentes en los análisis empíricos, como la de utilizar la estructura salarial de los hombres). Así, tras estimar para el año  $A$  la estructura salarial con la muestra conjunta de hombres y mujeres y obtener los valores de  $\hat{\beta}_A$ ,  $\sigma_A$  y  $\eta_A$ , en función de las propiedades del estimador de mínimos cuadrados ordinarios el salario medio del colectivo  $s$  ( $s$ =hombres, mujeres) se puede expresar como:

$$\bar{w}_A^s = \bar{X}_A^s \hat{\beta}_A + \sigma_A \bar{\theta}_A^s + \eta_A \bar{\lambda}_A^s \quad \text{con } \bar{\theta}_A \sim (0,1), \bar{\lambda}_A \sim (0,1) \quad (2)$$

Donde  $\bar{w}_A^s$  es el salario medio del colectivo  $s$ ;  $\bar{X}_A^s$  es un vector que contiene el valor medio muestral de las características individuales del colectivo  $s$ ;  $\hat{\beta}_A$  es el vector de parámetros estimados conjuntamente para hombres y mujeres a partir de la ecuación (1);  $\bar{\theta}_A^s$  es el residuo salarial estandarizado promedio del colectivo  $s$ ;  $\sigma_A$  es la desviación estándar de los residuos salariales de la muestra conjunta;  $\bar{\lambda}_A^s$  es el efecto fijo por establecimiento estandarizado promedio del colectivo  $s$  y  $\eta_A$  es la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento de la muestra conjunta.

Empleando la estructura salarial estimada conjuntamente para hombres y mujeres como estructura salarial de referencia en la descomposición, la diferencia en el salario por hora medio de ambos colectivos en el año  $A$  (al que denominamos  $D_A$ ), se puede expresar como:

$$\begin{aligned} D_A &= \bar{w}_A^m - \bar{w}_A^f = (\bar{X}_A^m - \bar{X}_A^f) \hat{\beta}_A + (\bar{\theta}_A^m - \bar{\theta}_A^f) \sigma_A + (\bar{\lambda}_A^m - \bar{\lambda}_A^f) \eta_A = \\ &= \Delta \bar{X}_A \hat{\beta}_A + \Delta \bar{\theta}_A \sigma_A + \Delta \bar{\lambda}_A \eta_A \end{aligned} \quad (3)$$

Donde el operador  $\Delta$  indica la diferencia entre hombres y mujeres en el promedio de la variable a la que precede y los superíndices  $m$  y  $f$  corresponden a hombres y mujeres, respectivamente.

La ecuación (3) permite cuantificar qué proporción de la brecha salarial por razón de género en el año  $A$  se explica, alternativamente, por diferencias en las características productivas observadas de hombres y mujeres; por la influencia de factores inobservables o por el establecimiento de pertenencia. Así, 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 (coincidiendo el mismo con el componente “explicado” en la descomposición estándar de Oaxaca-Blinder). El segundo término captura el efecto de la diferencia en los residuos salariales estandarizados promedio de hombres y mujeres, multiplicada por la dispersión de la distribución de los residuos (captando así la influencia en los salarios de los factores inobservables). Por último, el tercer componente aproxima la influencia del establecimiento, la cual viene determinada tanto por la



intensidad de la segregación por género entre establecimientos como por la magnitud de la dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos.

El cambio experimentado por la brecha salarial promedio por razón de género entre dos años,  $A$  y  $B$ , puede expresarse, a su vez, como:

$$D_B - D_A = (\Delta\bar{X}_B - \Delta\bar{X}_A)\hat{\beta}_B + \Delta\bar{X}_A(\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_A) + (\Delta\bar{\theta}_B - \Delta\bar{\theta}_A)\sigma_B + \Delta\bar{\theta}_A(\sigma_B - \sigma_A) + (\Delta\bar{\lambda}_B - \Delta\bar{\lambda}_A)\eta_B + \Delta\bar{\lambda}_A(\eta_B - \eta_A) \quad (4)$$

De acuerdo con la ecuación (4), el cambio en la magnitud del diferencial salarial por sexo entre dos momentos del tiempo puede deberse a seis factores distintos, cada uno de ellos capturado por el correspondiente término de la descomposición. El primero es que se modifiquen las dotaciones relativas de características productivas observadas de hombres y mujeres. El segundo es que la estructura de diferenciales salariales de la economía experimente modificaciones. El tercero pasa por cambios en el efecto relativo de los factores inobservados 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, en consecuencia, en la intensidad de la segregación por establecimiento) varíe con el tiempo. Por último, 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 relativos.

## 4.2. Descomposición de Fortin-Lemieux-Firpo

En los últimos años han proliferado en la literatura económica técnicas diversas que permiten desarrollar empíricamente descomposiciones agregadas de diferencias entre distribuciones de una variable a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales. Las mismas se basan en distintas aproximaciones, como enfoques no paramétricos basados en la reponderación de muestras (DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996), aproximaciones paramétricas basadas en las distribuciones de los residuos (Juhn, Murphy y Pierce, 1993) o técnicas basadas en la estimación de regresiones cuantílicas (Machado y Mata, 2005 y Melly, 2005, 2006). En el ámbito del análisis de las distribuciones salariales, las mismas proporcionan una descomposición de las diferencias entre dos distribuciones en función del efecto de las diferencias que se dan en las características observadas y en los rendimientos de las características, respectivamente. No obstante, todas ellas comparten una limitación común, ya que proporcionan una descomposición agregada que se limita al efecto del conjunto de características y rendimientos, sin que sea posible conocer la aportación individual de cada variable explicativa a través de cada una de estas vías<sup>9</sup>.

Un nuevo procedimiento desarrollado recientemente por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) permite, a diferencia de las técnicas anteriores, desarrollar descomposiciones detalladas y, en

consecuencia, estimar el impacto de las diferencias en las dotaciones o los rendimientos de una variable explicativa concreta en los cuantiles u otros estadísticos de interés de la distribución salarial incondicional. Esta metodología se basa en la estimación de una regresión donde la variable independiente (el salario) es sustituida por una transformación de la misma, la *función de influencia recentrada* (*recentered influence function*; desde ahora, RIF) para, con posterioridad, desarrollar una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder basada en los resultados de la regresión.

La función de influencia mide el efecto en estadísticos distribucionales de pequeños cambios en la distribución subyacente. Así, para un estadístico distribucional dado de la distribución  $F_W$ ,  $v(F)$ , esta función mide la importancia que tiene cada observación en la conformación del valor de dicho estadístico. Fortin, Lemieux y Firpo (2011) sugieren utilizar una versión recentrada de la función de influencia tras añadir el estadístico de interés,  $RIF(W)=v(F)+IF(W)$ , ya que la misma tiene como valor esperado el propio estadístico  $v(F)$  (en la medida en que la esperanza de la función de influencia con respecto a la distribución de  $W$  es, por definición, cero).

En el caso de los cuantiles  $Q_\theta$  de la distribución marginal incondicionada  $F_W$ , la función de influencia,  $IF(W, Q_\theta)$ , se define de la siguiente forma:

$$IF(W / Q_\theta) = \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad (5)$$

Donde  $I\{\cdot\}$  es una función indicador y  $f_W$  es la función de densidad de la distribución marginal de  $W$  evaluada en  $Q_\theta$ .

Dado que la función de influencia recentrada,  $RIF(W, Q_\theta)$ , es igual a  $Q_\theta + IF(W, Q_\theta)$  entonces se cumple que:

$$RIF(W / Q_\theta) = Q_\theta + \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad (6)$$

Así pues, la función RIF puede computarse empíricamente en el caso de los cuantiles mediante una inversión local, tras el cálculo de la variable ficticia  $I\{W < Q_\theta\}$  (la cual especifica si el valor de  $W$  es mayor o menor que  $Q_\theta$ ), la estimación del cuantil de la muestra  $Q_\theta$  y la estimación mediante funciones de densidad kernel de la correspondiente función de densidad  $f_W$  evaluada en  $Q_\theta$ .

Tras el cálculo de la función RIF para el cuantil, se dispone de un valor de la variable transformada para cada observación de la muestra. En la medida en que el efecto del cambio en la distribución de una variable explicativa en el cuantil puede expresarse ceteris paribus como el efecto parcial promedio de esa variable en la esperanza condicionada de su función RIF, y asumiendo que la esperanza condicionada de la función RIF puede ser modelizada como una función lineal de las variables explicativas, estos valores puede ser uti-

lizados para la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de una regresión de la variable RIF en un vector de variables explicativas. Los coeficientes estimados en la misma pueden ser interpretados como el efecto de un aumento en el valor promedio de una variable explicativa en el cuantil de la distribución (este tipo de estimación es denominada *regresión cuantílica incondicionada*: para más detalles, véase Firpo, Fortin y Lemieux, 2009).

Los coeficientes estimados de dicha regresión pueden emplearse para el cálculo en diferentes cuantiles de la distribución de una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder. En el desarrollo de la misma en la práctica se ha empleado como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al *pool* de los dos colectivos implicados en la comparación. Asimismo, para evitar el problema de identificación que surge en este tipo de descomposición, asociado al hecho de que la elección de una referencia específica en cada grupo de variables ficticias explicativas puede afectar en la práctica a los resultados de la descomposición detallada a través de la aportación relativa de cada variable explicativa al componente de rendimientos (Oaxaca y Ransom, 1999), en la estimación de la ecuación se ha adoptado la estrategia de normalización de variables ficticias sugerida por Yun (2005), lo que permite estimar apropiadamente la contribución real de cada variable al componente de rendimientos de la descomposición<sup>10</sup>.

La descomposición toma, en consecuencia, la siguiente forma:

$$\Delta_{Q_\theta} = (\bar{X}^m - \bar{X}^f) \hat{\gamma}_{Q_\theta}^* + \bar{X}^m (\hat{\gamma}_{Q_\theta}^f - \hat{\gamma}_{Q_\theta}^*) + \bar{X}^f (\hat{\gamma}_{Q_\theta}^* - \hat{\gamma}_{Q_\theta}^m) \quad (7)$$

Donde  $\Delta_{Q_\theta}$  es la diferencia en el cuantil  $Q_\theta$  de las distribuciones salariales de hombres y mujeres;  $\bar{X}^m$  y  $\bar{X}^f$  son las características observadas promedio de hombres y mujeres y  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^m$ ,  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^f$  y  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^*$  son los coeficientes estimados tras la regresión de la variable RIF del cuantil  $Q_\theta$  sobre el conjunto de variables explicativas para hombres, mujeres y el *pool* de ambos colectivos, respectivamente. El primer componente del lado derecho de la ecuación representa el efecto sobre el diferencial entre distribuciones originado por diferencias en características (o componente “explicado”), mientras que el segundo corresponde al efecto de los coeficientes (o componente “no explicado”). Una de las principales ventajas de este procedimiento es que permite obtener una descomposición detallada de la aportación de cada factor explicativo individual al diferencial a explicar (distinguiendo, a su vez, entre los correspondientes efectos asociados a dotaciones y rendimientos).

## 5. Resultados

### 5.1. Evidencia descriptiva

La tabla 1 y la figura 1 contienen información sobre la brecha salarial por razón de género, medida en logaritmos del salario por hora, y sobre su evolución durante el periodo 2002-2010 (las correspondientes funciones de densidad de la distribución salarial de hombres y mujeres en cada uno de los años examinados se ofrecen en la figura A.1 del anexo).

En términos generales, y en línea con la evidencia documentada para periodos anteriores (véanse, por ejemplo, García, Hernández y López, 2001 y Gardeázabal y Ugidos, 2005), el diferencial salarial no es constante sino que varía significativamente a lo largo de la distribución de salarios. Desde una perspectiva temporal, se observa que si bien la brecha salarial por razón de género se redujo entre 2002 y 2006 (pasando de 0,186 puntos logarítmicos a 0,168), la misma tendió a aumentar, y en mayor medida, entre 2006 y 2010 (alcanzando los 0,203 puntos)<sup>11</sup>.

