



*Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 189-(2/2009): 9-46  
© 2009, Instituto de Estudios Fiscales

## **Aspectos distributivos de las diferencias salariales por razón de género en España: Un análisis por subgrupos poblacionales\***

CARLOS GRADÍN

*Universidade de Vigo*

CORAL DEL RÍO

*Universidade de Vigo*

*Recibido: Febrero, 2008*

*Aceptado: Diciembre, 2008*

### **Resumen**

En este trabajo se analizan los cambios experimentados por las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España entre 1995 y 2002, prestando especial atención a su distribución a partir de las características socio-laborales de las trabajadoras. En dicho período se observa una reducción de las diferencias salariales por sexo debido, fundamentalmente, al creciente porcentaje de mujeres asalariadas con estudios universitarios. Sin embargo, también se constata la persistencia o incluso el aumento de la brecha salarial no explicada por características observadas ligadas a la productividad (discriminación), especialmente entre las mujeres con mayor nivel salarial dentro de las que carecen de estudios universitarios (provocando la aparición de los conocidos techos de cristal en este colectivo). Por el contrario, la discriminación parece haberse reducido entre las mujeres que tienen estudios universitarios, y también entre las que perciben los menores salarios (mitigando así el fenómeno de suelos pegajosos).

*Palabras clave:* análisis distributivo, economía de género, discriminación salarial, techos de cristal, suelos pegajosos.

*Clasificación JEL:* J16, J31, J71.

### **1. Introducción**

El análisis de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en el mercado laboral español ha ido cobrando, en los últimos años, un interés creciente de forma pareja al incre-

---

\* Los autores agradecen la financiación del Instituto de Estudios Fiscales, así como del Ministerio de Educación y Ciencia (SEJ2007-67911-c03-01/econ) y Xunta de Galicia (PGIDIP05PXIC30001PN), así como los sugerentes comentarios de dos evaluadores anónimos.

mento experimentado por la tasa de participación femenina. Así, siguiendo una línea de investigación ya consolidada en países con tasas de actividad femeninas tradicionalmente elevadas,<sup>1</sup> la discriminación salarial en España ha sido objeto de numerosos estudios a partir de distintas bases de datos y procedimientos empíricos. Entre los primeros trabajos podemos citar a Moltó (1984), Peinado (1988, 1990), Riboud y Hernández (1989), Prieto (1995), Hernández (1995), De la Rica y Ugidos (1995), Moreno, Rodríguez y Vera (1996), Ugidos (1997a y 1997b), Aláez y Ullibarri (2000), Lago Peñas (2002), Ullibarri (2003), y Hernández y Méndez (2005), entre otros.

A pesar de utilizar fuentes de datos tan dispares como la Encuesta de Presupuestos Familiares (INE, 1990-91), el Panel de Hogares de la Unión Europea (EUROSTAT, ola de 1996), la Encuesta de Estructura Salarial (INE, 1995), la Encuesta de Discriminación Salarial (Instituto de la Mujer, 1988), la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (INE, Instituto de la Mujer, Comunidad de Madrid, 1991) o incluso datos procedentes de registros (como los del Cuerpo del Personal Docente de la Universidad de Valencia), la mayoría de estos primeros estudios empíricos comparten, sin embargo, una metodología común basada en la descomposición clásica propuesta por Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Este procedimiento empírico permite cuantificar el porcentaje de la diferencia en el salario medio observado entre hombres y mujeres que no puede ser explicado por las características observadas de los/as trabajadores/as ni de sus ocupaciones. El análisis de los resultados obtenidos por estos trabajos refleja la existencia de diferencias reseñables en la cuantía estimada del componente discriminatorio. Sin embargo, sus principales conclusiones son coincidentes, y permiten constatar la existencia de un diferencial salarial por razón de género significativo y no explicado por variables observadas directamente relacionadas con la productividad de los individuos (en línea con los resultados ofrecidos por la literatura internacional).<sup>2</sup>

Recientemente diversos trabajos han ampliado el abanico de técnicas econométricas utilizadas en este tipo de estudios, con el objeto de incorporar aspectos distributivos en la comparación de las distribuciones salariales de mujeres y hombres. Centrándonos en el caso español podemos destacar los trabajos de García, Hernández y López-Nicolás (2001) (Encuesta de Conciencia, Biografía y Estructura de Clase, 1991), Gardeazábal y Ugidos (2005) (Encuesta de Estructura Salarial, 1995), y De la Rica, Dolado y Llorens (2008) (Panel de Hogares de la Unión Europea, 1999). En todos ellos los autores utilizan regresiones cuantílicas para poder descomponer el gap retributivo en diferentes puntos de la distribución salarial, ante la evidencia de que las diferencias salariales entre hombres y mujeres distan mucho de ser similares a lo largo de la distribución de ingresos.<sup>3</sup> Por otro lado, desarrollando procedimientos inicialmente propuestos por Jenkins (1994), Del Río, Gradín y Cantó (2006) (Encuesta de Estructura Salarial, 1995) realizan un análisis a partir de los niveles de discriminación estimados individualmente para cada mujer trabajadora, lo que les permite profundizar en los aspectos distributivos del fenómeno, y corroborar la presencia de diferentes perfiles discriminatorios asociados a diferentes colectivos de trabajadoras según su nivel educativo y salarial (confirmando así los resultados de De la Rica, Dolado y Llorens, 2008, en su análisis de las mujeres universitarias y no universitarias).

El estudio de la segregación ocupacional por sexos también ha gozado de un notable protagonismo en la literatura empírica en nuestro país. Así, utilizando técnicas clásicas, Hernández (1996) deja constancia de la relevancia de este fenómeno como factor explicativo de las diferencias salariales entre mujeres y hombres. Recientemente, la adaptación de la metodología propuesta por Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) para la utilización de microdatos emparejados empresa-trabajador de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) de 1995, permite a Simón (2006) constatar que las trabajadoras españolas están confinadas en establecimientos de bajos salarios relativos (en relación a los salarios de los hombres) en mayor medida que las mujeres de otros países europeos. En nuestro país, además, esta circunstancia se ha visto agravada por la elevada dispersión salarial existente entre establecimientos, lo que pone de manifiesto el importante papel jugado por la estructura salarial subyacente en la explicación de las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

La aparición de la EES de 2002 permitió analizar el cambio experimentado por el diferencial salarial por razón de género en dos momentos de tiempo, 1995 y 2002, y comprobar, así, la robustez temporal de los resultados anteriormente mencionados.<sup>4</sup> En esta línea, Palacio y Simón (2006) encuentran evidencia empírica de la existencia de discriminación salarial en ambos años, dado que los hombres ganan más que las mujeres de su mismo establecimiento y ocupación, una vez que se controla por características ligadas a la productividad. Además, estos autores señalan que una parte significativa y creciente del diferencial salarial por género en España se debe al fenómeno de la segregación ya mencionado que, lejos de reducirse, se intensificó a lo largo de dicho período.

Por otro lado, Simón, Ramos y Sanromá (2008b) muestran que esta mayor segregación de las mujeres en establecimientos de bajos salarios contrarrestó parcialmente el impacto favorable derivado de los cambios experimentados por la estructura salarial del mercado laboral español (entre otros, la menor diferenciación salarial entre establecimientos, las mejoras experimentadas en la remuneración del capital humano, o el progresivo acercamiento en la dotación de características productivas entre ambos sexos). Esto provocó que la mejora en el salario relativo de las mujeres, respecto de los hombres, fuese de escasa cuantía en dicho período. Amuedo-Dorantes y De la Rica (2006) cifran dicha mejora en sólo tres puntos porcentuales (al pasar del 75% en 1995, al 78% en 2002), destacando además el incremento experimentado por el componente no explicado por las características asociadas a la productividad. En otras palabras, mientras la diferencia salarial media se redujo ligeramente, la diferencia salarial media que podríamos atribuir a comportamientos discriminatorios en el mercado laboral aumentó, pasando de un 13 a un 16 por ciento durante dicho período.

Sin embargo, todavía sabemos poco acerca de cómo estos procesos temporales afectaron a los distintos colectivos de mujeres.<sup>5</sup> De hecho, dado que los estudios distributivos referentes a un único año han puesto de manifiesto importantes diferencias en los niveles de discriminación estimados según el nivel educativo o salarial de las trabajadoras, parece razonable interesarse por los cambios experimentados por este fenómeno en diferentes subgrupos de mujeres considerados de interés.

Tomando esto en consideración, en este trabajo abordamos el análisis de las diferencias salariales por razón de género en España a partir de la información recogida en las Encuestas de Estructura Salarial elaboradas por el INE en 1995 y 2002, prestando especial atención a los aspectos distributivos del fenómeno. Así, estimamos el salario para cada trabajadora (condicionado por sus características socio-laborales) y lo comparamos con el que obtendría si sus características fuesen retribuidas de forma similar a las masculinas. Para ello empleamos la metodología propuesta en Del Río, Gradín y Cantó (2006) que permite cuantificar la discriminación teniendo en cuenta toda la distribución de brechas salariales individuales, y no sólo su valor medio, y realizamos un análisis desagregado en función de las distintas características de las mujeres para comprobar en qué medida se modificó el perfil de las diferencias por razón de género en España. Por tanto, el análisis temporal se realiza prestando especial atención a los distintos colectivos de trabajadoras, en función de las características socioeconómicas que hacen que su situación en el mercado laboral y, por tanto, las oportunidades salariales que disfrutan, no sean similares.

A diferencia de las técnicas de descomposición clásicas que, implícitamente, ponderan cada experiencia discriminatoria de igual forma, independientemente de su importancia o tamaño, nuestro enfoque toma como referencia la discriminación individual y analiza las propiedades de su distribución a la luz de los avances teóricos de la investigación sobre pobreza y privación. En nuestro caso, lo relevante es conocer cuánto le falta a cada mujer trabajadora para alcanzar el salario que percibiría si no se enfrentase a un salario discriminatorio; analizar cómo se distribuye esa “privación”; y agregar esta información por medio de índices que ponderan las distintas experiencias discriminatorias a partir de criterios ampliamente consensuados en dicha literatura.

En este trabajo defendemos que esta metodología ofrece algunas ventajas frente a otras que también incorporan aspectos distributivos en el análisis de la discriminación salarial. Como hemos visto, algunas de estas propuestas utilizan regresiones cuantílicas, lo que permite ampliar el número de puntos de la distribución salarial en los que se estima la discriminación. Otras incorporan diferentes técnicas para estimar funciones de distribución salarial contrafactuales con las que comparar la original y cuantificar los efectos de la discriminación a lo largo del rango salarial. Ambos enfoques permiten extraer una mayor información de las distribuciones salariales observadas que la metodología clásica. Sin embargo, y a pesar de lo que pueda parecer, en ambos casos se comparan los salarios estimados con y sin discriminación sin abordar en toda su complejidad el carácter individual de la misma al no agregar, en un indicador global, las experiencias discriminatorias individuales; lo que dificulta la cuantificación del fenómeno y, así, la comparabilidad de los resultados.<sup>6</sup>

El trabajo se estructura como sigue. En la sección segunda se presenta la metodología empleada y se muestran algunas de las principales características de la base de datos. A continuación se analizan las diferencias salariales promedio entre hombres y mujeres aplicando, en la sección cuarta, el enfoque distributivo tanto a la población total de trabajadoras como

a diferentes subgrupos considerados de interés. Finalmente, el último apartado recoge las principales conclusiones del estudio.