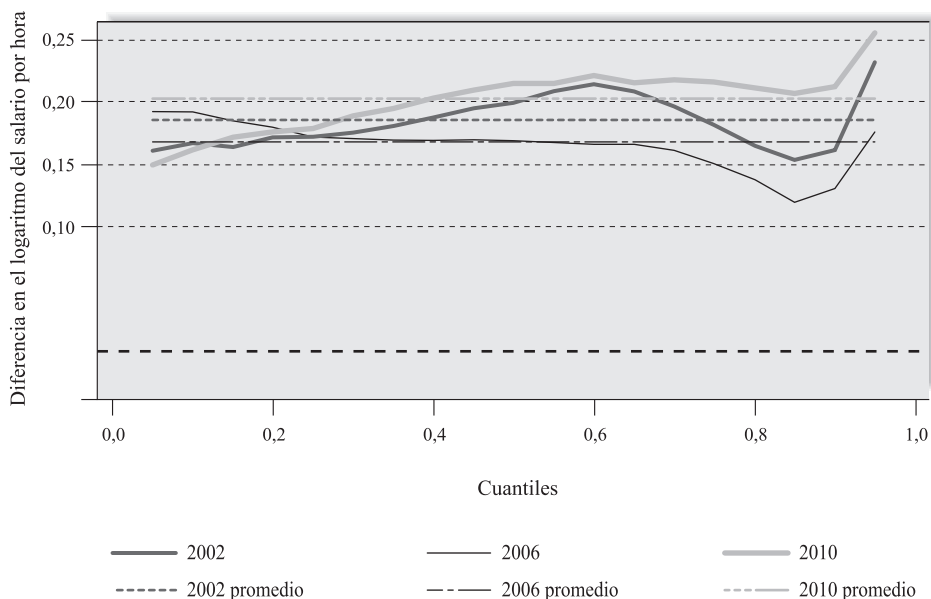
**Tabla 1**  
**DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES Y MUJERES EN ESPAÑA.**  
**EVIDENCIA DESCRIPTIVA**

	2002	2006	2010	Cambio 2002-2006	Cambio 2006-2010
Promedio	0,186	0,168	0,203	-0,018	0,035
Percentiles					
10	0,167	0,192	0,162	0,025	-0,030
20	0,172	0,180	0,176	0,008	-0,004
30	0,175	0,171	0,189	-0,005	0,018
40	0,187	0,169	0,203	-0,018	0,034
50	0,200	0,169	0,215	-0,030	0,046
60	0,214	0,166	0,221	-0,048	0,056
70	0,197	0,161	0,218	-0,036	0,058
80	0,165	0,138	0,211	-0,027	0,074
90	0,161	0,130	0,212	-0,031	0,082

Notas: a. La brecha salarial corresponde al diferencial del logaritmo del salario por hora entre hombres y mujeres.  
b. Los salarios por hora están expresados en euros corrientes de cada año.

Cabe destacar también que los cambios experimentados en el tiempo por la brecha salarial no han sido homogéneos a lo largo de toda la distribución. Así, a diferencia de lo observado en el resto de la distribución, en la cola izquierda la brecha salarial aumentó entre 2002 y 2006 y se redujo entre 2006 y 2010. A su vez, las modificaciones fueron por lo general comparativamente más acusadas en la cola derecha de la distribución, destacando especialmente el aumento de la brecha en el periodo 2006-2010 (como muestra, el aumento en el percentil 90, de 0,082 puntos logarítmicos, prácticamente duplicó el aumento en la media y la mediana, cifrados en 0,035 y 0,046 puntos, respectivamente). Esta circunstancia, de hecho, explica que, a diferencia de años anteriores, a partir de 2010 se observe con nitidez un perfil creciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución.

La tabla A.1 del anexo muestra información descriptiva sobre las características de hombres y mujeres en las diferentes olas de la EES. La misma permite constatar la presencia de diferencias significativas en las características relativas de ambos colectivos y en su evolución en el tiempo. Así, entre 2002 y 2006, coincidiendo con la fase expansiva de la economía española, se produjo una mejora general de las características relativas de las mujeres,



**Figura 1. Brecha salarial por género en España. Evidencia descriptiva**

particularmente en factores como la edad y la antigüedad (donde el diferencial a favor de los hombres se redujo); la educación (aumentó el diferencial a favor de las mujeres) y la ocupación (las ocupaciones elementales incrementaron su presencia relativa en el caso de los hombres). Por el contrario, entre 2006 y 2010 se dio, con contadas excepciones, una mejora generalizada de las dotaciones relativas de características productivas de los hombres, en especial con respecto a factores como la educación y la antigüedad (ya que aunque mejoraron las dotaciones de los dos factores para ambos colectivos, lo hicieron en mayor medida para los hombres); la edad (la cual aumentó en promedio para ambos sexos, pero en mayor medida para las mujeres) y la ocupación (aunque la caída del peso relativo de las ocupaciones poco cualificadas fue mayor en el caso de las mujeres, en general se produjo un desplazamiento comparativamente más significativo de la estructura ocupacional hacia mejores ocupaciones en el caso de los hombres)<sup>12</sup>.

## 5.2. Descomposiciones econométricas según la extensión de la metodología de Juhn *et al.* (1991,1993)

Las tablas 2 y 3 contienen los resultados de la aplicación de la extensión de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) a la descomposición del diferencial en salarios medios por género en cada uno de los años examinados, así como de su evolución en el tiempo. Las columnas bajo el encabezado A de la tabla 2 muestran, en particular, los resultados de la descomposición del diferencial salarial promedio por sexo de forma separada en 2002, 2006

y 2010 en función de los tres componentes del lado derecho de la ecuación (3)<sup>13</sup>. La primera fila de la tabla contiene el valor del diferencial salarial en el año correspondiente y el resto el valor de los distintos términos de la descomposición (donde un valor positivo indica que se trata de un factor que origina un diferencial salarial favorable a los hombres).

**Tabla 2**  
**DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES SIGUIENDO LA EXTENSIÓN DE LA METODOLOGÍA DE JUHN *et al.***  
**(1991, 1993)**

	A			B		
	2002	2006	2010	2002	2006	2010
Diferencial salarial por género	0,186	0,168	0,203	0,186	0,168	0,203
Características (1)	0,031(16,7)	0,029(17,3)	0,048(23,6)	0,057(30,6)	0,045(26,8)	0,074(36,5)
Nacionalidad	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Educación	-0,007	-0,009	-0,009	-0,011	-0,015	-0,014
Edad	0,007	0,004	0,006	0,008	0,004	0,007
Antigüedad	0,013	0,010	0,017	0,015	0,013	0,023
Tipo de contrato	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tipo de jornada	-0,004	-0,001	-0,004	0,005	0,015	0,009
Ocupación	0,007	0,008	0,023	0,005	0,003	0,027
Supervisión	0,014	0,017	0,015	0,011	0,012	0,010
Región	-	-	-	-0,003	-0,004	-0,003
Sector	-	-	-	0,043	0,036	0,025
Tamaño	-	-	-	-0,014	-0,020	-0,011
Tipo de convenio	-	-	-	-0,002	0,001	0,001
Residuos salariales (2)	0,071(38,2)	0,069(41,1)	0,074(36,5)	0,129(69,4)	0,123(73,2)	0,130(63,5)
Efectos por establecimiento (3)	0,084(45,1)	0,070(41,6)	0,081(39,9)	-	-	-

*Nota:* a. La tabla recoge los resultados obtenidos tras aplicar la ecuación (3) a las distintas olas de la Encuesta de Estructura Salarial. Entre paréntesis aparece el porcentaje del diferencial salarial por razón de género explicado por cada término.

Se constata así que las diferencias en las dotaciones de características productivas entre hombres y mujeres, capturadas por el primer término de la descomposición, justifican una proporción del diferencial de salarios medios por género menor que la correspondiente al resto de componentes de la descomposición (su capacidad explicativa va desde el 16,7% en 2002 hasta el 23,6% en 2010). Más concretamente, los resultados detallados de la descomposición muestran que los salarios relativos de los hombres se benefician en general de sus mejores dotaciones en factores como la edad y la antigüedad, así como de su mayor acceso relativo a ocupaciones comparativamente mejores y a trabajos que implican realizar tareas de supervisión. En sentido contrario, el salario relativo de las mujeres se beneficia exclusi-

vamente de sus mayores niveles educativos y, muy ligeramente, de la mayor incidencia de la jornada parcial en este colectivo.

Los factores inobservables tienen, por su parte, una capacidad explicativa del diferencial salarial promedio por género significativa (el segundo componente de la descomposición explica todos los años en torno a 0,07 puntos logarítmicos y al 40% del diferencial salarial). Cabe destacar que, por las propiedades de la descomposición utilizada, el valor de este componente corresponde al diferencial salarial promedio entre hombres y mujeres que trabajan en un mismo establecimiento y que poseen las mismas características productivas observadas. La existencia de un notable diferencial es compatible, pues, con la presencia de mecanismos de discriminación directa de las mujeres en los procesos de remuneración salarial (si bien parte de los mismos puede deberse también a elementos como la existencia de posibles diferencias en las dotaciones de habilidad inobservada de hombres y mujeres).

Por último, la desigual distribución de hombres y mujeres por establecimientos (un elemento cuya influencia es capturada por el tercer término de la descomposición) explica también una proporción muy destacada del diferencial (entre 0,07 y 0,08 puntos logarítmicos y entre el 40% y el 45% del diferencial salarial promedio, en función del año). En consecuencia, la segregación relativa de las mujeres en establecimientos de bajos salarios se confirma como uno de los principales orígenes de sus menores salarios relativos en el mercado de trabajo español. A fin de averiguar qué tipo de empresas da origen a este resultado, se ha procedido a desarrollar la descomposición salarial sustituyendo en la ecuación (1) los efectos fijos por establecimiento por las características de los mismos disponibles en la EES (sector de actividad, tamaño de empresa, tipo de convenio colectivo y región de ubicación). Los resultados de esta descomposición de forma separada para cada uno de los tres años considerados aparecen en las tres columnas bajo el encabezado B de la tabla 2. Los mismos permiten constatar que, en la práctica, la segregación de las mujeres en empresas de bajos salarios es un fenómeno que está asociado en buena medida a su ubicación en sectores que ofrecen salarios comparativamente reducidos (este factor explica por sí solo una proporción de la brecha salarial superior al 20% en 2002 y 2006 y del 12% en 2010). Por el contrario, la distribución relativa de las mujeres por empresas en función de su tamaño y, en menor medida, por regiones es ligeramente favorable para sus salarios. En este sentido, se constata una mayor presencia de mujeres en empresas de mayor tamaño relativo y en regiones donde los salarios son comparativamente más altos <sup>14</sup>.

A pesar de referirse a un periodo temporal distinto, los resultados anteriores coinciden en general con los documentados por Simón, Ramos y Sanromá (2008a), basados en la misma metodología de descomposición salarial, para el periodo 1995-2002. Esta concordancia muestra la persistencia de los factores inobservables y la segregación laboral como principales determinantes de la brecha salarial por género, así como la relevancia de la distribución sectorial en la generación de dicha brecha. En la misma línea, otros trabajos centrados en destacar la elevada capacidad explicativa de la segregación de las mujeres en empresas y ocupaciones de bajos salarios sobre el diferencial salarial por género en España son los de Amuedo-Dorantes y De la Rica (2006) y Simón (2006).



Las columnas bajo el encabezado A de la tabla 3 muestran, por su parte, los resultados de la descomposición del cambio experimentado en el diferencial salarial por género con el transcurso del tiempo obtenidos mediante la ecuación (4) (las columnas bajo el encabezado B de la tabla 3 contienen, por su parte, los resultados de la descomposición de los cambios en el diferencial salarial cuando se consideran características de las empresas en lugar de efectos fijos). Así, la primera fila de la tabla contiene el valor del cambio experimentado por el diferencial salarial, mostrando las filas restantes la contribución al mismo de los distintos términos de la descomposición (un valor positivo indica que el correspondiente factor contribuye a un aumento del diferencial salarial).

**Tabla 3**  
**DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN EL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO**  
**ENTRE HOMBRES Y MUJERES SIGUIENDO LA EXTENSIÓN DE LA METODOLOGÍA**  
**DE JUHN *et al.* (1991, 1993)**

	A		B	
	2002-2006	2006-2010	2002-2006	2006-2010
Diferencial salarial <sub>B</sub> -Diferencial salarial <sub>A</sub>	-0,018	0,035	-0,018	0,035
Dotación relativa de características (1)	-0,012(66,6)	0,014(40,0)	-0,014(77,8)	0,016(45,7)
Nacionalidad	0,000	-0,001	0,000	0,000
Educación	-0,001	0,003	-0,001	0,004
Edad	-0,002	0,001	-0,002	0,001
Antigüedad	-0,004	0,007	-0,005	0,008
Tipo de contrato	0,000	0,000	0,000	0,000
Tipo de jornada	0,000	0,001	0,003	-0,002
Ocupación	-0,005	0,006	-0,007	0,007
Supervisión	0,000	-0,003	0,000	-0,002
Región	-	-	0,000	0,000
Sector	-	-	0,001	-0,008
Tamaño	-	-	-0,005	0,009
Tipo de convenio	-	-	0,002	-0,001
Rendimientos de las características (2)	0,011(-61,1)	0,003(8,6)	0,002(-11,1)	0,012(34,3)
Nacionalidad	0,000	0,000	0,000	0,000
Educación	-0,002	-0,002	-0,003	-0,003
Edad	-0,001	0,001	-0,002	0,001
Antigüedad	0,000	0,001	0,002	0,001
Tipo de contrato	0,000	0,000	0,000	0,000
Tipo de jornada	0,003	-0,005	0,007	-0,003
Ocupación	0,007	0,008	0,005	0,017
Supervisión	0,003	0,000	0,001	-0,001
Región	-	-	0,001	-0,001
Sector	-	-	-0,008	-0,001
Tamaño	-	-	-0,001	0,001
Tipo de convenio	-	-	0,000	0,001
Residuos salariales relativos (3)	-0,010(55,5)	0,007(20,0)	-0,009(50,0)	0,008(22,9)
Dispersión de los residuos salariales (4)	0,007(-38,8)	-0,001(-2,9)	0,003(-16,7)	-0,001(-2,9)
Efectos fijos por establecimiento relativos (5)	-0,012(66,6)	0,011(31,4)	-	-
Dispersión de los efectos fijos por establecimiento (6)	-0,002(11,1)	0,001(2,9)	-	-

*Nota:* a. La tabla recoge los resultados obtenidos tras aplicar la ecuación (4) a las distintas olas de la Encuesta de Estructura Salarial. Entre paréntesis aparece el porcentaje de cambio en el diferencial salarial por razón de género explicado por cada término.

Comenzando por el periodo 2002-2006, se constata que la reducción experimentada por la brecha salarial por razón de género (cuantificada en 0,018 puntos logarítmicos) se debió a la influencia conjunta de tres factores: la mejora de la dotación relativa de características productivas de las mujeres (con un papel destacado de las mejoras en las dotaciones relativas de edad, antigüedad y la distribución por ocupaciones); la influencia de los factores inobservables (reflejada en la mejora en la posición de las mujeres en la distribución de residuos salariales durante el periodo) y la reducción de la intensidad de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos. Estos efectos son recogidos por el primer, tercer y quinto componentes de la ecuación (4), respectivamente, presentando todos ellos una magnitud relativamente similar (en torno a 0,01 puntos logarítmicos). En relación con el último de estos elementos, los resultados de la descomposición del cambio de la brecha salarial obtenidos considerando en la especificación de la ecuación salarial (1) las características de empresas (primera columna bajo el encabezado B) permiten constatar que un elemento explicativo relevante de la reducción de la intensidad de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos fue su desplazamiento durante el periodo hacia empresas de mayor tamaño.

Los factores que actuaron en dicho periodo a favor de los salarios femeninos fueron parcialmente contrarrestados, no obstante, por el hecho de que los cambios experimentados en general por la estructura salarial durante el periodo actuaron en detrimento de los salarios relativos de las mujeres. Esta última circunstancia se aprecia en los valores del segundo componente de la descomposición (cuyo valor positivo implica que los cambios que se dieron en la remuneración general de las características productivas en el mercado de trabajo resultaron perjudiciales para las mujeres) y también del cuarto componente (cuyo valor también positivo implica que el aumento de la dispersión de los residuos salariales derivó en una mayor penalización salarial del colectivo peor ubicado en la distribución de residuos salariales, las mujeres).

Los resultados anteriores están en línea con los que documentan diversos autores para el caso de la economía española. Así, Gradín y Del Río (2009) también subrayan el efecto positivo de la mejora relativa del nivel de estudios de las mujeres sobre la reducción del diferencial salarial promedio entre 1995 y 2002. Esta circunstancia, junto a una influencia positiva de los factores inobservables, favoreció la reducción de la brecha salarial en el mismo periodo temporal de acuerdo con la evidencia obtenida por Simón, Ramos y Sanromá (2008), si bien el grado de segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios actuó en el sentido contrario al que se observa para el periodo 2002-2006.

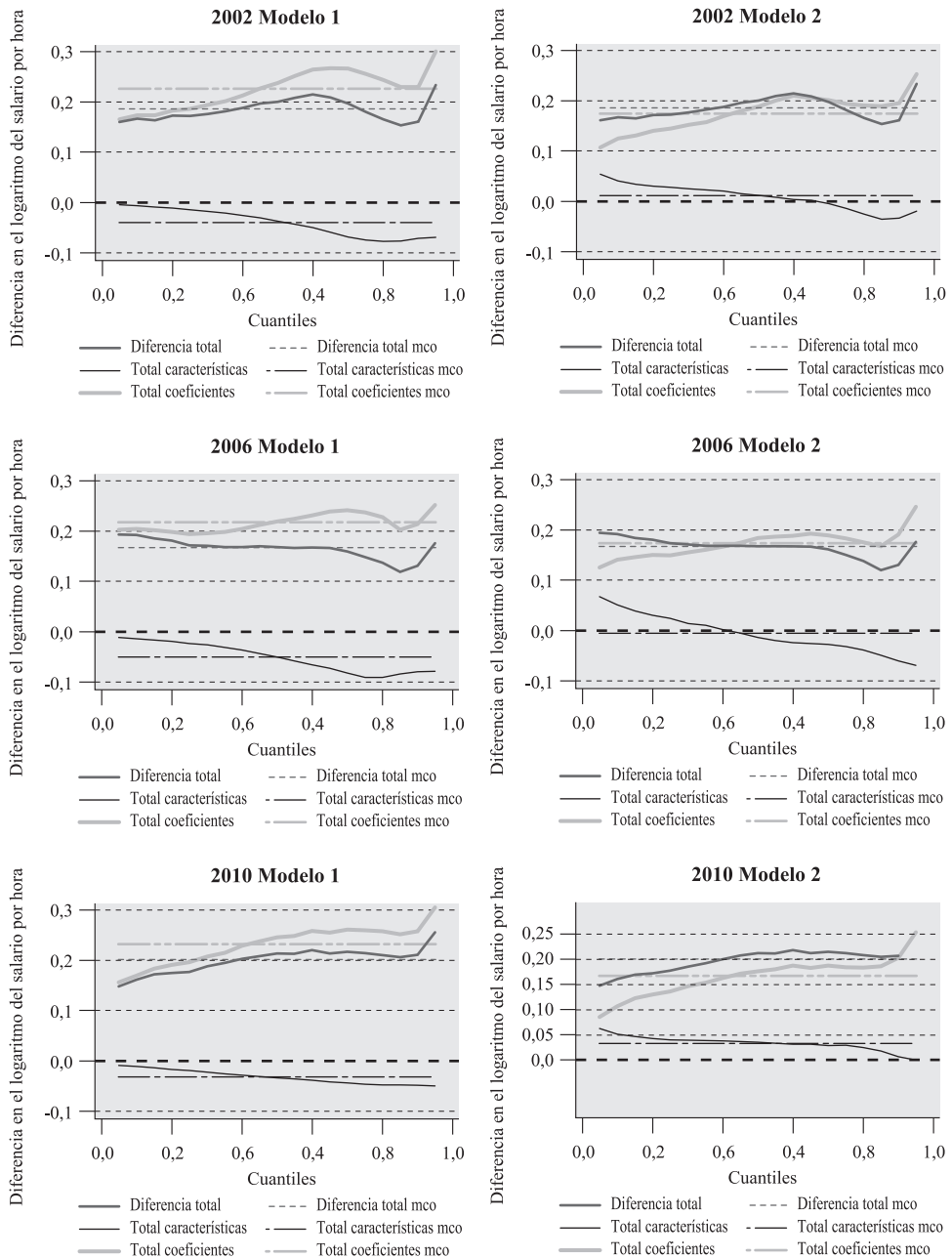
Con relación al periodo 2006-2010, el aumento observado de la brecha salarial (0,035 puntos logarítmicos) se explica parcialmente por la mejora en la dotación relativa de las características productivas de los hombres que se produjo durante el periodo (el primer componente de la descomposición toma un valor positivo de 0,014 puntos logarítmicos), en especial de la antigüedad y la ocupación (0,007 y 0,006 puntos, respectivamente). También influyeron en el mismo sentido los cambios en el efecto de los factores inobservables, resul-

tantes en una mejora de la posición relativa de los hombres en la distribución de residuos salariales (0,007 puntos), y las modificaciones experimentadas por los rendimientos salariales de las características productivas que, al igual que en la etapa anterior, perjudicaron los salarios relativos de las mujeres, si bien con un impacto cuantitativamente menor (0,003 puntos). Por último, otro elemento que contribuyó a la ampliación de la brecha salarial por género trar el inicio de la crisis fue el aumento de la intensidad de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos (0,011 puntos). En relación con este punto, los resultados de la descomposición obtenidos considerando características de las empresas en lugar de efectos fijos (última columna bajo el encabezado B) muestran que el mismo se debió esencialmente a los cambios que se dieron durante el periodo en la distribución relativa de hombres y mujeres según el tamaño de las empresas (que explican por sí solos un aumento de la brecha salarial de 0,009 puntos logarítmicos). No obstante, según dichos resultados, dicho efecto fue parcialmente contrarrestado por el derivado de las modificaciones en la composición sectorial.