## 2. Metodología y datos utilizados en el estudio

Siguiendo una práctica habitual en la literatura, en este trabajo denominamos discriminación salarial al componente de la brecha salarial no explicado por diferencias en las características observadas entre ambos sexos, sino que es el resultado de la existencia de rendimientos diferentes asociados a dichas características.<sup>7</sup> Para cuantificarla, habitualmente se comparan las ecuaciones salariales mincerianas de hombres y de mujeres, estimadas por separado:

$$\begin{aligned}\ln(y_{hi}) &= Z'_{hi} \beta_h + u_{hi} \\ \ln(y_{mi}) &= Z'_{mi} \beta_m + u_{mi}\end{aligned}$$

donde  $h$  representa a los hombres,  $m$  a las mujeres,  $y_i$  es el salario por hora del  $i$ -ésimo trabajador/a,  $Z'_i$  es el vector de características,  $\beta$  son los rendimientos que el mercado otorga a dichas características, y  $u_i$  es el correspondiente término de error.

Tradicionalmente la discriminación se ha evaluado en la media de la distribución de características, cuantificando la discriminación salarial experimentada por la mujer “media” al compararla con el varón “medio”. Éste es el enfoque desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) en sus trabajos seminales, y el habitualmente utilizado a partir de entonces. En la descomposición original propuesta por estos autores, la brecha salarial media observada es dividida en dos componentes, utilizando la conocida propiedad sobre la media de los estimadores MCO obtenidos a partir de las ecuaciones de salarios.<sup>8</sup> Un primer componente cuantifica la retribución que el mercado otorga a las diferencias en las dotaciones medias entre ambos sexos, y un segundo componente recoge las diferentes retribuciones que el mercado ofrece a hombres y mujeres cuando se aplican a las características medias de éstas:

$$\overline{\ln(y_h)} - \overline{\ln(y_m)} = (\overline{Z'_h} - \overline{Z'_m})\hat{\beta}_h + \overline{Z'_m}(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m)$$

### 2.1. El enfoque distributivo en el análisis de la discriminación salarial

En este trabajo, en lugar de utilizar este resultado promedio, estamos interesados en obtener estimaciones individuales del fenómeno discriminatorio, lo que nos permitirá evaluar las diferencias existentes entre los distintos grupos de trabajadoras. Para ello, seguimos la estrategia originalmente propuesta por Jenkins (1994) y desarrollada posteriormente por Del Río, Gradín y Cantó (2006) para cuantificar la discriminación salarial total a partir de estimaciones individualizadas de la misma. Así, una vez que el modelo econométrico anterior ha sido estimado (supongamos, por ahora, que por MCO), podemos dar un paso más y pre-

decir tanto el salario-hora de cada trabajadora,  $\hat{y}_{m_i}$ , como el salario-hora que potencialmente habría recibido si sus características fuesen remuneradas como las de un hombre,  $\hat{r}_{m_i}$ , a partir de los  $\beta$  estimados en la ecuación salarial masculina:

$$\begin{aligned}\hat{y}_{m_i} &= \exp(Z'_{m_i} \hat{\beta}_m + \hat{\sigma}_m^2/2) \\ \hat{r}_{m_i} &= \exp(Z'_{m_i} \hat{\beta}_h + \hat{\sigma}_m^2/2)\end{aligned}$$

donde  $\hat{\sigma}_m^2$  es la varianza estimada de  $u_m$ .<sup>9</sup> La brecha salarial individual,  $x_{m_i} = (\hat{r}_{m_i} - \hat{y}_{m_i})$ , refleja la estimación de la discriminación salarial que experimenta la trabajadora  $i$ , medida en salario-hora, siendo  $x_m = (\hat{r}_m - \hat{y}_m) = (\hat{r}_{m_1} - \hat{y}_{m_1}, \dots, \hat{r}_{m_n} - \hat{y}_{m_n})$  la distribución de brechas salariales, y  $n$  el número total de trabajadoras.

A continuación debemos agregar estas experiencias individuales. Para ello utilizaremos dos tipos de medidas propuestas por Del Río, Gradín y Cantó (2006): la curva de discriminación, y las familias de índices de discriminación absoluta,  $d^\alpha$ , y discriminación relativa,  $d_r^\alpha$ . Siguiendo a estos autores, esta familia de índices de discriminación absoluta se define como:

$$d^\alpha(x_m) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^{k^*} (x_{m_i})^\alpha, \quad \alpha > 1$$

donde  $k^*$  representa el número de mujeres discriminadas salarialmente, y es un parámetro de aversión a la discriminación.<sup>10</sup>

Otra posibilidad es normalizar la brecha salarial de cada trabajadora dividiéndola por el salario que percibiría en ausencia de discriminación:

$$v_{m_i} = \left( \frac{\hat{r}_{m_i} - \hat{y}_{m_i}}{\hat{r}_{m_i}} \right)$$

De esta forma, en la normalización de la brecha salarial lo relevante es la discriminación máxima que podría sufrir cada trabajadora dada su situación laboral. Así,  $v_{m_i}$  cuantifica la proporción que representa la brecha salarial de la trabajadora  $i$  respecto de la peor situación posible a la que se enfrenta (esto es, cuando su salario fuese igual a 0). En este caso la familia de índices de discriminación relativa se define como:

$$d_r^\alpha(v_m) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^{k^*} (v_{m_i})^\alpha, \quad \alpha > 1$$

Tanto  $d^\alpha$  como  $d_r^\alpha$  son aditivamente descomponibles, de forma que la discriminación total medida por estos índices es igual a la suma ponderada de los niveles de discriminación existentes en cada uno de los subgrupos de mujeres en los que se desee desagregar la población de trabajadoras. Además, ambas familias de índices cuantifican el nivel agregado de discriminación salarial, absoluta o relativa, respectivamente, de forma que su valor aumenta cuando lo hace el porcentaje de mujeres afectadas (incidencia), la intensidad del fenómeno y/o la desigualdad en el reparto de la discriminación entre el colectivo de trabajadoras (al exigirse, en su definición, que el parámetro sea superior a la unidad).

Definamos ahora la curva de discriminación. Sea  $g(x_m)$  el vector de discriminación salarial asociado a  $x_m$ , definido como:

$$g_i(x_m) = \max\left\{\left(\hat{r}_{m_i} - \hat{y}_{m_i}\right), 0\right\}$$

Y sea,  $\Gamma(v_m)$ , el vector de discriminación salarial relativa asociado a  $v_m$ , tal que:

$$\Gamma_i(v_m) = \max\left\{v_{m_i}, 0\right\}$$

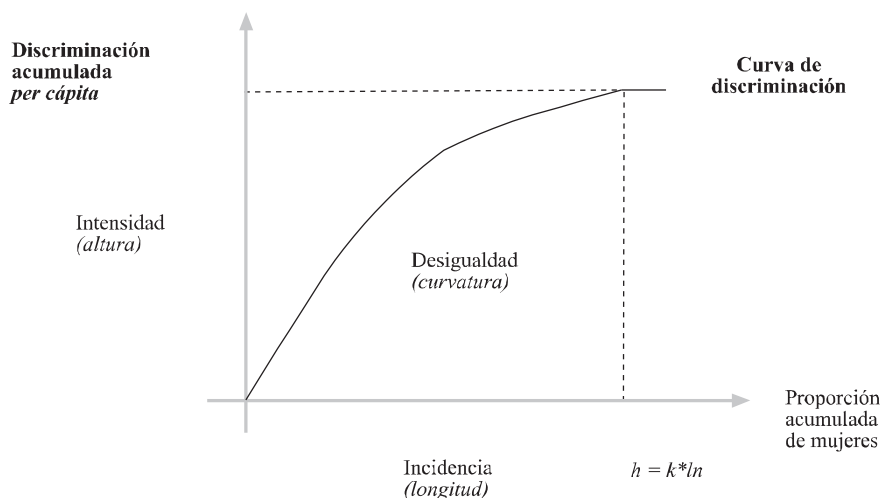
de forma que a las trabajadoras con brechas salariales negativas se les asigna el valor cero para evitar que su situación ventajosa pueda compensar la discriminación soportada por las mujeres con brechas salariales positivas.

Para cada valor de  $p$ , con  $0 \leq p \leq 1$ , la curva de discriminación asociada a  $g(x_m)$  se define como la suma del primer  $100^*p$  por ciento de valores de  $g(x_m)$  dividido por el número total de trabajadoras,  $n$ , una vez que éstas han sido ordenadas de mayor a menor discriminación salarial. De esta forma se verifica que  $g_1 \geq g_2 \geq \dots \geq g_n$ , y para cada valor de  $p = k/n$  la curva se calcularía como:

$$D(g; p) = \sum_{i=1}^k \frac{g_i}{n},$$

donde  $k$  es cualquier entero tal que  $k \leq n$ . Así,  $D(g; p)$  acumula *per cápita* los niveles individuales de discriminación (ordenados en orden decreciente) comenzando a partir de las trabajadoras más discriminadas. Como se muestra en el Gráfico 1, se trata de una función positiva, creciente y cóncava; en la que  $D(g; 0) = 0$ ,  $D(g; 1) = \bar{g}$ , y que se hace horizontal a partir del valor de  $p$  que incorpora a la última mujer que padece discriminación,  $k^*$ . Su forma refleja la *incidencia* del fenómeno, al identificar el porcentaje de mujeres discriminadas con el percentil en el que la curva se hace horizontal,  $h = k^*/n$ ; nos informa de su *intensidad*, al coincidir su altura máxima con el *gap* salarial total *per cápita* acumulado; y atiende a la *desigualdad* en el reparto de la discriminación según sea mayor o menor la concavidad de su tramo creciente.

En Del Río, Gradín y Cantó (2006) se establece la relación existente entre el criterio de dominancia de estas curvas y el conjunto de índices de desigualdad absoluta que satisfacen los axiomas de continuidad, dominio, monotonía, simetría, principio de transferencias e invarianza ante réplicas poblacionales. Así, una curva de discriminación situada por encima de otra, en todo  $p$  en el que ha sido estimada, implica, necesariamente, un mayor nivel de discriminación para todo índice de discriminación absoluta perteneciente al mencionado conjunto. Obsérvese que entre dichos índices se encuentra la familia  $d^\alpha$ . De esta forma, dicho criterio de dominancia supone un procedimiento empírico que permite identificar de manera robusta cuándo un colectivo presenta mayores niveles de discriminación que otro, independientemente del índice de discriminación utilizado en la medición (de forma similar a lo que ocurre con el criterio de dominancia de Lorenz en el estudio de la desigualdad relativa de distribuciones de renta alternativas).



**Gráfico 1. Curva de discriminación**

La curva de discriminación normalizada asociada a  $\Gamma(v_m)$ ,  $F(\Gamma;p)$ , conserva las mismas propiedades gráficas que  $D(g;p)$ , y se calcula para cada porcentaje acumulado de población según la siguiente expresión:

$$D(\Gamma;p) = \sum_{i=1}^k \frac{\Gamma_i}{n}$$

una vez que los elementos de  $\Gamma$  han sido ordenados de mayor a menor discriminación salarial relativa:  $\Gamma_1 \geq \Gamma_2 \geq \dots \geq \Gamma_n$ . De forma similar a lo que ocurre en el caso absoluto, el criterio de dominancia de estas curvas normalizadas garantiza que todo índice de discriminación relativa que verifique los axiomas anteriormente mencionados es consistente con dicho criterio. Los índices de la familia  $d_r^\alpha$  se encuentran entre los pertenecientes a este conjunto.