### **5.3. Descomposiciones econométricas según la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011)**

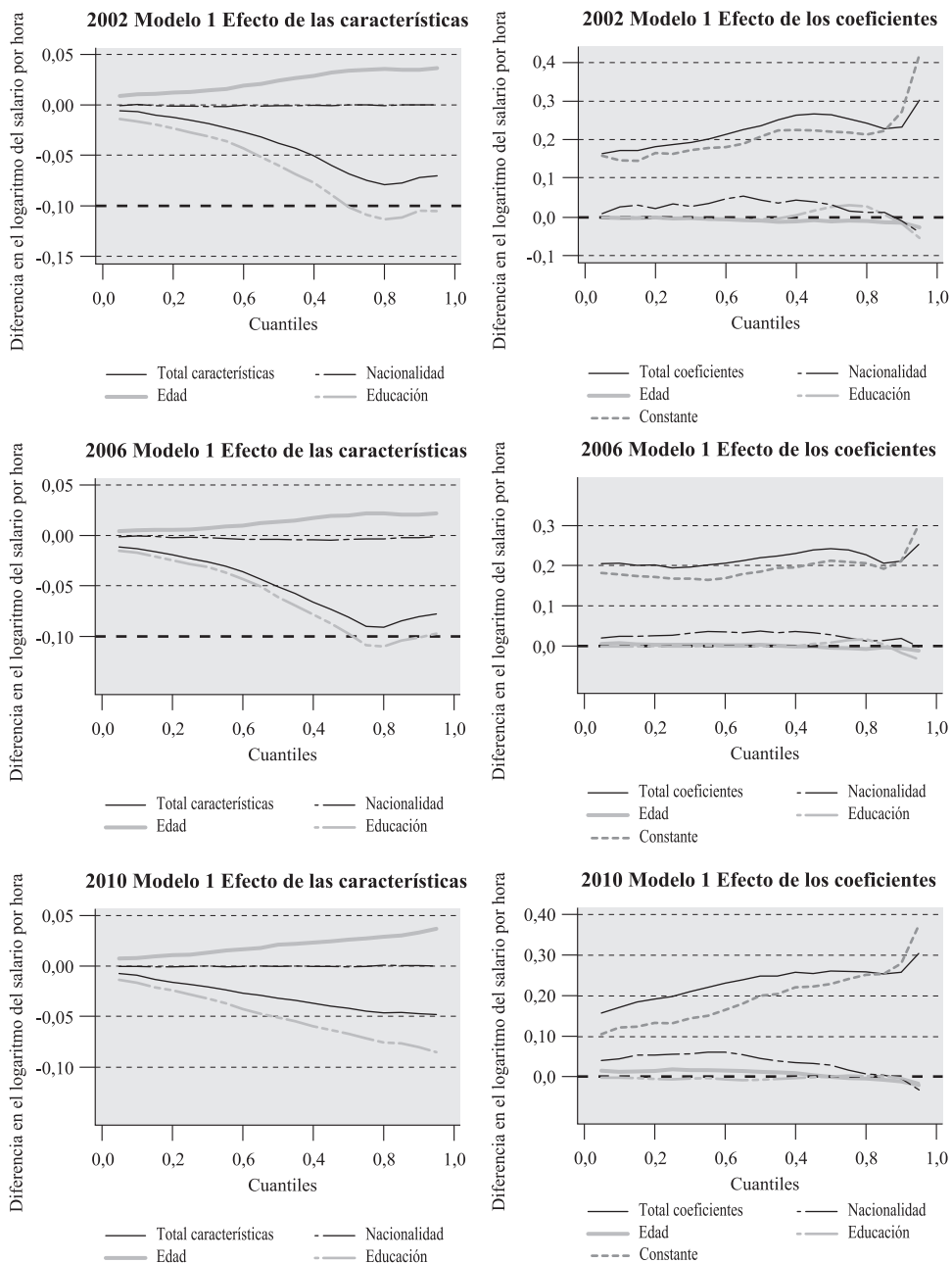
En la presente sección se ofrece la evidencia obtenida tras aplicar la metodología propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011). Más concretamente, las figuras 2 a 4 contienen los resultados de la descomposición de la diferencia del logaritmo del salario por hora entre hombres y mujeres por cuantiles de forma separada para cada uno de los años considerados. A efectos de facilitar la presentación, la figura 2 distingue exclusivamente entre la aportación agregada de los componentes de características y de rendimientos, mientras que las figuras 3 y 4 recogen los resultados detallados de los efectos individuales de cada una de las variables explicativas asociados a ambos componentes<sup>15</sup>. Esta evidencia ha sido obtenida, a su vez, utilizando dos conjuntos diferentes de variables explicativas: uno que incluye únicamente características sociodemográficas de los individuos (modelo 1) y otro que añade características relativas a puestos de trabajo y empresas (modelo 2).

Comenzando con los resultados agregados obtenidos con el modelo 1 (donde se contemplan como variables explicativas exclusivamente la educación, la edad y la nacionalidad), para todos los años se constata que en todos los puntos de la distribución la brecha salarial se explica en su práctica totalidad por las diferencias en rendimientos (figura 2)<sup>16</sup>. En concordancia con lo anterior, el componente de características es, de hecho, sistemáticamente favorable para las mujeres, especialmente a medida que se avanza a lo largo de la distribución. Este resultado se explica esencialmente por las mayores dotaciones de educación de este colectivo, ejerciendo las dotaciones de edad un efecto contrapuesto (figura 3). En este sentido, cabe destacar que el efecto reductor que se deriva de la mayor educación relativa de las mujeres sobre la brecha salarial por género a lo largo de la distribución salarial concuerda con los resultados de De la Rica, Dolado y Llorens (2008), Gradín y Del Río (2009) y Del Río, Gradín y Cantó (2011)<sup>17</sup>.



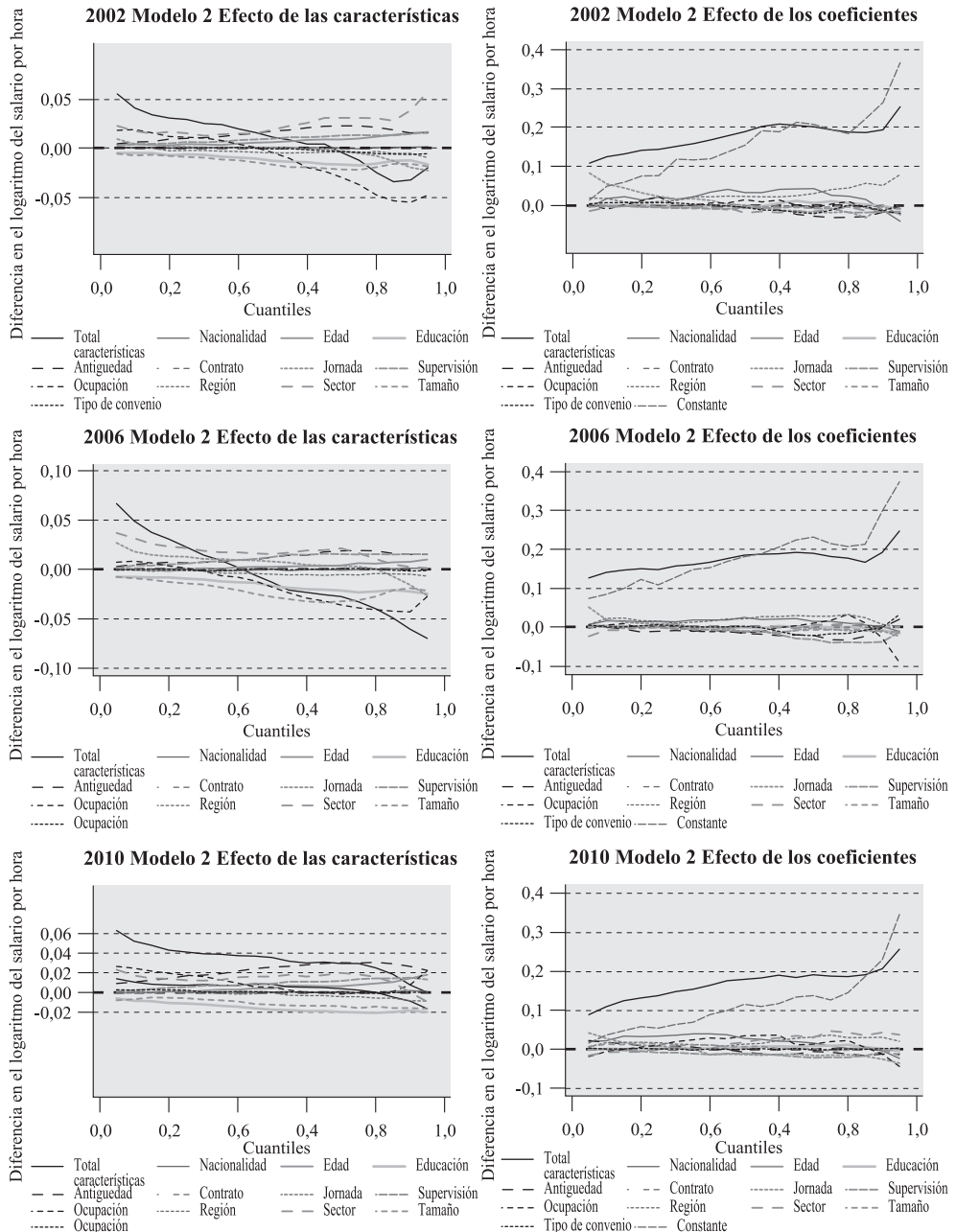
**Figura 2. Descomposición agregada de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España**

Nota: a. El Modelo 1 muestra los resultados de la descomposición salarial según la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011) a partir de ecuaciones salariales que incluyen como únicas variables explicativas las características individuales del trabajador (edad, educación y nacionalidad). El Modelo 2 muestra los resultados de la descomposición salarial según la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011) a partir de ecuaciones salariales que incluyen como variables explicativas, además de las características individuales, las referidas a los puestos de trabajo y empresas (ocupación, antigüedad, tipo de contrato, tipo de jornada, realización de tareas de supervisión, sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región).



**Figura 3. Descomposición detallada de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España. Modelo 1**

Nota: a. El Modelo 1 muestra los resultados de la descomposición salarial según la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011) a partir de ecuaciones salariales que incluyen como únicas variables explicativas las características individuales del trabajador (edad, educación y nacionalidad).



**Figura 4. Descomposición detallada de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España. Modelo 2**

Nota: a. El Modelo 2 muestra los resultados de la descomposición salarial según la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux (2011) a partir de ecuaciones salariales que incluyen como variables explicativas tanto características individuales (edad, educación y nacionalidad) como de los puestos de trabajo y empresas (ocupación, antigüedad, tipo de contrato, tipo de jornada, realización de tareas de supervisión, sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región).

Atendiendo a los resultados detallados contenidos en la figura 3 se observa, además, que el grueso del efecto del componente de rendimientos se debe a diferencias en la constante (y, en consecuencia, a factores inobservados) y no tanto a diferentes procesos de remuneración de características observables de los individuos como pueden ser la edad, la educación y la nacionalidad. Cabe destacar, por otra parte, que esta circunstancia es notablemente más acusada en la cola derecha de la distribución, donde la capacidad explicativa de la constante supera incluso la magnitud de la brecha total, puesto que los rendimientos salariales observados para factores como la edad o la educación son favorables para los salarios de las mujeres.

El modelo 2 amplía las variables explicativas contenidas en el modelo 1, por lo que sus resultados permiten constatar el efecto diferencial de las características de los puestos de trabajo y de las empresas en la brecha salarial por género. En este sentido, cabe destacar que las diferencias por género en dotaciones de características son ahora sistemáticamente menos favorables para las mujeres. De hecho, a diferencia de lo observado con el modelo 1, este componente toma en muchos casos valores positivos (concretamente, en la parte izquierda de la distribución salarial en los años 2002 y 2006 y en prácticamente toda la distribución en el año 2010: figura 2). La evidencia contenida en la figura 4 confirma la desventaja de las mujeres en cuanto a las características de los puestos de trabajo y de las empresas, un hecho que se explica, a su vez, por sus peores dotaciones de factores como la supervisión y la antigüedad<sup>18</sup>. En relación con el efecto de los coeficientes, los resultados son relativamente similares a los obtenidos con el modelo 1, de modo que el grueso del efecto de este componente se explica por diferencias en la constante, siendo este efecto notablemente más significativo en la cola derecha de la distribución.