De todo lo anterior se deduce que a partir de un conjunto mínimo de juicios de valor, resumidos en las seis propiedades antes mencionadas, podemos identificar situaciones empíricas concretas en las que la ordenación de distribuciones en términos de discriminación es independiente a la elección del índice utilizado, al garantizarse la coincidencia de todos ellos. Esto otorga al investigador una herramienta de análisis de gran robustez.

Por otro lado, dado que el criterio de dominancia no siempre puede ofrecer resultados concluyentes (al producirse cruces entre las curvas de discriminación estimadas) y que, en cualquier caso, siempre parece deseable poder cuantificar los niveles de discriminación agregados, los índices  $d^\alpha$  y  $d_r^\alpha$  se presentan como dos familias de medidas atractivas para el trabajo empírico. Las propiedades normativas que verifican permiten agregar las experiencias individuales a partir de juicios de valor explícitos. Además, su descomponibilidad aditiva permite realizar análisis por grupos de individuos y atribuir, a cada uno, su responsabilidad



en el nivel de discriminación global, mediante el uso de variables socioeconómicas consideradas de interés en la explicación del fenómeno discriminatorio, como podrían ser el salario, el nivel de estudios, la edad, la ocupación, el lugar de residencia, etc.

## 2.2. Fuentes de datos y estimación de ecuaciones salariales

En este estudio empleamos la *Encuesta de Estructura Salarial* (EES) realizada por el Instituto Nacional de Estadística en 1995 y en 2002 en el marco de la *Encuesta Europea de Estructura Salarial* coordinada por EUROSTAT. La encuesta de 1995 tiene por ámbito geográfico todo el territorio nacional, y su ámbito poblacional está formado por todos los trabajadores y trabajadoras por cuenta ajena que prestaban sus servicios en centros de cotización de 10 o más trabajadores y figuraban en nómina el 31 de octubre de 1995. Se excluyen a los presidentes, miembros de consejos de administración y, en general, todo aquel personal cuya remuneración no sea principalmente en forma de salario, sino como comisiones o beneficios. La mayor parte de las preguntas se refieren al mes de octubre de 1995. La cobertura sectorial se extiende a la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler y los servicios empresariales, quedando, por tanto, excluidos el sector agrícola, ganadero y pesquero, la Administración Pública, la Seguridad Social obligatoria, la defensa, la sanidad, la educación y algunas otras actividades como el servicio doméstico o los organismos extraterritoriales. La encuesta de 2002 mantiene en lo básico las mismas características de la anterior pero amplía la cobertura sectorial al incluir los sectores de educación, sanidad y otros servicios menores.

En este estudio, por razones de homogeneidad, se ha restringido la muestra a trabajadores/as por cuenta ajena con dedicación a tiempo completo que en el mes de octubre del año correspondiente no estuvieron afectados por incapacidad laboral transitoria o permiso de maternidad, y que trabajaban en establecimientos privados de todo el territorio español, excluidas Ceuta y Melilla. No es posible tener en cuenta, sin embargo, algunas características personales que se podrían utilizar como variables de control, como el estado civil o la presencia de hijos pequeños en el hogar, ya que la encuesta no recoge información de este tipo.<sup>11</sup> A efectos de poder realizar comparaciones interanuales, la muestra de 2002 se ha restringido para abarcar los mismos sectores que la muestra de 1995, aunque los resultados también se calculan para el total de sectores recogidos en la encuesta, por ser éstos más representativos. El número de observaciones finalmente utilizado es de 28.623 mujeres y 105.589 hombres, en la encuesta de 1995, y de 33.867 (42.283) mujeres y 97.075 (103.129) hombres en la muestra restringida (completa) de 2002.

La variable dependiente es el logaritmo del salario bruto por hora trabajada,<sup>12</sup> y como variables explicativas se han incluido la mayoría de las que se han venido utilizando en la literatura, y que están disponibles en esta base de datos: la edad, la edad al cuadrado, los años de antigüedad en la misma empresa, la antigüedad al cuadrado, el nivel educativo, la comunidad autónoma de residencia, el tipo de contrato según su duración, la ocupación (según la

CNO a dos dígitos), el tipo de convenio, el tamaño de la empresa, el sector (según la CNAE a dos dígitos) y el mercado al que principalmente se dirige.

Las ecuaciones salariales de hombres y mujeres han sido estimadas por separado a partir de regresiones cuantílicas, con el objeto de incorporar en la propia estimación de los coeficientes aspectos distributivos relacionados con el nivel salarial. En este caso, la expresión  $\exp(Z_{m_i}' \hat{\beta}_m^q)$  representa el cuantil condicional  $q$  de la distribución salarial femenina,  $y_m$ , de forma que:

$$\begin{aligned}\hat{y}_{m_i}^q &= \exp(Z_{m_i}' \hat{\beta}_m^q) \\ \hat{r}_{m_i}^q &= \exp(Z_{m_i}' \hat{\beta}_h^q)\end{aligned}$$

Esto es, una vez estimados los coeficientes de las variables explicativas para cada cuantil  $q$  en las referidas ecuaciones,  $\hat{\beta}_m^q$  y  $\hat{\beta}_h^q$ , estamos en condiciones de construir las distribuciones salariales de las trabajadoras estimadas con y sin discriminación. Para ello, a cada mujer le asignamos el salario estimado que más se aproxima a su salario real, y después lo *comparamos* con el salario estimado del hombre más parecido a ella (tanto en sus dotaciones como en su posición relativa en su respectiva distribución salarial condicionada). Así, en primer lugar, para cada trabajadora  $m_i$  identificamos el cuantil  $q_i$  que minimiza la distancia en términos absolutos entre  $\hat{y}_{m_i}^{q_i}$  y su salario observado,  $y_{m_i}$ ; esto es,  $|\hat{y}_{m_i}^{q_i} - y_{m_i}| = \min_q \{|\hat{y}_{m_i}^q - y_{m_i}|\}$ . En segundo lugar, tomamos el salario estimado (con discriminación),  $\hat{y}_{m_i}^{q_i}$ , calculado a partir de los coeficientes estimados asociados a  $q_i$ ,  $\hat{\beta}_m^{q_i}$ . Y en tercer lugar, construimos su salario estimado (sin discriminación),  $\hat{r}_{m_i}^{q_i}$ , a partir de los coeficientes estimados para dicho cuantil en la ecuación de los hombres,  $\hat{\beta}_h^{q_i}$ . Esto nos permite construir las distribuciones salariales de las trabajadoras estimadas con y sin discriminación (a las que denotamos por  $\hat{y}_m^q \equiv (\hat{y}_{m_1}^{q_1}, \dots, \hat{y}_{m_i}^{q_i}, \dots, \hat{y}_{m_n}^{q_n})$  y  $\hat{r}_m^q \equiv (\hat{r}_{m_1}^{q_1}, \dots, \hat{r}_{m_i}^{q_i}, \dots, \hat{r}_{m_n}^{q_n})$ , respectivamente).<sup>13</sup> Somos conscientes de que ésta es una elección *ad hoc*, pero consideramos razonable cuantificar la discriminación individual comparando el salario estimado para cada mujer con el salario estimado de un hipotético hombre que tiene sus mismas características y que además se encuentra situado en una posición similar en la distribución salarial condicionada masculina.<sup>14</sup>

### 3. Diferencias en los salarios medios de mujeres y hombres

Como se mencionó anteriormente, entre 1995 y 2002 en el mercado de trabajo español se produjo una reducción significativa de la brecha salarial observada entre mujeres y hombres, tal y como refleja la Tabla 1 (columnas 4 y 5). Si en 1995 una mujer obtenía en promedio un 73,6% del salario por hora de un hombre, siete años después este porcentaje se situaba en el 77,3%. Es fácil comprobar, no obstante, que este recorte de casi 4 puntos en la distancia retributiva media estuvo muy influido por los cambios experimentados en la composición de la fuerza laboral, derivados de un notable incremento en el porcentaje de mujeres con estudios universitarios (del 11,2% al 20,4%) que no tuvo parangón en el caso de los hombres, cuyo crecimiento fue mucho más moderado (al pasar del 10,8 al 13,1%). Como consecuencia, el salario medio femenino se incrementó en mayor proporción que el masculino.

En cualquier caso, es importante destacar que el salario relativo de las mujeres con nivel educativo no universitario se mantuvo en torno al 75-76%, y sólo se produjo un ligero recorte en la brecha salarial media de las mujeres con título universitario, cuyo salario pasó de un 62,8 a un 65,4% respecto al salario de sus homólogos varones.

**Tabla 1**  
**DIFERENCIAL SALARIAL MEDIO ENTRE MUJERES Y HOMBRES**  
**POR CARACTERÍSTICAS**

	Total mujeres (%)			Salario mujeres (% salario masculino)					
	1995	2002	2002*	Observado			Estimado <sup>+</sup>		
				1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Todas	100	100	100	73,6	77,3	79,3	81,8	81,5	82,3
16-29 años	37,1	38,2	32,0	85,1	87,8	88,4	82,2	82,4	82,7
30-44 años	46,3	44,2	45,5	80,7	83,4	84,8	81,6	81,2	82,2
45+ años	16,7	17,6	22,6	74,5	72,0	75,3	81,7	80,7	82,1
Estudios primarios	22,0	21,0	17,3	75,3	75,2	75,4	81,3	80,3	79,6
Estudios secundarios	66,8	58,6	53,7	75,1	75,9	75,1	83,0	82,4	82,2
1ª Etapa	34,7	27,2	22,2	76,2	76,3	75,9	82,0	81,0	80,8
2ª Etapa	17,6	14,4	11,8	75,0	71,5	71,2	86,0	83,3	83,0
FP grado medio	6,2	7,4	10,6	69,6	71,9	68,7	81,1	82,5	82,2
FP grado superior	8,3	9,6	9,1	68,7	73,0	72,3	80,9	83,8	84,0
Estudios universitarios	11,2	20,4	29,0	62,8	65,4	69,3	78,1	80,7	83,7
Diplomadas	4,4	7,4	14,0	59,0	64,0	72,4	79,3	83,2	87,4
Licenciadas o con postgrado	6,8	12,9	15,0	62,9	64,7	67,5	77,5	79,6	81,5
Antigüedad: 0 años	11,6	23,9	21,5	80,0	82,6	83,5	82,3	81,6	81,9
Antigüedad: 1-4 años	32,5	39,7	36,2	76,4	80,7	81,1	81,4	81,3	81,5
Antigüedad: 5-14 años	30,1	23,1	25,9	75,4	79,3	81,3	80,3	80,9	81,9
Antigüedad: 15+ años	25,8	13,3	16,4	76,0	77,7	81,2	83,5	82,9	84,6
Contrato indefinido	71,0	78,0	78,5	73,2	74,9	77,0	81,5	81,3	82,2
Contrato eventual	29,0	22,0	21,5	81,7	81,3	83,5	82,9	82,5	82,6
10-19 trabajadores/as	18,5	18,4	15,7	78,7	85,0	86,9	84,7	83,9	84,7
20-199 trabajadores/as	53,9	50,2	46,6	73,0	77,7	81,5	80,9	81,5	82,9
200+ trabajadores/as	27,6	31,4	37,7	70,2	68,1	69,1	81,8	80,5	80,4
Mercado regional	29,3	33,4	49,7	75,7	78,8	88,8	82,4	81,7	84,2
Mercado nacional	56,3	51,6	39,9	72,0	74,8	75,2	81,5	80,7	80,5
Mercado internacional	14,4	15,0	10,5	67,0	71,0	71,1	81,9	83,8	83,8
Convenio estatal	42,9	39,6	36,6	72,4	77,6	79,2	81,5	82,3	83,6
Convenio intermedio	39,1	45,5	41,9	74,6	78,0	80,8	82,1	81,5	82,1
Convenio empresa o centro	18,1	14,8	21,5	77,3	74,1	74,9	82,0	79,9	80,2
Industrias extractivas	0,1	0,1	0,1	82,0	79,5	79,5	74,6	69,3	69,0
Industria manufacturera	43,4	30,8	21,2	69,7	73,2	73,2	79,8	79,8	79,9
Energía eléctrica, gas y agua	0,5	0,2	0,2	88,2	85,5	85,5	85,2	82,0	82,7
Construcción	2,9	3,4	2,3	95,4	91,3	91,3	83,3	81,3	81,7
Comercio y reparación	25,5	26,1	18,0	71,1	72,7	72,7	80,6	78,0	77,3
Hostelería	8,4	8,8	6,1	79,5	81,8	81,9	89,2	91,1	91,4
Transporte y comunicaciones	3,6	4,9	3,5	94,0	91,7	91,7	88,6	84,0	84,7
Intermediación financiera	7,5	5,7	4,4	74,6	69,7	69,7	86,9	86,9	86,2
Inmobiliarias/serv. empresariales	8,1	20,0	14,1	72,7	75,8	75,8	79,2	82,5	82,8
Educación, sanidad y otros serv.			30,3			81,5			85,8