En términos de perspectiva temporal, la evidencia obtenida confirma que la ruptura en la tendencia hacia la reducción de la brecha salarial por género con el transcurso del tiempo que se produjo entre 2006 y 2010 se explica en una proporción sustancial a lo largo de toda la distribución salarial por los cambios experimentados en las dotaciones de características observadas. Esto se debe, en concreto, a que se produjo en dicha etapa un empeoramiento para las mujeres de sus dotaciones relativas de características sociodemográficas (particularmente, de educación: figura 3) y también de características de los puestos de trabajo y las empresas, destacando en este sentido los cambios en las dotaciones de factores como antigüedad, ocupación y tamaño de la empresa (figura 4).

Finalmente, la aparición de un perfil nítidamente creciente de la brecha a lo largo de la distribución salarial que se constata tras el inicio de la crisis, coincidiendo con un fenómeno de techo de cristal, se explica por la conjunción de dos factores. El primero es que se atenuó el perfil decreciente a lo largo de la distribución del componente de características. Esta circunstancia se explica, a su vez, porque el empeoramiento de las dotaciones relativas de características de las mujeres que se dio entre 2006 y 2010 fue comparativamente más acentuado conforme se avanza en la distribución salarial (destacando en este sentido los cambios en factores como la edad y la ocupación). De esta forma, en contraste con periodos previos, el componente de características ejerce tras el inicio de la crisis un efecto menos diferenciado en función del nivel salarial, siendo el mismo, además, sistemáticamente desfavorable



para las mujeres (lo que implica, en particular, la desaparición de la ventaja comparativa que mostraban en términos de dotaciones de características las mujeres mejor posicionadas). El segundo es que en dicho periodo se produjo también un cambio en el perfil del componente de rendimientos, originado en buena medida por el comportamiento de la constante. En concreto, se observa que el efecto (desfavorable para las mujeres) de la constante sobre la brecha salarial sufre una caída significativa en la mitad izquierda de la distribución tras el inicio de la crisis, manteniéndose en niveles más similares a la etapa previa en el extremo superior de la distribución.

## 6. Conclusiones

El artículo examina la evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España entre los años 2002 y 2010 con la motivación principal de contrastar los efectos generados por la crisis económica sobre la brecha salarial por razón de género. El análisis se desarrolla a partir de la aplicación de dos técnicas econométricas de descomposición del diferencial salarial. En primer lugar, una extensión de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) adaptada a su uso con microdatos emparejados empresa-trabajador que permite considerar, entre otros aspectos, el efecto del establecimiento del trabajador sobre la brecha salarial promedio y sobre su evolución a lo largo del tiempo. En segundo lugar, la técnica propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) basada en la regresión cuantílica incondicionada, la cual posibilita plantear el análisis del diferencial salarial por género a lo largo de la distribución de salarios, atendiendo a los efectos generados sobre dicho diferencial por cada una de las variables explicativas consideradas.

Los resultados obtenidos confirman que las diferencias en las dotaciones de características productivas entre hombres y mujeres no justifican por sí mismas el diferencial salarial por razón de género en España. Por el contrario, una parte importante del mismo se debe a la presencia de una significativa brecha salarial intra-empresa para hombres y mujeres con las mismas características productivas observadas. Esta circunstancia, si bien pudiera reflejar posibles diferencias en las capacidades de hombres y mujeres no recogidas por las variables de control, resulta compatible con la presencia de elementos discriminatorios en los procesos de retribución salarial. En el mismo sentido, se constata que la segregación laboral de las mujeres en establecimientos de bajos salarios explica también una proporción reseñable del diferencial salarial observado, destacando el efecto derivado de su mayor presencia relativa en sectores de bajos salarios. Según la literatura económica, este tipo de segregación es, de nuevo, un factor cuyo origen pudiera estar relacionado con procesos discriminatorios, pero también con elementos alternativos, entre los que destaca la posible existencia de diferencias en las preferencias de hombres y mujeres en cuestiones como los aspectos no pecuniarios de los puestos de trabajo.

La evolución reciente de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España muestra algunos elementos novedosos asociados al inicio de la Gran Recesión. La evidencia obtenida para España parece confirmar la hipótesis de investigaciones previas para otros paí-

ses sobre posibles efectos diferenciados del ciclo económico sobre las condiciones laborales relativas de las mujeres. Así, en primer lugar, la tendencia decreciente de la brecha salarial por razón de género que se venía dando con anterioridad en la economía española se vio truncada tras el inicio de la crisis. El principal factor explicativo de dicha evolución radica en el cambio de sentido del efecto de los factores que en la etapa previa habían impulsado la reducción de la misma, en particular las modificaciones de dotaciones de características productivas y la segregación por establecimiento de ambos colectivos. Así, si bien durante el periodo 2002-2006 se dio una mejora relativa en las características observadas de las mujeres y una reducción de la intensidad de la segregación de las mismas en establecimientos de bajos salarios (destacando en este sentido su desplazamiento relativo durante el periodo hacia establecimientos con mayor tamaño), el principal factor explicativo del aumento de la brecha salarial para el periodo 2006-2010 fue la mejora relativa de las dotaciones de las características productivas y de los puestos de trabajo ocupados por los hombres derivada de la destrucción de empleo asociada a la crisis. Esta circunstancia incluye una intensificación de la segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios relativos, asociada en buena medida a los cambios en la distribución por tamaño de empresas de hombres y mujeres durante el periodo. En segundo lugar, se constata la aparición tras el inicio de la crisis de un tratamiento salarial comparativamente más desfavorable para las mujeres situadas en la parte superior de la distribución de ingresos, dando lugar a un fenómeno de techo de cristal para el conjunto de las mujeres españolas, y no sólo para las más cualificadas. Esta circunstancia se debe a que los cambios que se produjeron durante el periodo tanto en las dotaciones relativas de características de hombres y mujeres como en el componente de rendimientos no fueron homogéneos a lo largo de la distribución salarial, sino que tuvieron un carácter más acentuado conforme se avanza a lo largo de la misma.

Por último, cabe destacar que la evidencia empírica que se proporciona en el presente estudio alcanza exclusivamente hasta el inicio de la crisis económica. No obstante, con posterioridad se han producido en España cambios notables en la evolución del empleo y en la determinación de los salarios que pudieran tener un impacto significativo en el diferencial salarial por razón de sexo. Así, por una parte, la extensión de la destrucción de empleo al sector público, inicialmente limitada al sector privado, es posible que constituya un elemento perjudicial para los salarios femeninos, en la medida en que la brecha salarial por sexo es comparativamente menor en el sector público (Ugidos, 1997). En el mismo sentido, la crisis económica parece estar originando un efecto trabajador añadido en el caso de las mujeres españolas (Addabbo, Rodríguez Madroño y Gálvez Muñoz, 2013). Si, como cabe esperar, las mujeres que se están incorporando a la fuerza laboral desde la inactividad tienen menos experiencia laboral y un nivel de cualificación inferior al promedio, esta circunstancia tendería a ampliar la brecha salarial observada. Finalmente, se han producido recientemente cambios regulatorios muy intensos en la negociación colectiva, tanto en el marco de la reforma específica de esta institución de 2011 como en la reforma laboral de carácter general de 2012, que implican modificaciones potencialmente profundas en la determinación de los salarios en nuestro país. Las vías novedosas de flexibilidad salarial son variadas e importantes, pues incluyen, sin ánimos de ser exhaustivos, la prioridad aplicativa de los convenios de empresa, la eliminación de la ultraactividad de los convenios y la posibilidad de acometer reduc-

ciones de los salarios si son superiores a los del convenio de referencia, siempre que lo justifiquen las circunstancias económicas (para más detalles véase Consejo Económico y Social, 2012b). En consecuencia, podrían tener un impacto significativo en la evolución de la brecha salarial por género, en tanto en que amplían el margen de discrecionalidad en la fijación de los salarios por parte de las empresas y, por lo tanto, la posibilidad de que se acentúe el tratamiento salarial diferenciado por género. El examen de la brecha salarial por género en periodos posteriores a los aquí analizados constituye, en consecuencia, una línea de investigación futura de indudable interés.

**Tabla A.1**  
**DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES**

	2002		2006		2010	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Salario por hora	9,106 (6,32)	7,448 (4,57)	10,460 (6,88)	8,837 (5,57)	13,211 (9,80)	10,447 (6,62)
Nativo	0,963	0,973	0,916	0,940	0,930	0,936
Inmigrante	0,037	0,027	0,084	0,060	0,070	0,064
Edad menos de 30	0,258	0,312	0,227	0,260	0,151	0,187
Edad 30-45	0,469	0,482	0,477	0,494	0,509	0,541
Edad más de 45	0,272	0,205	0,295	0,246	0,340	0,272
Educación primaria	0,304	0,226	0,296	0,219	0,185	0,124
Educación secundaria	0,547	0,525	0,528	0,496	0,590	0,568
Educación universitaria	0,149	0,249	0,176	0,285	0,224	0,308
Antigüedad	7,695 (9,63)	6,082 (8,15)	7,528 (9,64)	6,305 (8,40)	9,417 (10,08)	7,450 (8,54)
Contrato temporal	0,268	0,278	0,288	0,289	0,215	0,225
Contrato indefinido	0,732	0,722	0,712	0,711	0,785	0,775
Jornada parcial	0,042	0,218	0,068	0,284	0,090	0,267
Jornada completa	0,958	0,782	0,932	0,716	0,910	0,733
Supervisión	0,290	0,205	0,215	0,132	0,220	0,149
No supervisión	0,710	0,795	0,785	0,868	0,780	0,851
Directores y gerentes	0,031	0,011	0,033	0,014	0,042	0,023
Técnicos y profesionales científicos	0,083	0,150	0,085	0,161	0,128	0,185
Técnicos y profesionales de apoyo	0,133	0,144	0,126	0,142	0,192	0,171
Empleados administrativos y de oficina	0,077	0,183	0,082	0,191	0,081	0,200
Servicios de restauración y vendedores	0,076	0,189	0,063	0,200	0,083	0,201
Trabajadores cualificados en agricultura	0,002	0,000	0,003	0,000	0,004	0,001
Trab. cual. de manufacturas y construcción	0,256	0,041	0,272	0,046	0,223	0,035
Operadores de instalaciones y maquinaria	0,237	0,092	0,206	0,058	0,153	0,051
Ocupaciones elementales/No cualificados	0,106	0,191	0,130	0,187	0,095	0,133