**Tabla 1 (continuación)**  
**DIFERENCIAL SALARIAL MEDIO ENTRE MUJERES Y HOMBRES**  
**POR CARACTERÍSTICAS**

	Total mujeres (%)			Salario mujeres (% salario masculino)					
	1995	2002	2002*	Observado			Estimado <sup>+</sup>		
				1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Directivas	1,6	1,2	1,2	67,6	75,8	73,3	68,9	77,8	76,7
Técnicas/profesionales científicas	4,2	6,2	17,1	79,8	73,0	76,3	82,2	77,4	85,3
Técnicas/profesionales de apoyo	10,3	20,5	18,3	83,3	76,4	75,3	81,6	81,1	81,3
Administrativas	34,4	24,5	20,3	76,3	74,6	73,7	83,9	86,3	84,5
Servicios profesionales	13,6	17,3	19,1	77,0	79,1	77,7	81,3	80,2	80,4
Trabajadoras cualificadas	8,2	4,8	3,4	72,2	76,8	76,8	82,9	82,7	82,6
Operadoras	15,8	12,4	8,8	71,4	72,7	72,2	79,0	78,0	77,8
Trabajadoras no cualificadas	12,0	13,1	11,6	82,8	88,9	87,7	83,1	83,7	83,4

Trabajadoras por cuenta ajena a tiempo completo en sector privado no afectadas en el mes de octubre por ILT ni permiso de maternidad. En 2002 se excluyen los sectores no presentes en 1995 para facilitar la comparabilidad de los resultados, mientras que en 2002\* se incluye la totalidad de sectores disponibles.

<sup>+</sup> Salario-hora estimado para las mujeres mediante regresiones cuantílicas: cociente entre los salarios predichos con sus propios coeficientes y con los estimados para los hombres.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

De hecho, si en el año 2002 la composición por niveles educativos de hombres y mujeres fuese exactamente la misma que en 1995, y sólo se hubiesen alterado los salarios medios en cada grupo educativo, el cociente entre el salario medio femenino y masculino al final del período sería incluso inferior al inicial, alcanzando sólo el 72,3%.

Atendiendo a las restantes características, observamos que el cociente entre el salario de mujeres y hombres también aumentó entre las mujeres menores de 45 años, con contrato indefinido, las que trabajaban en empresas de menos de 200 trabajadores, con convenio de ámbito superior a la empresa, en sectores como la industria manufacturera, la hostelería o las empresas inmobiliarias y de servicios a empresas, y muy especialmente en el caso de las mujeres directivas y trabajadoras no cualificadas. Además, la mejora también se produjo en todos los niveles de antigüedad y en todo tipo de mercado al que la empresa dirigía su producción.

Como es bien sabido, una parte de esta brecha salarial observada se puede explicar por las diferentes características de capital humano de hombres y mujeres. Para tener esto en cuenta estimamos el salario-hora de los hombres y de las mujeres mediante regresiones cuantílicas, evaluadas en diferentes puntos de la distribución y estimadas de forma separada para cada sexo. A continuación, comparamos los salarios que el modelo predice para las mujeres utilizando tanto sus propios coeficientes estimados, como los coeficientes estimados para los hombres (manteniendo en ambos casos sus propias características de mujeres). Esto es, estimamos los salarios que obtendrían las mujeres si los rendimientos que otorga el mercado a sus dotaciones fuesen los mismos que los de los hombres. El resultado es que, una vez condicionado por características, el salario estimado medio de las mujeres en 1995 sólo alcanzaba un 81,8% del que obtendrían con los rendimientos masculinos, porcentaje que se mantuvo prácticamente constante al final del período (un 81,5% en 2002, según se recoge en

las columnas 7 y 8 de la Tabla 1). Es decir, el avance en la reducción de la brecha salarial observada entre hombres y mujeres entre 1995 y 2002 fue impulsado por las mejoras en el nivel educativo de las mujeres, como ya se mencionó, y no por una reducción sustancial en la retribución diferencial media que ambos sexos obtenían en el mercado laboral, la cual mostraba una clara persistencia. Tal vez, como apuntan Simón, Ramos y Sanromá (2008b), esto haya sido consecuencia de una mayor presencia de las mujeres en establecimientos y ocupaciones de bajos salarios, lo que ha contrarrestado otros cambios más favorables producidos en la estructura salarial.

Esta persistencia en la brecha salarial entre hombres y mujeres oculta, sin embargo, diferencias importantes en función de las características individuales de las trabajadoras y de los empleos en los que están ocupadas. Así, el cociente entre el salario condicionado de mujeres y hombres (columnas 7 y 8 de la Tabla 1) sólo aumentó de forma destacable entre las mujeres que habían alcanzado la FP de grado superior o un título universitario, las directivas, las administrativas, y las que trabajaban en empresas orientadas al mercado internacional o en algunos de los sectores con importante presencia de mujeres como la hostelería y las inmobiliarias o las empresas de servicios a otras empresas. Este cociente se redujo, en cambio, entre las mujeres mayores de 45 años, con estudios de primaria o de secundaria, que trabajaban en empresas grandes (200 y más empleados), con convenio de empresa o de centro de trabajo, así como entre las técnicas y profesionales científicas, y entre las empleadas tanto en sectores con elevada presencia de mujeres (comercio y reparación) como en otros con escaso porcentaje de empleo femenino (construcción, energía, industrias extractivas, etc.).

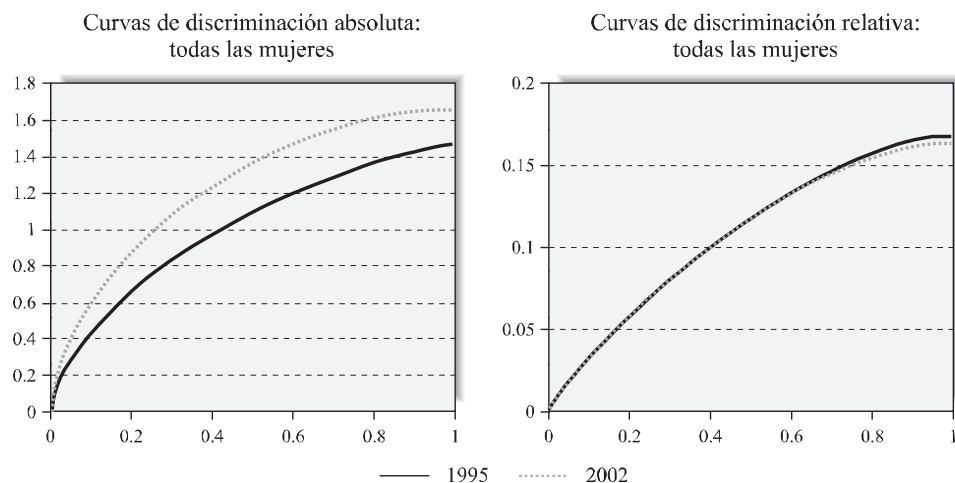
#### **4. Análisis de los cambios en las diferencias salariales por razón de género en España mediante un enfoque distributivo**

Empleando la metodología desarrollada en Jenkins (1994) y Del Río, Gradín y Cantó (2006) a continuación se estiman los niveles agregados de discriminación salarial mediante el uso de las curvas de discriminación y de los índices  $d^\alpha$  y  $d_r^\alpha$  (con  $\alpha = 2, 3$  y  $4$ ) presentados anteriormente. En el texto se discuten en profundidad los resultados para  $\alpha = 2$ , mientras que los correspondientes a los restantes valores del parámetro se muestran en el apéndice. El objetivo es, nuevamente, analizar tanto al conjunto de trabajadoras como a diferentes colectivos considerados de interés aunque a diferencia del epígrafe anterior, en el que sólo estábamos interesados en presentar resultados promedio, ahora pretendemos adentrarnos en los cambios distributivos ocurridos en las diferencias salariales por razón de género en España. Para comprobar si la dominancia en curvas de discriminación es o no estadísticamente significativa, emplearemos la técnica de bootstraps, para lo cual se obtuvieron 500 réplicas de la muestra original y se calcularon los errores estándar de las estimaciones puntuales de las curvas en cada ventila acumulada de la distribución (donde cada ventila representa el 5% del colectivo de trabajadoras ordenado de mayor a menor nivel de discriminación). Asimismo, también se emplearon bootstraps para realizar inferencia estadística sobre los cambios en los índices de discriminación.

#### 4.1. Cambios en la discriminación salarial total y por subgrupos poblacionales

Como hemos visto en el epígrafe 2, la comparación de las curvas de discriminación permite obtener ordenaciones robustas de las distribuciones de discriminación cuando se verifica una relación de dominancia entre las mismas. Si éste no fuese el caso, por producirse cruces entre las curvas, el criterio no es concluyente y exigiría acudir a índices de discriminación completos. Estos índices siempre permiten ordenar las distribuciones salariales según su nivel agregado de discriminación, pero no garantizan robustez en el resultado ante diferentes índices alternativos.

La dominancia fuerte que podemos observar en el Gráfico 2 (lado izquierdo) entre las curvas de discriminación absoluta nos indica, en primer lugar, que en España se ha producido un incremento estadísticamente significativo en los niveles de discriminación absoluta entre 1995 y 2002;<sup>15</sup> y, en segundo lugar, que dicho resultado es robusto a la elección de cualquier índice de discriminación absoluto que verifique el conjunto de propiedades normativas presentadas anteriormente. De hecho, si acudimos al índice para cuantificar la magnitud de este incremento, podemos afirmar que la discriminación absoluta aumentó un 31%, al pasar de 4,66 en 1995 a 6,11 en 2002 (véase Tabla 2, comunas 4 y 5, y apéndice). Así, las diferencias salariales (expresadas en euros constantes de 2002) entre hombres y mujeres, no explicadas por diferencias en características, aumentaron de manera notable; y esto es cierto no sólo en media, sino atendiendo a cualquier forma de agregación de las mismas que tenga en cuenta su distribución.