**Tabla A.1 (Continuación)**  
**DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES**

	2002		2006		2010	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Andalucía	0,098	0,091	0,101	0,085	0,103	0,098
Aragón	0,049	0,041	0,046	0,042	0,040	0,035
Asturias	0,035	0,031	0,031	0,026	0,033	0,022
Baleares	0,032	0,033	0,028	0,030	0,028	0,030
Canarias	0,045	0,043	0,040	0,043	0,040	0,040
Cantabria	0,019	0,017	0,021	0,020	0,025	0,017
Castilla-La Mancha	0,047	0,042	0,049	0,043	0,039	0,035
Castilla y León	0,054	0,047	0,057	0,058	0,051	0,048
Cataluña	0,153	0,183	0,144	0,170	0,166	0,201
Comunidad Valenciana	0,112	0,098	0,106	0,089	0,085	0,081
Extremadura	0,025	0,023	0,027	0,021	0,023	0,017
Galicia	0,063	0,062	0,059	0,058	0,053	0,052
Madrid	0,120	0,160	0,136	0,169	0,175	0,212
Murcia	0,040	0,033	0,043	0,040	0,030	0,026
Navarra	0,027	0,025	0,024	0,025	0,029	0,022
País Vasco	0,061	0,052	0,066	0,063	0,062	0,050
La Rioja	0,020	0,016	0,019	0,016	0,017	0,013
Ceuta y Melilla	0,001	0,001	0,002	0,001	0,003	0,002
Industrias extractivas	0,017	0,002	0,013	0,002	0,007	0,001
Industria manufacturera	0,435	0,260	0,387	0,194	0,374	0,190
Producción de energía eléctrica, gas y agua	0,013	0,004	0,008	0,003	0,032	0,012
Construcción	0,152	0,019	0,170	0,022	0,112	0,021
Comercio	0,075	0,114	0,078	0,116	0,131	0,145
Hostelería	0,050	0,108	0,048	0,096	0,023	0,046
Transporte y comunicaciones	0,055	0,022	0,064	0,025	0,058	0,053
Intermediación financiera	0,056	0,048	0,050	0,049	0,036	0,048
Actividades inmobiliarias y de alquiler	0,068	0,156	0,089	0,187	0,139	0,240
Educación	0,030	0,094	0,037	0,099	0,014	0,031
Sanidad	0,032	0,144	0,037	0,168	0,037	0,157
Otras actividades sociales y de servicios	0,018	0,027	0,021	0,040	0,039	0,057
Tamaño menos de 20	0,218	0,183	0,238	0,195	0,238	0,227
Tamaño 20-49	0,272	0,227	0,265	0,192	0,133	0,099
Tamaño 50-99	0,150	0,128	0,134	0,119	0,110	0,082
Tamaño 100-199	0,111	0,109	0,105	0,101	0,140	0,110
Tamaño 200-499	0,143	0,163	0,134	0,162	0,212	0,212
Tamaño 500 ó más	0,105	0,191	0,124	0,231	0,167	0,271
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,355	0,414	0,375	0,425	0,383	0,432
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0,546	0,475	0,543	0,504	0,515	0,464
Convenio de empresa	0,099	0,110	0,082	0,071	0,101	0,105
Número de observaciones	78.426	44.006	82.767	57.474	95.797	68.625

Nota: a. Entre paréntesis aparece la desviación estándar de las variables continuas.

**Tabla A.2**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 1. 2002**

		Cuantiles		
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Total	Hombres	1,661 (0,002)***	2,087 (0,002)***	2,862 (0,004)***
	Mujeres	1,495 (0,002)***	1,887 (0,003)***	2,701 (0,005)***
	Diferencia	0,166 (0,003)***	0,200 (0,004)***	0,161 (0,006)***
	Características	-0,006 (0,001)***	-0,037 (0,002)***	-0,071 (0,003)***
Coeficientes		0,173 (0,003)***	0,237 (0,003)***	0,231 (0,006)***
	Nacionalidad	-0,000 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,000 (0,000)
	Edad	0,010 (0,000)***	0,024 (0,001)***	0,035 (0,001)***
	Educación	-0,016 (0,000)***	-0,060 (0,001)***	-0,105 (0,003)***
Coeficientes	Nacionalidad	0,025 (0,008)***	0,044 (0,008)***	-0,009 (0,013)
	Edad	0,000 (0,001)	-0,009 (0,001)***	-0,015 (0,002)***
	Educación	-0,000 (0,001)	-0,005 (0,001)***	-0,016 (0,003)***
	Constante	0,147 (0,008)***	0,207 (0,009)***	0,272 (0,015)***
N		122.432	122.432	122.432

p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

**Tabla A.3**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 1. 2006**

		Cuantiles		
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Total	Hombres	1,702 (0,002)***	2,116 (0,002)***	2,874 (0,004)***
	Mujeres	1,510 (0,002)***	1,947 (0,003)***	2,744 (0,004)***
	Diferencia	0,192 (0,003)***	0,169 (0,003)***	0,130 (0,006)***
	Características	-0,013 (0,001)***	-0,050 (0,001)***	-0,080 (0,002)***
Coeficientes		0,205 (0,003)***	0,220 (0,003)***	0,210 (0,005)***
	Nacionalidad	-0,001 (0,000)***	-0,004 (0,000)***	-0,002 (0,000)***

**Tabla A.3 (Continuación)**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 1. 2006**

		Cuantiles		
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Coeficientes	Edad	0,005 (0,000)***	0,013 (0,001)***	0,021 (0,001)***
	Educación	-0,017 (0,000)***	-0,060 (0,001)***	-0,100 (0,002)***
	Nacionalidad	0,024 (0,005)***	0,037 (0,005)***	0,018 (0,006)***
	Edad	0,005 (0,001)***	0,002 (0,001)*	-0,005 (0,002)***
	Educación	-0,002 (0,001)**	-0,000 (0,001)	-0,016 (0,002)***
	Constante	0,178 (0,006)***	0,182 (0,006)***	0,213 (0,009)***
	<i>N</i>		140.241	140.241

p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

**Tabla A.4**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 1. 2010**

		Cuantiles		
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Total	Hombres	1,854 (0,002)***	2,348 (0,002)***	3,090 (0,004)***
	Mujeres	1,692 (0,002)***	2,134 (0,002)***	2,877 (0,004)***
	Diferencia	0,162 (0,002)***	0,215 (0,003)***	0,212 (0,006)***
Características	Características	-0,010 (0,001)***	-0,032 (0,001)***	-0,047 (0,002)***
	Coeficientes	0,172 (0,002)***	0,247 (0,003)***	0,259 (0,005)***
	Nacionalidad	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,000 (0,000)
Características	Edad	0,008 (0,000)***	0,020 (0,001)***	0,033 (0,001)***
	Educación	-0,017 (0,000)***	-0,051 (0,001)***	-0,080 (0,002)***
	Nacionalidad	0,043 (0,005)***	0,045 (0,005)***	-0,004 (0,007)
Coeficientes	Edad	0,013 (0,001)***	0,012 (0,001)***	-0,012 (0,002)***
	Educación	-0,004 (0,002)**	-0,009 (0,002)***	-0,004 (0,002)**
	Constante	0,121 (0,006)***	0,200 (0,005)***	0,280 (0,009)***
<i>N</i>		164,422	164,422	164,422

p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

**Tabla A.5**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 2. 2002**

		Cuantiles			
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	
Total	Hombres	1,661 (0,002)***	2,087 (0,002)***	2,862 (0,004)***	
	Mujeres	1,495 (0,002)***	1,887 (0,003)***	2,701 (0,005)***	
	Diferencia	0,166 (0,003)***	0,200 (0,004)***	0,161 (0,006)***	
	Características	0,042 (0,002)***	0,011 (0,003)***	-0,033 (0,005)***	
Características	Coefficientes	0,124 (0,003)***	0,188 (0,003)***	0,194 (0,007)***	
	Nacionalidad	-0,000 (0,000)*	-0,000 (0,000)***	0,001 (0,000)***	
	Edad	0,003 (0,000)***	0,006 (0,000)***	0,015 (0,001)***	
	Educación	-0,005 (0,000)***	-0,014 (0,001)***	-0,014 (0,002)***	
	Antigüedad	0,006 (0,000)***	0,018 (0,001)***	0,016 (0,001)***	
	Contrato	0,000 (0,000)***	0,001 (0,000)***	0,000 (0,000)***	
	Jornada	0,005 (0,001)***	-0,001 (0,001)	-0,020 (0,002)***	
	Supervisión	0,004 (0,000)***	0,010 (0,000)***	0,014 (0,001)***	
	Ocupación	0,019 (0,001)***	-0,005 (0,002)***	-0,056 (0,004)***	
	Región	-0,001 (0,000)*	-0,005 (0,001)***	-0,007 (0,001)***	
	Sector	0,018 (0,001)***	0,019 (0,002)***	0,039 (0,003)***	
	Tamaño	-0,007 (0,000)***	-0,017 (0,001)***	-0,017 (0,001)***	
	Tipo de convenio	0,000 (0,000)**	-0,001 (0,000)***	-0,006 (0,000)***	
	Coefficientes	Nacionalidad	0,017 (0,008)**	0,034 (0,008)***	-0,012 (0,012)
		Edad	0,001 (0,001)	-0,003 (0,001)***	-0,011 (0,002)***
		Educación	-0,000 (0,001)	0,001 (0,002)	-0,006 (0,004)
Antigüedad		-0,002 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,017 (0,008)**	
Contrato		-0,003 (0,002)*	0,005 (0,002)**	-0,003 (0,003)	
Jornada		0,055 (0,005)***	-0,001 (0,005)	-0,007 (0,009)	
Supervisión		-0,001 (0,001)	-0,008 (0,002)***	-0,015 (0,005)***	
Ocupación		-0,008 (0,020)	0,014 (0,019)	-0,015 (0,011)	
Región		0,017 (0,004)***	0,024 (0,005)***	0,052 (0,013)***	
Sector		-0,006 (0,003)*	-0,017 (0,005)***	-0,011 (0,011)	
Tamaño		-0,000 (0,001)	-0,010 (0,001)***	-0,010 (0,001)***	
Tipo de convenio		0,007 (0,002)***	-0,008 (0,002)***	-0,014 (0,006)**	
Constante		0,048 (0,023)**	0,156 (0,023)***	0,262 (0,027)***	
<i>N</i>			122.432	122.432	122.432

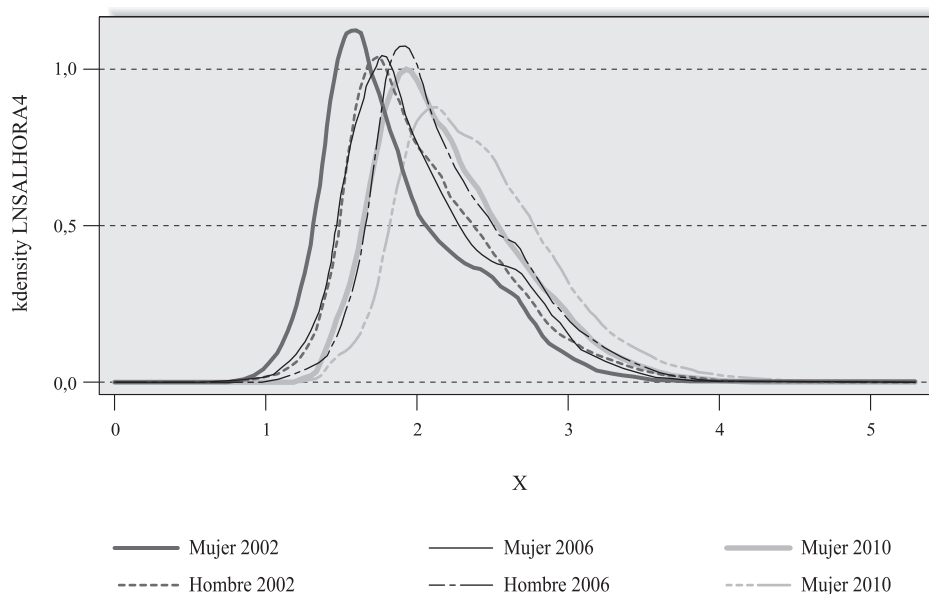


**Tabla A.6**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 2. 2006**

		Cuantiles			
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	
Total	Hombres	1,702 (0,002)***	2,116 (0,002)***	2,874 (0,004)***	
	Mujeres	1,510 (0,002)***	1,947 (0,003)***	2,744 (0,004)***	
	Diferencia	0,192 (0,003)***	0,169 (0,003)***	0,130 (0,006)***	
Características	Características	0,051 (0,002)***	-0,013 (0,003)***	-0,060 (0,004)***	
	Coefficientes	0,141 (0,003)***	0,183 (0,003)***	0,191 (0,006)***	
	Nacionalidad	-0,000 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	0,002 (0,000)***	
	Edad	0,001 (0,000)***	0,003 (0,000)***	0,008 (0,000)***	
	Educación	-0,007 (0,000)***	-0,016 (0,001)***	-0,022 (0,001)***	
	Antigüedad	0,005 (0,000)***	0,013 (0,001)***	0,016 (0,001)***	
	Contrato	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	
	Jornada	0,019 (0,001)***	0,008 (0,001)***	-0,015 (0,002)***	
	Supervisión	0,003 (0,000)***	0,013 (0,000)***	0,016 (0,001)***	
	Ocupación	0,008 (0,002)***	-0,017 (0,002)***	-0,043 (0,003)***	
	Región	-0,001 (0,000)***	-0,005 (0,001)***	-0,005 (0,000)***	
	Sector	0,031 (0,001)***	0,016 (0,002)***	0,002 (0,003)	
	Tamaño	-0,009 (0,001)***	-0,028 (0,001)***	-0,019 (0,001)***	
	Tipo de convenio	-0,000 (0,000)	0,001 (0,000)***	-0,000 (0,000)	
	Coefficientes	Nacionalidad	0,013 (0,005)**	0,024 (0,005)***	0,003 (0,006)
		Edad	0,004 (0,001)***	0,001 (0,001)	-0,006 (0,001)***
		Educación	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,010 (0,002)***
Antigüedad		0,001 (0,003)	-0,018 (0,004)***	0,002 (0,007)	
Contrato		0,007 (0,002)***	0,012 (0,002)***	-0,004 (0,002)*	
Jornada		0,017 (0,004)***	-0,011 (0,003)***	-0,012 (0,006)*	
Supervisión		-0,003 (0,002)	-0,012 (0,003)***	-0,038 (0,006)***	
Ocupación		0,013 (0,011)	-0,012 (0,012)	-0,027 (0,008)***	
Región		0,021 (0,004)***	0,023 (0,005)***	0,009 (0,006)*	
Sector		-0,011 (0,004)***	0,003 (0,005)	-0,017 (0,012)	
Tamaño		-0,003 (0,001)***	-0,009 (0,001)***	-0,005 (0,001)***	
Tipo de convenio		-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,006)	
Constante		0,085 (0,014)***	0,180 (0,017)***	0,297 (0,021)***	
N		140,241	140,241	140,241	

**Tabla A.7**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE HOMBRES**  
**Y MUJERES. MODELO 2. 2010**

		Cuantiles			
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	
Total	Hombres	1,680 (0,002)***	2,174 (0,002)***	2,915 (0,002)***	
	Mujeres	1,518 (0,002)***	1,959 (0,002)***	2,703 (0,002)***	
	Diferencia	0,162 (0,002)***	0,215 (0,003)***	0,212 (0,006)***	
Características	Características	0,053 (0,002)***	0,036 (0,002)***	0,007 (0,004)*	
	Coefficientes	0,108 (0,003)***	0,179 (0,003)***	0,205 (0,006)***	
	Nacionalidad	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	0,001 (0,000)***	
	Edad	0,002 (0,000)***	0,005 (0,000)***	0,013 (0,001)***	
	Educación	-0,008 (0,000)***	-0,017 (0,001)***	-0,019 (0,001)***	
	Antigüedad	0,010 (0,000)***	0,025 (0,001)***	0,027 (0,001)***	
	Contrato	0,000 (0,000)***	0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	
	Jornada	0,010 (0,001)***	0,008 (0,001)***	-0,009 (0,001)***	
	Supervisión	0,003 (0,000)***	0,009 (0,000)***	0,014 (0,001)***	
	Ocupación	0,024 (0,001)***	0,005 (0,002)***	0,006 (0,003)**	
	Región	-0,001 (0,000)*	-0,002 (0,000)***	-0,008 (0,001)***	
	Sector	0,017 (0,001)***	-0,016 (0,001)***	-0,000 (0,002)	
	Tamaño	-0,007 (0,000)***	-0,013 (0,001)***	-0,016 (0,001)***	
	Tipo de convenio	0,002 (0,000)***	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)**	
	Coefficientes	Nacionalidad	0,022 (0,005)***	0,028 (0,004)***	-0,002 (0,007)
		Edad	0,006 (0,001)***	0,006 (0,001)***	-0,012 (0,002)***
		Educación	-0,000 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)
		Antigüedad	0,017 (0,004)***	-0,009 (0,004)**	-0,024 (0,009)***
		Contrato	0,006 (0,002)***	0,015 (0,002)***	-0,012 (0,003)***
		Jornada	0,026 (0,003)***	-0,016 (0,003)***	-0,027 (0,005)***
Supervisión		-0,002 (0,002)	-0,015 (0,002)***	-0,012 (0,006)**	
Ocupación		-0,011 (0,008)	0,031 (0,008)***	-0,012 (0,009)	
Región		0,017 (0,004)***	0,013 (0,003)***	0,032 (0,007)***	
Sector		-0,012 (0,004)***	0,015 (0,006)***	0,042 (0,013)***	
Tamaño		0,003 (0,001)***	-0,001 (0,001)	0,002 (0,002)	
Tipo de convenio		-0,001 (0,000)**	-0,001 (0,000)***	0,000 (0,001)	
Constante		0,035 (0,013)***	0,113 (0,012)***	0,228 (0,022)***	
N			164,422	164,422	164,422



**Figura A.1. Distribución salarial de hombres y mujeres. 2002, 2006 y 2010**

Nota: a. En el gráfico aparece la función de densidad del logaritmo del salario por hora.

## Notas

1. El efecto del trabajador añadido se refiere al incremento de la oferta laboral (y la incorporación desde la inactividad al mercado laboral) de mujeres cuyos maridos caen en el desempleo (véase, por ejemplo, Lundberg, 1985).
2. En términos más generales, algunos autores subrayan que la Gran Recesión ha supuesto, para el caso de España, un recrudescimiento importante de las desigualdades de género presentes en el ámbito laboral (véanse, por ejemplo, Gálvez Muñoz, 2012 y Gálvez Muñoz y Torres López, 2010).
3. El fenómeno de suelo pegajoso (*sticky floor*) implica la presencia de diferencias salariales más acusadas en la parte inferior de la distribución salarial (véase, por ejemplo, Arulampalam, Booth y Bryan, 2007).
4. En relación con esta última circunstancia, la ausencia de información en la encuesta sobre trabajadores no ocupados impide la aplicación de las técnicas estándar de corrección del sesgo de selección a la Heckman en las estimaciones econométricas (Heckman, 1979) y, en consecuencia, examinar la influencia de la selección en la participación laboral sobre la brecha salarial entre hombres y mujeres. Cabe destacar que esta circunstancia podría suponer una limitación significativa en el contexto del análisis desarrollado en esta investigación. Los cambios en el sesgo de selección en el empleo de trabajadores de ambos sexos podrían estar jugando un papel reseñable, dados el dramático aumento del desempleo tras el inicio de la crisis económica y el importante cambio en la composición de trabajadores y trabajadoras resultado de la destrucción masiva de empleo. La presencia de un posible efecto de trabajadora adicional podría actuar en el mismo sentido (véase Addabbo *et al.*, 2013).
5. El salario por hora ha sido calculado dividiendo el salario mensual (el cual incluye entre sus componentes el salario base, cualquier tipo de complemento salarial, las pagas extraordinarias y las horas extraordinarias re-

- muneradas durante el mes de octubre) entre la jornada semanal normal en la empresa en una semana de octubre multiplicada por 4,35 más el número de horas extraordinarias realizadas en dicho mes.
6. En relación con olas anteriores de la EES, en la ola de 2010 se emplean nuevas clasificaciones ocupacionales (CNO-11 en lugar de la CNO-94) y sectoriales (CNAE-2009 en lugar de CNAE-93). Con el fin de utilizar en el análisis empírico clasificaciones homogéneas en ambos casos, para todas las olas se han usado las secciones definidas según la CNAE-93 en el caso de los sectores (doce categorías) y los grandes grupos ocupacionales en el caso de las ocupaciones (nueve categorías).
  7. La extensión de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce fue propuesta originalmente por Gartner y Stephan (2004) y ha sido previamente empleada de forma exclusiva por Simón, Ramos y Sanromá (2008a,b) y Simón (2012). En cuanto a la metodología propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), hasta donde alcanza nuestro conocimiento, no ha sido usada previamente para investigaciones desarrolladas en el ámbito de la economía española.
  8. Los efectos  $\alpha_j$  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 todos los años dichos efectos están correlacionados de forma significativa con las características individuales incluidas en el vector  $X_j$ , por lo que se han estimado como efectos fijos. 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 establecimiento.
  9. Las excepciones parciales son las técnicas de Machado y Mata (2005), la cual permite la descomposición detallada del componente de rendimientos (aunque la misma es, no obstante, *path-dependent*, ya que depende del orden de introducción de las variables explicativas) y la de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), que permite la descomposición detallada, pero exclusivamente en el caso de variables binarias y para el componente de características.
  10. Esta estrategia es equivalente a calcular el promedio de las aportaciones a cada componente de la descomposición de diferentes estimaciones en las que se utilizan alternativamente como referencia cada una de las categorías de cada subconjunto de variables ficticias.
  11. En términos comparativos, cabe destacar que la brecha salarial por género en España tomó en 2010 valores muy similares al promedio de los países miembros de la Unión Europea (Comisión Europea, 2012).
  12. Pueden encontrarse análisis detallados de carácter descriptivo sobre el comportamiento diferenciado de hombres y mujeres tras el inicio de la crisis en términos de participación, empleo y desempleo en Consejo Económico y Social (2012a) y, especialmente, Ministerio de Empleo y Seguridad Social (2013).
  13. Los resultados detallados de las ecuaciones salariales empleadas en el cálculo de la descomposición están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.
  14. Puede encontrarse un análisis detallado de la magnitud y el origen de las diferencias salariales entre regiones en España en Simón, Ramos y Sanromá (2006).
  15. Puede encontrarse información adicional sobre los resultados de la descomposición en las tablas A.2 a A.7 del anexo. La información relativa a los coeficientes estimados mediante el método de regresión cuantílica incondicional sobre el que se fundamenta la metodología de descomposición está disponible por parte de los autores ante su requerimiento.
  16. La preponderancia de dicho componente sobre la justificación de la brecha salarial a lo largo de la distribución es también señalada por García, Hernández y López (2001) y Gardeazabal y Ugidos (2005).
  17. Cabe mencionar, no obstante, que, a diferencia de dichos estudios, en el presente trabajo la técnica de descomposición empleada permite precisar el efecto individual de dicha variable sobre la determinación de la brecha salarial y sobre su variación a lo largo de la distribución de salarios.
  18. Conforme a los resultados contenidos en la figura 4, la segregación ocupacional es favorable para los salarios de las mujeres en la mitad derecha de la distribución salarial tanto en 2002 como en 2006. Este resultado con-

traintuitivo se explica parcialmente por el elevado nivel de agregación ocupacional que se ha de emplear para utilizar una clasificación común para las tres olas de la EES. De hecho, cuando el análisis se replica de forma separada para cada ola empleando el máximo nivel de detalle ocupacional disponible en cada una de ellas en todos los años el efecto de la segregación ocupacional es desfavorable para las mujeres a lo largo del grueso de la distribución salarial, siendo la única excepción la cola derecha. Estos resultados están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

## Referencias

- Avery, C. y Hoxby, C. M. (2004), “Financial Aid Packages and Students’ College Choices: The Economics of Where to Go, When to Go, and How to Pay for It”, en *College Choices*. Ed. Caroline M. Hoxby. University of Chicago Press, 2004.
- Addabbo, T.; Rodríguez Madroño, P. y Gálvez Muñoz, L. (2013), “Gender and the Great Recession: Changes in labour supply in Spain”, *Università di Modena Reggio Emilia, DEMB Working Paper Series*, 2013-10.
- Aláez, R. y Ullibarri, M. (2001), “Gender wage gap during the 1990-94 economic recession in Spain”, *Atlantic Economic Journal*, 29 (1): 64-74.
- Albretch, J.; Bjorklund, A. y Vroman, S. (2003), “Is there a glass ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics*, 21: 145-177.
- Altonji, J. G. y Blank, R. M. (1999), “Race and gender in the labor market”, en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labour Economics*, 3, Amsterdam: North-Holland, 3143-3259.
- Amuedo-Dorantes, C. y De la Rica, S. (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 and Policy*, Berkley Electronic Press Journals.
- Anker, R. (1998), *Gender and jobs: Sex segregation of occupations in the world*, Geneva: International Labour Office.
- Anker, R.; Melkas, H. y Konter, A. (2003), “Gender-based occupational segregation in the 1990’s” *International Labour Office, Declaration/Working Paper 16/2003*.
- Akerlof, G. y Kranton, R. (2000), “Economics and Identity”, *The Quarterly Journal of Economics*, CXV (3): 715-53.
- Arulampalam, W.; Booth, A. L. y Bryan, M. L. (2007), “Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wages distribution”, *Industrial and Labor Relations Review*, 60: 163-186.
- Bayard, K.; Hellerstein, J.; Neumark, D. y Troske, K. (2003), “New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data”, *Journal of Labor Economics*, 21 (4): 887-923.
- Becker, G. (1957), *The economics of discrimination*, Chicago: University Chicago Press.
- Becker, G. (1964), *Human capital*, National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New York.