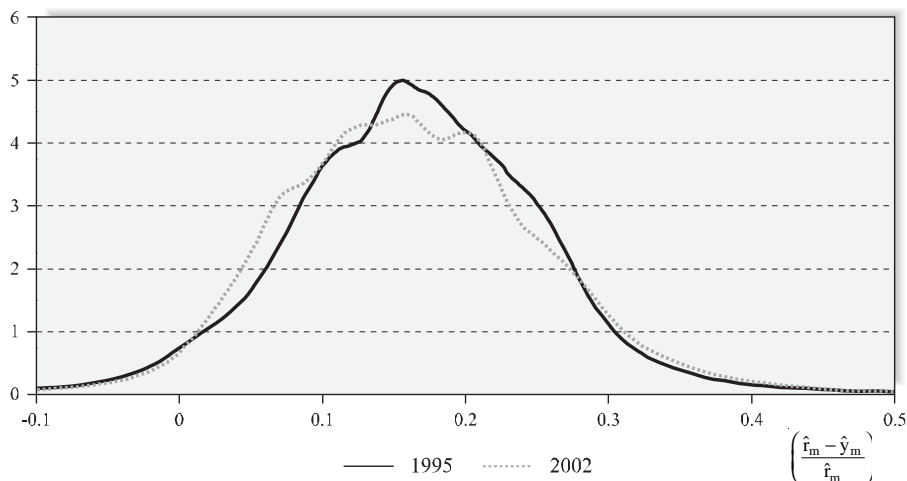
**Gráfico 2. Curvas de discriminación absolutas y relativas**

*Fuente:* elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

La evidencia es menos clara, sin embargo, en el caso de la discriminación relativa, ya que las respectivas curvas prácticamente se solapan entre sí, con valores ligeramente superiores en 2002 en las primeras ventilas y claramente inferiores en las últimas. En cualquier

caso, el análisis de inferencia estadística permite concluir que existe dominancia débil de la curva de 2002 sobre la de 1995, mostrando así una ligera disminución de la discriminación relativa durante el período (si bien ésta parece de menor grado que el incremento producido en el caso absoluto).<sup>16</sup>

El análisis de las funciones de densidad de las brechas salariales relativas de ambos años permite identificar los cambios producidos en la distribución de las mismas (Gráfico 3). Obsérvese que la distribución de 2002 presenta una moda menos pronunciada que la de 1995, lo que se tradujo en un incremento en la densidad asociada a los niveles bajos de discriminación, pero también un ligero aumento en la cola alta de la misma. Esto explicaría el cruce entre ambas curvas de discriminación y el hecho de que, a pesar de tener niveles medios de discriminación relativa muy similares, se produzca una ligera dominancia de la curva de 2002. De hecho, las estimaciones del índice muestran que la discriminación relativa disminuyó ligeramente (y de manera estadísticamente significativa al 90% de confianza) durante dicho período, al pasar de 3,58 en 1995 a 3,48 en 2002 (Tabla 2, columnas 7 y 8) lo que supuso una reducción del 2,8%. En cualquier caso, el porcentaje de mujeres discriminadas no varió sustancialmente entre ambos años, afectando a alrededor del 97% de las mujeres empleadas en los sectores recogidos por la encuesta.<sup>17</sup>



**Gráfico 3. Funciones de densidad de las brechas salariales relativas estimadas: 1992-2002**

*Fuente:* elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

El análisis de los niveles de discriminación por colectivos muestra que el porcentaje de mujeres discriminadas se sitúa entre el 90% y el 100% en casi todos los casos. La discriminación absoluta aumentó en la mayoría de los subgrupos analizados (Tabla 2, columnas 4 y 5). De hecho, sólo las mujeres con estudios universitarios, las situadas en puestos

directivos o administrativos y las empleadas en hostelería, así como en el sector inmobiliario y de servicios a empresas, experimentaron reducciones en sus niveles de discriminación absoluta.<sup>18</sup>

**Tabla 2**  
**DIFERENCIAL SALARIAL MEDIO ENTRE MUJERES Y HOMBRES**  
**POR CARACTERÍSTICAS**

	Mujeres discriminadas (%)			Discriminación absoluta <sup>a</sup>			Discriminación relativa $d_r(x/100)$		
	$d^b$			$d^c$					
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Todas	97,0	97,1	96,1	4,66	6,11	6,08	3,58	3,48	3,35
16-29 años	97,0	96,4	96,3	2,35	3,51	3,44	3,42	3,30	3,24
30-44 años	96,6	97,2	96,1	5,75	7,76	7,29	3,59	3,45	3,28
45+ años	98,2	98,4	96,1	6,74	7,62	8,18	3,91	3,96	3,72
Estudios primarios	98,1	98,6	98,6	2,84	3,37	4,74	4,05	4,01	4,06
Estudios secundarios	97,0	96,9	96,9	3,07	4,17	4,27	3,24	3,27	3,31
1ª Etapa	97,6	97,8	98,2	2,45	3,56	3,60	3,60	3,78	3,86
2ª Etapa	94,7	95,0	94,5	3,39	5,16	5,88	2,21	2,82	2,87
FP grado medio	97,3	97,0	97,1	4,11	3,92	3,99	3,59	3,20	3,23
FP grado superior	99,1	97,4	96,8	4,23	4,59	4,05	3,69	2,57	2,59
Estudios universitarios	94,9	95,9	92,4	17,65	14,52	11,23	4,70	3,54	2,87
Diplomadas	96,0	94,1	89,3	9,65	7,43	4,99	4,27	3,29	2,26
Licenciadas o con postgrado	94,1	97,0	94,8	22,84	18,60	15,94	4,98	3,69	3,33
Antigüedad: 0 años	96,2	96,9	96,7	2,01	3,58	3,45	3,40	3,49	3,47
Antigüedad: 1-4 años	96,7	97,1	97,0	3,61	5,32	5,33	3,54	3,50	3,45
Antigüedad: 5-14 años	97,7	97,5	96,2	6,49	8,69	8,33	4,08	3,63	3,39
Antigüedad: 15+ años	96,9	96,8	92,9	5,02	8,52	8,55	3,14	3,16	2,84
Contrato indefinido	97,3	97,0	95,9	5,84	7,17	7,02	3,72	3,54	3,38
Contrato eventual	96,2	97,4	96,9	1,75	2,36	2,70	3,24	3,29	3,25
10-19 trabajadores/as	94,2	96,2	94,4	2,09	3,35	3,31	2,58	2,71	2,68
20-199 trabajadores/as	97,4	96,6	95,3	4,82	5,89	5,62	3,78	3,42	3,25
200+ trabajadores/as	98,2	98,4	98,8	6,06	8,08	8,70	3,87	4,04	3,97
Mercado regional	96,3	97,3	94,7	2,67	3,56	3,71	3,32	3,41	3,09
Mercado nacional	97,4	97,7	97,8	5,61	7,94	8,53	3,63	3,65	3,70
Mercado internacional	97,0	94,6	94,9	4,95	5,50	5,08	3,94	3,07	2,94
Convenio estatal	97,5	97,3	95,3	4,64	5,85	5,52	3,69	3,24	3,04
Convenio intermedio	95,9	96,9	96,1	3,57	4,94	5,06	3,46	3,42	3,36
Convenio empresa o centro	98,1	97,3	98,3	7,04	10,41	10,10	3,60	4,32	4,06
Industrias extractivas	93,8	97,3	97,3	19,17	22,00	22,77	4,94	8,06	8,17
Industria manufacturera	99,0	99,3	99,3	5,47	6,46	6,33	4,13	4,04	4,02
Energía eléctrica, gas y agua	90,9	97,9	98,1	9,80	13,41	12,48	2,94	3,29	3,08
Construcción	95,9	98,5	98,7	5,85	5,02	4,67	2,69	3,24	3,08
Comercio y reparación	97,8	98,0	98,2	3,55	6,91	7,57	3,99	4,57	4,83
Hostelería	88,8	89,3	89,0	1,29	0,92	0,90	1,40	1,12	1,02
Transporte y comunicaciones	93,1	91,9	94,5	2,57	10,92	7,47	1,76	2,92	2,42
Intermediación financiera	94,9	96,7	97,5	4,70	5,19	6,00	2,06	1,96	2,13
Inmobiliarias/serv. empresariales	96,8	96,9	96,8	7,25	5,95	5,86	4,17	2,84	2,73
Educación, sanidad y otros serv.			91,2			6,00			2,73



**Tabla 2 (continuación)**  
**DIFERENCIAL SALARIAL MEDIO ENTRE MUJERES Y HOMBRES**  
**POR CARACTERÍSTICAS**

	Mujeres discriminadas (%)			Discriminación absoluta <sup>+</sup>			Discriminación relativa		
	<i>d</i> <sup>0</sup>			<i>d</i> <sup>i</sup>			<i>d</i> <sub>r</sub> (x 100)		
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Directivas	100	100	100	61,78	33,69	35,10	8,57	5,23	5,73
Técnicas/profesionales científicas	90,8	94,7	88,5	13,70	28,58	14,15	3,96	4,51	2,52
Técnicas/profesionales de apoyo	98,5	99,0	98,0	7,87	8,44	8,01	3,35	3,32	3,28
Administrativas	96,0	95,0	93,7	3,11	2,00	4,15	2,85	2,34	2,73
Servicios profesionales	97,0	94,8	97,6	2,58	5,48	4,60	3,40	4,16	3,77
Trabajadoras cualificadas	98,2	99,6	99,7	2,08	2,27	2,31	3,08	3,24	3,29
Operadoras	99,2	99,9	99,9	3,13	3,66	3,67	4,88	5,09	5,15
Trabajadoras no cualificadas	96,6	98,2	98,0	1,50	1,47	1,56	3,91	2,89	3,01

Trabajadoras por cuenta ajena a tiempo completo no afectadas en el mes de octubre por ILT ni permiso de martentidad. En 2002 se excluyen los sectores no presentes en 1995 para facilitar la comparabilidad de los resultados, mientras que en 2002\* se incluye la totalidad de sectores disponibles.

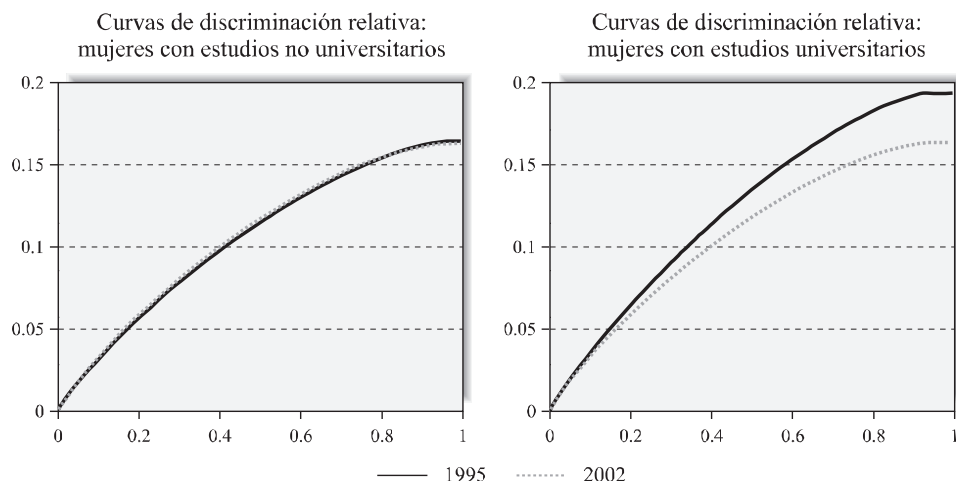
<sup>+</sup> Valores en euros cosntantes de 2002. \* Muestra de 2002 que incluye los sectores no presentes en 1995.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

En cuanto a los cambios producidos en la discriminación relativa, aunque fueron de menor cuantía, modificaron parcialmente el perfil característico en nuestro país (Tabla 2, columnas 7 y 8). La discriminación relativa siguió siendo creciente con la edad de la mujer empleada, e incluso esto pareció acentuarse en 2002 al reducirse entre las mujeres de menos de 45 años, y aumentar ligeramente entre aquéllas que superan esa edad. Sin embargo, la relación en forma de U invertida entre discriminación relativa y antigüedad de la mujer en su centro de trabajo se presenta mucho más acusada en 1995 que en 2002, atenuándose a lo largo del período.

Con respecto al nivel educativo observamos que la discriminación relativa permaneció prácticamente constante entre las mujeres sin título universitario, mientras que entre las que sí lo alcanzaron se redujo considerablemente, al pasar de 4.7 a 3.5 según el índice, siendo este cambio estadísticamente significativo al 95% de confianza. Esta disminución es más pronunciada que la experimentada por la brecha salarial media estimada (Tabla 1, columnas 7 y 8), lo que podría ser un indicio de la existencia de cambios en la distribución de las brechas salariales dentro del grupo de universitarias.<sup>19</sup> Así, tal y como se desprende de la comparación de las respectivas curvas de discriminación relativa de 1995 y 2002 (Gráfico 4), ésta sólo disminuyó de forma inequívoca (y estadísticamente significativa al 95%) en el caso de las mujeres con estudios universitarios (Gráfico de la derecha), donde se observa que las curvas presentan una clara relación de dominancia. Las mujeres sin estudios universitarios presentan, por el contrario, una dominancia de la curva de 1995 sobre la de 2002 (Gráfico de la izquierda), reflejando un leve incremento en la discriminación relativa, apenas perceptible visualmente.<sup>20</sup>

Atendiendo a la duración del contrato, la discriminación era menor en el caso de las mujeres con contrato eventual frente a las que tenían uno indefinido, aunque la diferencia entre



**Gráfico 4. Curvas de discriminación relativa**

*Fuente:* elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

ambos tipos de contrato se redujo notablemente en el período, al aumentar en el primer caso y reducirse en el segundo. Por ocupaciones, los mayores niveles de discriminación relativa afectaban a las mujeres directivas, si bien éstos se redujeron considerablemente a lo largo del período. De hecho, aunque las operadoras y las técnicas y profesionales científicas partían con los niveles de discriminación más bajos, el incremento que experimentaron hizo que en 2002 se acabasen situando en niveles muy próximos a los de las directivas. Por el contrario, la menor discriminación relativa en ambos años se observa entre las administrativas y, en 2002, también entre las trabajadoras poco cualificadas, que junto a las directivas experimentaron las mayores caídas en los niveles de discriminación.<sup>21</sup>

En cuanto a la clasificación sectorial, los menores niveles de discriminación se producen en los sectores de la hostelería y la intermediación financiera; mientras que los niveles más elevados se detectan en la industria, y en el comercio y reparación. Sorprenden, por su comportamiento negativo, las industrias extractivas, cuyos niveles de discriminación relativa se incrementaron extraordinariamente (aunque la escasísima presencia femenina en este sector puede estar sesgando los resultados por falta de muestra). Asimismo, observamos una correlación positiva entre el tamaño de la empresa y el nivel de discriminación que experimentan las empleadas, destacando el hecho de que tanto las pequeñas empresas (de entre 10 y 20 trabajadores), como las grandes (con más de 200 trabajadores) vieron incrementar notablemente sus niveles de discriminación a lo largo del período. La positiva evolución de las empresas orientadas hacia los mercados internacionales hizo que éstas presentasen menores niveles de discriminación que aquellas otras de orientación más regional o nacional, invirtiendo el orden existente en 1995. Por otro lado, y a diferencia de lo que ocurría en 1995, al final del período se detectan diferencias destacables según el convenio vigente, siendo la discriminación mucho más elevada en el caso de convenios a nivel de empresa o centro de trabajo.

La estimación de índices que presentan una mayor sensibilidad a la desigualdad en las brechas salariales proporciona unos resultados muy similares a los aquí expuestos, tal y como ponen de manifiesto los índices  $d_r^3$  y  $d_r^4$  mostrados en el apéndice. Aunque el perfil y los cambios producidos en los niveles de discriminación relativa son básicamente los mismos, destaca el hecho de que la reducción en la discriminación de mujeres universitarias, directivas, trabajadoras poco cualificadas o que trabajan en empresas con orientación internacional fue sustancialmente mayor según estos índices, lo que parece indicar que la reducción en la discriminación no se produjo de manera uniforme dentro de estos colectivos sino que fue más intensa entre las que presentaban mayores brechas relativas. Por otro lado, también se observa una reducción en la discriminación entre las mujeres mayores de 45 años frente al ligero aumento detectado con  $d_r^2$ .

En cualquier caso, el hecho de que una determinada característica presente un elevado grado de discriminación no necesariamente implica que sea relevante a la hora de explicar la discriminación total, pues su contribución no sólo depende de su propio nivel sino también de su peso poblacional (recogido en las columnas 1-3 de la Tabla 1). La Tabla 3 muestra la contribución de cada una de las categorías antes señaladas, expresada como porcentaje de la discriminación total, utilizando los índices descomponibles  $d^2$  y  $d_r^2$ .

**Tabla 3**  
**ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA Y RELATIVA: CONTRIBUCIÓN DE CADA CATEGORÍA A LA DISCRIMINACIÓN TOTAL (EN PORCENTAJE)**

	Contribución a la discriminación absoluta $d^2$			Contribución a la discriminación relativa $d_r^2$		
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Todas	100	100	100	100	100	100
16-29 años	18,7	22,0	18,1	35,4	36,2	30,9
30-44 años	57,1	56,1	54,5	46,4	43,8	44,5
45+ años	24,2	22,0	30,4	18,2	20,0	25,1
Estudios primarios	13,4	11,6	13,5	24,8	24,3	21,0
Estudios secundarios	44,1	40,0	37,8	60,4	55,0	53,0
1ª Etapa	18,3	15,8	13,2	34,8	29,5	25,5
2ª Etapa	12,8	12,2	11,4	10,9	11,6	10,1
FP grado medio	5,5	4,8	7,0	6,2	6,8	10,2
FP grado superior	7,5	7,2	6,1	8,5	7,1	7,1
Estudios universitarios	42,5	48,4	53,6	14,7	20,7	24,8
Diplomadas	9,2	9,0	11,5	5,3	7,0	9,4
Licenciadas o con postgrado	33,4	39,4	39,3	9,5	13,7	14,9
Antigüedad: 0 años	5,0	14,0	12,2	11,0	23,9	22,2
Antigüedad: 1-4 años	25,2	34,6	31,7	32,1	39,9	37,2
Antigüedad: 5-14 años	42,0	32,8	35,5	34,3	24,1	26,2
Antigüedad: 15+ años	27,8	18,6	23,1	22,6	12,1	13,9
Contrato indefinido	89,1	91,5	90,7	73,8	79,2	79,2
Contrato eventual	10,9	8,5	9,5	26,2	20,8	20,8

**Tabla 3 (continuación)**  
**ÍNDICE DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA Y RELATIVA: CONTRIBUCIÓN DE CADA CATEGORÍA A LA DISCRIMINACIÓN TOTAL (EN PORCENTAJE)**

	Contribución a la discriminación absoluta			Contribución a la discriminación relativa		
	$d^2$			$d_r^2$		
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
10-19 trabajadores/as	8,3	10,1	8,6	13,3	14,3	12,6
20-199 trabajadores/as	55,8	48,4	43,1	56,9	49,2	45,1
200+ trabajadores/as	35,9	41,5	54,0	29,8	36,5	44,7
Mercado regional	16,8	19,5	30,4	27,1	32,7	45,8
Mercado nacional	67,8	67,0	56,0	57,0	54,1	44,0
Mercado internacional	15,3	13,5	8,7	15,8	13,2	9,2
Convenio estatal	42,7	37,9	33,3	44,1	36,9	33,3
Convenio intermedio	29,9	36,8	34,9	37,7	44,7	42,0
Convenio empresa o centro	27,3	25,3	35,7	18,1	18,4	26,0
Industrias extractivas	0,4	0,3	0,2	0,1	0,2	0,1
Industria manufacturera	51,0	32,5	22,1	50,1	35,7	25,4
Energía eléctrica, gas y agua	1,1	0,5	0,4	0,4	0,2	0,2
Construcción	3,7	2,8	1,8	2,2	3,2	2,2
Comercio y reparación	19,5	29,5	22,4	28,4	34,3	25,9
Hostelería	2,3	1,3	0,9	3,3	2,8	1,8
Transporte y comunicaciones	2,0	8,7	4,3	1,8	4,1	2,5
Intermediación financiera	7,6	4,8	4,3	4,3	3,2	2,8
Inmobiliarias/serv. empresariales	12,6	19,5	13,6	9,4	16,3	11,4
Educación, sanidad y otros serv.	0,0	0,0	29,9	0,0	0,0	24,6
Directivas	21,7	6,9	6,9	3,9	1,9	2,0
Técnicas/profesionales científicas	12,2	28,9	39,9	4,6	8,0	12,9
Técnicas/profesionales de apoyo	17,4	28,4	24,1	9,6	19,6	17,9
Administrativas	23,0	8,0	13,9	27,4	16,5	16,5
Servicios profesionales	7,5	15,5	14,5	12,9	20,7	21,5
Trabajadoras cualificadas	3,7	1,8	1,3	7,0	4,4	3,4
Operadoras	10,6	7,4	5,3	21,5	18,0	13,6
Trabajadoras no cualificadas	3,8	3,1	3,0	13,1	10,9	10,4

Trabajadoras por cuenta ajena a tiempo completo no afectadas en el mes de octubre por ILT ni permiso de martenedad. En 2002 se excluyen los sectores no presentes en 1995 para facilitar la comparabilidad de los resultados, mientras que en 2002\* se incluye la totalidad de sectores disponibles.

\* Muestra de 2002 que incluye los sectores no presentes en 1995.