- Benería, L. (1995), "Toward a greater integration of gender in economics", *World Development*, 23 (11): 1839-1850.
- Bergmann, B. (1995), "Becker's theory of the family: preposterous conclusions", *Feminist Economics*, 1 (1): 145-150.
- Bertrand, M. (2011), "New perspectives on gender", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labour Economics*, Vol. 4 B, Amsterdam: North-Holland, 1543-1590.
- Biddle, J. y Hamermesh, D. (2011), "Cycles of wage discrimination", *NBER Working Paper* nº 17326. National Bureau Of Economic Research, Cambridge, MA.
- Blanck, R. (1989), "Disaggregating the effect of the business cycle on the distribution of income", *Economica*, 56: 141-163.
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (1992), "The gender earnings gap: Learning from international comparisons", *American Economic Review*, 88: 533-538.
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (1997), "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, 15 (1): 1-42.
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (2000), "Gender differences in pay", *The Journal of Economic Perspectives*, 14 (4): 75-99.
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (2003), "Understanding international differences in the gender pay gap", *Journal of Labor Economics*, 21 (1): 106-144.
- Blinder, A. S. (1973), "Wage discrimination: reduced forms and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8: 436-55.
- Bonin, H.; Dohmen, T.; Falk, A.; Huffman, D. y Sunde, U. (2007), "Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risks attitudes", *Labour Economics*, 14 (6): 926-937.
- Consejo Económico y Social (2012a), *Memoria sobre la situación socioeconómica y laboral*. España 2011. Consejo Económico y Social, Colección Memorias. Madrid.
- Consejo Económico y Social (2012b), "La reforma laboral: principales novedades", *CAUCES Cuadernos del Consejo Económico y Social*, Primavera 2012.
- Choudhry, M. T.; Marelli, E. y Signorelli, M. (2012), "The impact of financial crisis on female labor", *The European Journal of Development Research*, 24: 413-433.
- Comisión Europea (2012), Report on progress on equality between women and men 2011, ed. Comisión Europea (disponible en <http://ec.eurostat.eu>).
- Croson, R. y Gneezy, U. (2009), "Gender differences in preferences", *Journal of Economic Literature*, 47 (2): 1-27.
- Darity, W. y Mason, P. (1998), "Evidence on discrimination in employment: Codes of color, codes of gender", *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (2): 63-90.
- Datta Gupta, N.; Oaxaca, R. y Smith, N. (2006), "Analysing trends in US and Danish gender wage gaps in the 1980s and the 1990s", *Applied Economics Letters*, 13: 643-647.
- De la Rica, S.; Dolado, J. J. y Vegas, R. (2010), "Performance pay and the gender wage gap: Evidence for Spain", *IZA Discussion Paper* 5032.

- De la Rica, S.; Dolado, J. J. y Llorens, V. (2008), "Ceilings or floors: Gender wage gaps by education in Spain", *Journal of Population Economics*, 21: 751-776.
- Del Río, C.; Gradín, C. y Cantó, O. (2011), "The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited", *Journal of Economic Inequality*, 9 (1): 57-86.
- Di Nardo, J.; Fortin, N. M.; Lemieux, T. (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semi-parametric approach", *Econometrica*, 64 (5): 1011-1044.
- Eckel, C. y Grossman, P. J. (2008), "Sex and risk: Experimental evidence", En Plott, C. y Smith, V. (Eds.), *Handbook of Experimental Economics Results*, Vol. 1, Elsevier, New York.
- Elsby, M.; Hobijn, B. y Shanin, A. (2010), "The labor market in the great recession", *Brookings Papers on Economic Activity*, 41: 1-48.
- Elson, D. (2010), "Gender and the global economic crisis in developing countries: a framework for analysis", *Gender and Development*, 18(2): 201-212.
- Feber, M. A. y Nelson, J. A. (2004), *Beyond economic men. Feminist theory and economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Firpo, S.; Fortin, N. y Lemieux, T. (2009), "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, 77(3): 953-973.
- Fortin, N. (2008), "The gender wage gap among young adults in the United States: The importance of money vs. people", *Journal of Human Resources*, 43 (4): 886-920.
- Fortin, N.; Lemieux, T. y Firpo, S. (2011), "Decomposition Methods in Economics", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labour Economics*, 4 (1), Amsterdam: North-Holland, 1-102.
- Gálvez Muñoz, L. (2012), "El recrudescimiento de las desigualdades de género en la España de la Gran Recesión", *Temas para el Debate*, 218-219: 42-44.
- Gálvez Muñoz, L. y Rodríguez Madroño, P. (2011), "La desigualdad de género en las crisis económicas", *Investigaciones Feministas*, 2: 113-132.
- Gálvez Muñoz, L. y Torres López, J. (2010), *Desiguales mujeres y hombres ante la crisis financiera*. Barcelona: Icaria.
- García, J.; Hernández, P. J. y López, Á. (2001), "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics*, 26: 149-168.
- Gardeazabal, J. y Ugidos, A. (2005), "A measure of gender wage discrimination at quantiles", *Journal of Population Economics*, 18: 165-179.
- Gartner, H. y Stephan, G. (2004), "How collective contracts and works councils reduce the gender wage gap", *IAB Discussion Paper No. 7/2004*.
- Gneezy, U.; Leonard, K. L. y List, J. A. (2003), "Performance in competitive environments: gender differences", *Quarterly Journal of Economics*, 118: 1049-1074.
- Goldin, C. (2002), "A Pollution Theory of Discrimination: Male and Female Differences in occupations and Earnings" *NBER Working Paper 8985* Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Gradín, C. y Del Río, C. (2009), "Aspectos distributivos de las diferencias salariales por razón de género en España: Un análisis por subgrupos poblacionales", *Hacienda Pública Española*, 189 (2): 9-46.



- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46 (6): 1251-1271.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47 (1): 153-161.
- Jenkins, S. P. (1994), "Earnings discrimination measurement: a distributional approach", *Journal of Econometrics*, 61: 81-102.
- Juhn, C.; Murphy, K. y Pierce, B. (1991), "Accounting for the Slowdown in Black-White Convergence", en M. Osters (ed.) *Workers and Their Wages*, Washington DC: American Enterprise Institute Press, 107-143.
- Juhn, C.; Murphy, K. y Pierce, B. (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101: 410-442.
- Kuiper, F. y Notburga, S. (2005), *Out of the margin. Feminist perspectives on economics*. Routledge, New York.
- Lundberg, S. (1985), "The added worker effect", *Journal of Labor Economics*, 3 (1): 11-37.
- Machado, J. y Mata, J. A. F. (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4): 445-465.
- Melly, B. (2005), "Decomposition of differences in distribution using quantile regression", *Labour Economics*, Elsevier, 12 (4): 577-590.
- Melly, B. (2006), "Estimation of counterfactual distributions using quantile regression", mimeo, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research, University of St. Gallen.
- Ministerio de Empleo y Seguridad Social (2013), *La situación de las mujeres en el mercado de trabajo*. 2012.
- Mueller, G. y Plug, E. (2006), "Estimating the effects of personality on male-female earnings", *Industrial and Labor Relations Review*, 60: 3-22.
- Neumark, D. (1988), "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, 23: 279-295.
- Niederle, M. y Vesterlund, L. (2007), "Do women shy away from competition? Do men compete too much?", *Quarterly Journal of Economics*, 122 (3): 1067-1101.
- Nyhus, E. y Pons, E. (2012), "Personality and the gender wage gap", *Applied Economics*, 44: 105-118.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14: 693-709.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61: 5-22.
- Organización Internacional del Trabajo (2013), *Women in labour markets: measuring progress and identifying changes*, Génova: OIT.
- Pearson, R. y Sweetman, C. (2011), *Gender and the economic crisis*, Oxford: Oxfam.
- Pena-Boquete, Y.; De Stefanis, S. y Fernández-Grela, M. (2010), "The distribution of the gender wage discrimination in Italy and Spain: a comparison using the ECHP", *International Journal of Manpower*, 31 (2): 109-137.

- Sabarwal, S.; Sinha, N. y Buvinic, M. (2011), "How do women weather economic shocks: What we know", *World Bank Policy Research Paper* nº 5496.
- Shin, D. (1999), "An equilibrium theory of wage and employment cyclicity by gender and by industry", *Southern Economic Journal*, 65: 451-471.
- Simón, H. (2006), "Diferencias salariales entre hombres y mujeres: Un análisis comparado del caso español con datos emparejados empresa-trabajador", *Investigaciones Económicas*, 30 (1): 55-87.
- Simón, H.; Ramos, R.; Sanromá, E. (2006), "Collective bargaining and regional wage differences in Spain: An empirical analysis", *Applied Economics*, 38: 1749-1760.
- Simón, H.; Ramos, R. y Sanromá, E. (2008a), "Evolución de las diferencias salariales por razón de sexo", *Revista de Economía Aplicada*, XVI (48): 37-68.
- Simón, H.; Ramos, R.; Sanromá, E. (2008b), "Labour Segregation and Immigrant and Native-born Wage Distributions in Spain: An Analysis Using Matched Employer-Employee Data", *Spanish Economic Review*, 10(2): 135-168.
- Simón, H. (2012), "The gender gap in earnings: An international comparison with European matched employer-employee data", *Applied Economics*, 44 (15): 1985-1999.
- Stephens, M. (2002), "Worker displacement and the added worker effect", *Journal of Labor Economics*, 20 (3): 504-539.
- Ugidos, A. (1997), "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado", *Información Comercial Española*, 760: 61-75.
- Walters, A. E.; Stuhlmacher, A. E. y Meyer, L. L. (1998), "Gender and negotiator competitiveness: A meta-analysis", *Organizational Behaviour and Human Decision Process*, 76 (1): 1-29.
- Weichselbaumer, D. y Winter-Ebmer, R. (2005), "A meta-analysis of the international gender wage gap", *Journal of Economic Surveys*, 13: 479-511.
- Yun, M. (2005), "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry*, 43: 766-772.

## Summary

This article examines the evolution of the gender wage gap in Spain between 2002 and 2010. The evidence suggests that the significant worsening of the economic situation after the onset of the Great Recession has had two significant impacts on the gap. The first is that it has reversed the trend towards the reduction of the gender pay gap in the Spanish economy during the previous economic expansion. The second is that it has generated a growing profile of the wage gap across the wage distribution which is consistent with the glass ceiling phenomenon observed for other advanced countries, but not in previous periods for Spain.

*Keywords:* Gender wage gap; matched employer-employee microdata; Juhn-Murphy-Pierce decomposition; Fortin-Lemieux-Firpo decomposition.

*JEL classification:* J16, J70.