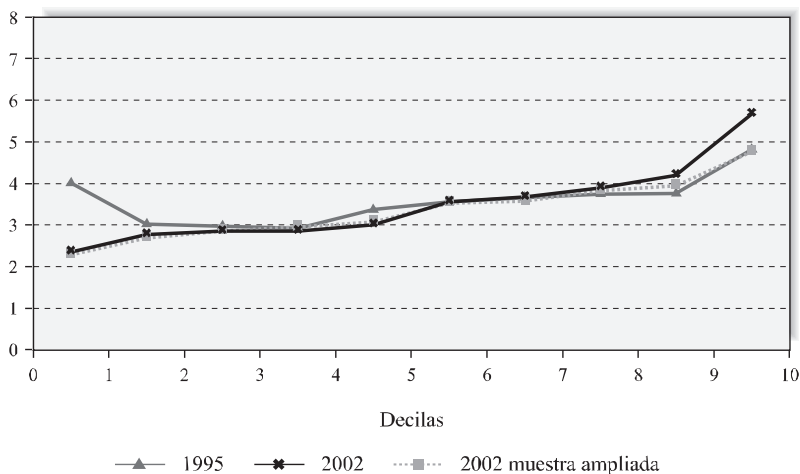
Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

Destaca el hecho de que, a pesar de que la discriminación de las mujeres universitarias se redujo durante el período analizado, la posesión de estudios universitarios pasó de explicar un 42% a un 48% de la discriminación absoluta, y de un 15% a un 21% de la relativa. En ambos casos esto se produjo debido a la pérdida de peso del grupo de mujeres con estudios secundarios que, sin embargo, sigue explicando más de la mitad de la discriminación relativa observada. Del mismo modo, destaca la creciente importancia de la menor antigüedad en la empresa en términos de su contribución a la discriminación total, debido en buena medida al incremento en la proporción de mujeres con menos de 5 años de antigüedad.<sup>22</sup>

#### 4.2. El perfil de la discriminación salarial: suelos pegajosos y techos de cristal

Sin duda, uno de los aspectos más interesantes debatidos en la literatura internacional sobre discriminación salarial es la posible correlación existente entre discriminación y nivel salarial, esto es, lo que se ha venido en denominar como suelos pegajosos y techos de cristal.<sup>23</sup> Siguiendo a Arulampalam, Booth y Bryan (2007), en este trabajo se definen los suelos pegajosos como aquellas situaciones en las que son las mujeres de más bajos salarios las que experimentan los mayores niveles de discriminación. De igual forma, y de acuerdo con Albrecht, Björklund y Vroman (2003), hablaremos de la existencia de techos de cristal cuando las mujeres de salarios más elevados son las que se enfrenten a las mayores cotas de discriminación. La terminología en ambos casos recurre a metáforas que hacen mención a la imposibilidad de ascender en la escala salarial: bien partiendo de los peldaños más bajos, como si el suelo estuviese pegado a los pies y no permitiese ascender; bien como un techo transparente o invisible que impide que una vez que se ha alcanzado un puesto bien remunerado se logre acceder a alguna de las ocupaciones más altas en la escala salarial.<sup>24</sup>

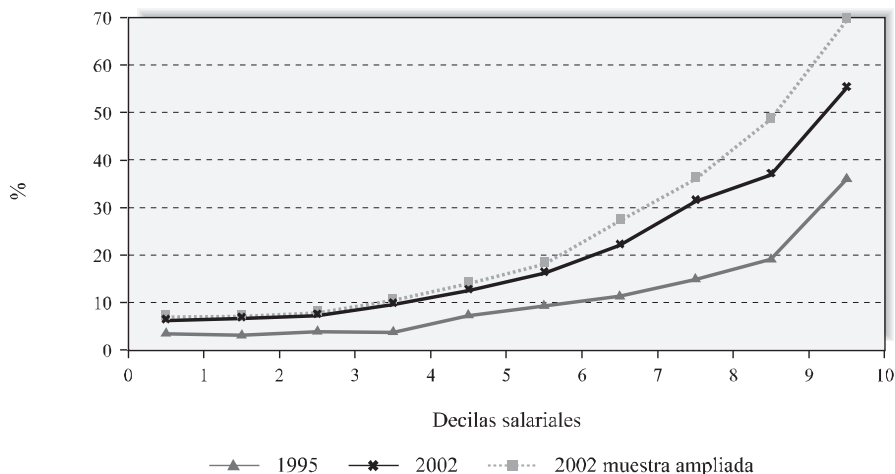
En el Gráfico 5 podemos observar que en 1995 la relación entre discriminación relativa ( $d_r^2 \times 100$ ) y nivel salarial presentaba una cierta forma de U, con valores más altos tanto en la primera como en la última decila salarial.<sup>25</sup> Entre 1995 y 2002 se produjo, sin embargo, un cambio cualitativamente importante ya que esta relación pasó a ser más lineal y creciente, fruto de la reducción en la discriminación experimentada por la primera decila y el incremento producido en las dos últimas.<sup>26</sup> En definitiva, podríamos afirmar que el fenómeno de los techos de cristal parece haberse impuesto en el sector privado español a lo largo de estos últimos años.<sup>27</sup>



**Gráfico 5. Discriminación,  $d_r^2 \times 100$ , por decilas salariales, 1995-2002. Todas las mujeres**

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

Sin embargo esta conclusión puede parecer sorprendente: ¿cómo es posible conciliar este resultado con el hecho de que la discriminación relativa haya disminuido notablemente entre las trabajadoras con título universitario? Para responder a esta cuestión es preciso profundizar en los aspectos distributivos de los distintos niveles educativos, analizando cada uno de ellos por separado.

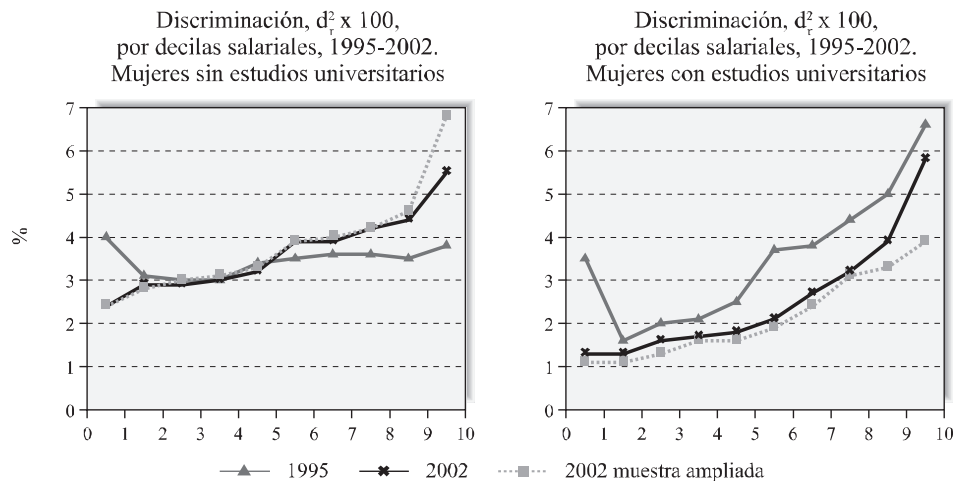


**Gráfico 6. Mujeres con estudios universitarios por decilas salariales, 1995-2002**

*Fuente:* elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

En el Gráfico 6 se observa que, como cabría esperar, las mujeres universitarias se concentran fundamentalmente en las decilas superiores en ambos años, aunque el fenómeno parece haberse intensificado a lo largo del período ya que la presencia de este colectivo en los niveles salariales más elevados es notablemente superior en 2002. Por otro lado, en el Gráfico 7 se presentan, para las mujeres con y sin estudios universitarios, los índices de discriminación relativa calculados en cada decila salarial en la que éstas se encuentran.<sup>28</sup>

De la comparación de ambos gráficos podemos extraer dos conclusiones básicas. La primera es que en 2002 los niveles de discriminación relativa de las mujeres sin estudios universitarios eran significativamente superiores a los de las mujeres con título universitario con similar nivel retributivo (excepción hecha de las dos últimas decilas, en las que no se constatan diferencias significativas). La segunda conclusión es la existencia de una correlación positiva entre discriminación y nivel salarial en las mujeres con título universitario. Más aun, dicho comportamiento se aprecia tanto al principio como al final del período (con la única excepción de la primera decila de 1995), lo que confirma los resultados obtenidos por De la Rica, Dolado y Llorens (2008) utilizando técnicas y bases de datos distintas a las aquí empleadas. Entre las mujeres no universitarias esta relación era poco clara en 1995, al detectarse escasa variabilidad entre las distintas decilas, aunque al final del período la correlación



**Gráfico 7. Discriminación relativa por decils salariales y nivel de estudios**

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

entre ambas variables pasa a ser claramente positiva.<sup>29</sup> Esto podría significar (si se corrobora en futuros estudios) un cambio en el patrón distributivo de la discriminación relativa entre las mujeres no universitarias que nos alejaría del identificado por De la Rica, Dolado y Llorens (2008) para España y otros países del sur de Europa, según el cual el gap salarial condicionado disminuiría a medida que aumenta el salario dentro de este colectivo.<sup>30</sup>

De todo lo anterior podemos concluir que la relación creciente entre discriminación relativa y salarios en la población total de trabajadoras en 2002 se debe fundamentalmente a dos factores. En primer lugar, esta relación es más pronunciada en el grupo que más ha aumentado su peso poblacional entre 1995 y 2002, esto es, el de las mujeres con estudios universitarios. Y en segundo lugar, a este fenómeno también han contribuido los cambios producidos en el perfil de la discriminación. Así, a lo largo del período la discriminación experimentada por las mujeres situadas en la primera decila salarial se redujo, independientemente del nivel de estudios alcanzado por éstas. Por otro lado, en las decilas superiores se produjeron dos efectos contrarios: un aumento de la discriminación entre las mujeres con estudios de primaria o secundaria, y una disminución entre las mujeres con título universitario, pero de menor intensidad. Así, a pesar del creciente peso de las mujeres universitarias (que en 2002 ya superaban el 50% de las mujeres presentes en la última decila), el primer efecto acabó predominando debido a su mayor magnitud.<sup>31</sup>

## 5. Conclusiones

En este estudio analizamos las diferencias salariales por razón de género en España en 1995 y 2002 utilizando la Encuesta de Estructura Salarial. Constatamos que durante este pe-

ríodo se ha producido una reducción en la brecha salarial observada media entre mujeres y hombres, impulsada por el creciente nivel de estudios alcanzado por las primeras. Pese a ello, la brecha salarial condicionada por las características de empresas y trabajadores/as muestra una gran persistencia, especialmente en ciertos grupos, lo que ha contribuido a modificar el perfil de la discriminación en España durante estos años.

Si nos fijamos en los niveles de discriminación absoluta, constatamos que ésta ha aumentado, tanto en la población total de trabajadoras como en la mayoría de los subgrupos analizados. Excepciones reseñables a este comportamiento sólo las encontramos entre las mujeres con estudios universitarios, así como entre aquéllas situadas en puestos directivos y administrativos, y entre las empleadas en la hostelería y en el sector inmobiliario/servicios a empresas.

Por otro lado, si medimos la discriminación en términos relativos al salario de las mujeres, observamos que ésta se ha reducido ligeramente durante este período. Por grupos, además de los citados anteriormente, esto ha sido así entre las mujeres jóvenes, con estudios de FP, con contrato indefinido, en trabajos de poca cualificación y en empresas de tamaño intermedio, orientadas al mercado internacional, y con convenio de nivel superior a la empresa. Obsérvese que en todos estos grupos, sin embargo, esto se ha producido a la vez que sus niveles de discriminación absoluta han aumentado. Por otro lado, la discriminación relativa se incrementó principalmente entre las mujeres que trabajan en grandes empresas, con convenio de empresa o de centro de trabajo, en el comercio, en el transporte, en ocupaciones relacionadas con los servicios personales y entre las técnicas/profesionales científicas.

El aspecto más destacable de este análisis distributivo es la constatación del reforzamiento del fenómeno conocido como techos de cristal en el mercado laboral del sector privado español. Así, se comprueba que la discriminación relativa muestra una relación cada vez más claramente creciente con respecto al salario de las mujeres, con independencia de su nivel de estudios. Esto se debe, en primer lugar, a la mayor proporción de trabajadoras con estudios universitarios, entre las cuales este fenómeno presenta una mayor intensidad. Este primer factor se ve reforzado, además, por los cambios experimentados a lo largo del período en el perfil distributivo de la discriminación dentro de cada nivel de estudios. Así, por un lado, la discriminación relativa en la cola baja de la distribución se reduce, con independencia de los estudios alcanzados (lo que parece, además, desactivar el fenómeno de los suelos pegajosos claramente presente en 1995). Por otro lado, la discriminación relativa entre las mujeres sin título universitario pero con salarios elevados ha aumentado a lo largo del período, y lo ha hecho en mayor medida que la reducción experimentada, simultáneamente, por las mujeres con estudios universitarios y salarios elevados.

## Notas

1. Excelentes revisiones de esta literatura internacional se encuentran en Cain (1986), y Altonji y Blank (1999).
2. Véase Blau y Kahn (2003), entre otros, para una reciente comparación internacional.



3. En García, Hernández y López-Nicolás (2001) la discriminación aumenta a lo largo de la escala salarial tanto en términos absolutos como en términos relativos al gap salarial total (utilizando en la estimación variables instrumentales, para endogeneizar la educación, y técnicas econométricas que permiten tener en cuenta el sesgo de selección). Por el contrario, en Gardeazábal y Ugidos (2005) la discriminación relativa decrece al incrementarse el nivel salarial. En esta ocasión, los autores estiman la discriminación en cada cuantil a partir de una estimación de las características “propias” de ese cuantil y no de las características medias en la población, como ocurría en el caso anterior. De la Rica, Dolado y Llorens (2008), por su parte, también identifican mayores niveles de discriminación relativa en las primeras decilas cuando analizan por separado a las trabajadoras sin estudios universitarios, pero estiman que entre las universitarias los mayores niveles parecen situarse entre las que poseen mayores ingresos, presentando la discriminación un patrón creciente con el nivel salarial.
4. Otros trabajos recientes que han utilizado ambas encuestas son Motellón y López-Bazo (2006), que analiza la discriminación salarial por tipo de contrato, y Simón, Sanromá y Ramos (2008a), donde se compara la segregación laboral y las estructuras salariales de nativos e inmigrantes.
5. Una excepción sería el trabajo de Pena-Boquete (2008) que, mediante un enfoque distributivo, ofrece una comparación de la discriminación salarial en España y en Galicia durante ese mismo período temporal.
6. En Del Río, Gradín y Cantó (2006) puede encontrarse un análisis crítico detallado de estas propuestas.
7. Todo ello sin menoscabo de que, al tratarse de un componente no explicado por el modelo de determinación salarial, nuestra estimación pueda estar incorporando otros aspectos ajenos a comportamientos discriminatorios en el mercado laboral como pueden ser: diferencias en el capital humano no recogidas por la edad, la antigüedad y el nivel educativo, o diferencias en el trabajo desempeñado por hombres y mujeres que van más allá de las variables de sector y ocupación utilizadas en la regresiones salariales.
8. Propiedad que garantiza que el salario estimado por MCO evaluado en las características medias coincide con el salario medio observado.
9. Estas expresiones se corresponden con las que obtendríamos si las ecuaciones salariales hubiesen sido estimadas por MCO (ya que  $\exp(Z_{m_i}'\hat{\beta}_m + \sigma_m^2/2)$  es el valor esperado de la variable log-normal,  $y_m$ , condicionada a  $Z_{m_i}$  en la regresión MCO). En este epígrafe supondremos, por simplicidad, que esto es así, aunque conviene advertir que nuestras estimaciones para el caso español se han obtenido a partir regresiones cuantílicas, cuyas peculiaridades se explican en el siguiente apartado.
10. Por mujeres discriminadas entendemos aquellas mujeres trabajadoras que verifican que  $\hat{r}_{m_i} > \hat{y}_{m_i}$ . De esta forma, aunque haya mujeres con  $\hat{y}_{m_i} = \hat{r}_{m_i}$ , o que incluso puedan disfrutar de salarios superiores a los que tendrían si fuesen varones igualmente productivos,  $\hat{y}_{m_i} \geq \hat{r}_{m_i}$ , éstas no son tenidas en cuenta en la estimación de la discriminación agregada, ya que consideramos que su situación privilegiada no debería compensar la discriminación padecida por el resto. Este supuesto hace que nuestros índices verifiquen el axioma de Dominio, habitualmente exigido en la literatura de pobreza, donde existe cierto acuerdo sobre la bondad de dicha propiedad, según la cual un incremento en la renta de los no-pobres no debería alterar el nivel de pobreza existente en la población (siempre que se mantenga invariante la línea de pobreza).
11. Nuestras estimaciones tampoco han sido corregidas por el “sesgo de selección” (provocado por la influencia de las características socioeconómicas de los individuos en sus decisiones de participación) debido a las dificultades que esto entraña en bases de datos que sólo entrevistan a individuos con empleo.
12. Dicho salario incluye el salario base, los complementos salariales y los pagos por horas extraordinarias del mes, y se divide por el número de horas trabajadas (que incluyen tanto las horas pactadas como las horas extra realizadas).
13. La distribución salarial cuantílica así estimada,  $\hat{y}_m^q$ , permite un ajuste más preciso a la distribución salarial observada que la distribución MCO,  $\hat{y}_m$ , sobre todo en los valores extremos, ya que la regresión a la media es incapaz de recoger con precisión las colas de la distribución original. Véase Del Río, Gradín y Cantó (2006) para más detalles en el caso de la EES de 1995.

14. Así, por ejemplo, si nuestra única variable explicativa fuese el nivel educativo, una mujer con título universitario que se sitúe en la cola baja de la distribución salarial de dicho colectivo –las universitarias– sería comparada en términos salariales con un hombre universitario cuyo salario también se encuentre en la cola baja de la distribución salarial de los hombres universitarios.
15. La curva de discriminación absoluta de 2002 se sitúa siempre por encima de la de 1995 para un nivel de confianza del 95%, tras comparar las curvas estimadas en ventilas y calcular los errores estándar mediante bootstraps. Véase el apéndice para más detalles.
16. Comparando las curvas estimadas en ventilas y calculando los errores estándar mediante bootstraps, obtenemos que las curvas son estadísticamente iguales en las primeras quince ventilas, situándose la curva de 1995 por encima en las cinco últimas de manera significativa al 95% de confianza. Véase el apéndice para más detalles.
17. Cuando en la encuesta de 2002 se tienen en cuenta los sectores incluidos en la muestra ampliada que no estaban presentes en 1995 (básicamente relacionados con el sector educativo y el sanitario), se constata que tanto la discriminación absoluta como la relativa son algo menores que en la muestra restringida de 2002, debido a que dichos sectores muestran una discriminación salarial inferior a la media. Por ello, podemos concluir que la muestra restringida de la EES de 2002 tiende a sobreestimar, aunque sólo ligeramente, la discriminación salarial en el sector privado de nuestro país.
18. Este último sector no sólo redujo su discriminación de manera notable sino que vio incrementar su peso en el empleo femenino en una proporción muy importante, al pasar del 8,1% al 20% al final del período (véase Tabla 1, columnas 1 y 2).
19. Recordemos que estos índices no sólo son sensibles a la intensidad del fenómeno discriminatorio sino también a su distribución dentro del grupo analizado, aumentando su valor cuanto mayor es la desigualdad existente en su reparto.
20. Comparando las curvas estimadas en ventilas a partir de los errores estándar estimados mediante bootstraps, obtenemos que las curvas de discriminación en el caso de mujeres con estudios universitarios se solapan sólo en la primera ventila, situándose la curva de 2002 por debajo de la de 1995 en todas las demás ventilas, al 95% de confianza. Por el contrario, en el caso de las mujeres con estudios no universitarios, la curva de 2002 se sitúa significativamente por encima entre las ventilas 2 y 10, solapándose en el resto. Véase el apéndice para más detalles.
21. A pesar del evidente interés que tendría cuantificar la responsabilidad de la segregación ocupacional sobre los niveles agregados de discriminación salarial, no es éste el objeto de nuestra metodología, sino ofrecer herramientas que permitan profundizar en los niveles de discriminación que experimentan las trabajadoras incluidas en cada una de las ocupaciones consideradas, y cuantificar así su importancia en la discriminación agregada desde un enfoque distributivo. De este modo, en este trabajo no estamos interesados tanto en explicar las causas del fenómeno, como en evaluar sus consecuencias, al identificar a los colectivos de mujeres cuyos salarios parecen estar más condicionados por el hecho de serlo. Si quisiésemos medir los efectos que la segregación ocupacional por sexos tiene sobre la discriminación salarial total sería necesario aplicar otro tipo de técnicas como, por ejemplo, las utilizadas por Plasman y Sissoko (2004) siguiendo la metodología de Brown, Moon y Zoloth (1980). Según sus estimaciones, a partir de la EES de 1995, la segregación ocupacional en España explicaría alrededor del 30% de la brecha salarial; un porcentaje muy superior al de otros países europeos como Bélgica (13%) o Italia (5%).
22. Si consideramos la muestra ampliada de 2002, incluyendo a todos los sectores, observamos que en torno al 51% de la discriminación salarial relativa se concentra en sólo dos sectores, que conjuntamente sólo emplean a cerca de un 40% de las mujeres: la industria manufacturera, y el comercio y reparación. Destaca, por el contrario, Educación, sanidad y otros servicios, que empleando al 30 por ciento sólo parece ser responsable de un 24,6% de los niveles de discriminación totales.
23. El interés empírico por estas cuestiones se ha producido fundamentalmente a partir de la incorporación de técnicas distributivas en la estimación de las ecuaciones salariales, lo que ha permitido superar los resultados promedio característicos de los procedimientos clásicos de estimación.

24. Ejemplos de trabajos empíricos recientes centrados en estas cuestiones son, entre otros, los de Albrecht, Björklund y Vroman (2003), Albrecht, Van Vuuren y Vroman (2009) y Arulampalam, Booth y Bryan (2007), donde se analiza la posible existencia de suelos pegajosos y/o techos de cristal en distintos países europeos a partir de regresiones cuantílicas. Por otro lado, en Booth, Francesconi y Frank (2003) se ofrece un modelo teórico en el que la definición de suelos pegajosos es un poco más restrictiva.
25. El análisis de inferencia estadística refleja que en 1995 la primera decila muestra más discriminación que las decilas de la 2 a la 5, pero menos que la 10, y que ésta última es la que muestra mayor discriminación de todas. Además, las decilas 2, 3 y 4 muestran menos discriminación que todas las situadas por encima de la mediana. Véase el apéndice para más detalles.
26. El análisis de inferencia estadística corrobora lo anterior ya que, a diferencia de lo que ocurre en 1995, en 2002 la primera decila muestra menos discriminación que todas las demás, mientras que la decila 10 sigue siendo la que muestra mayor discriminación. Además, aunque las decilas de la 2 a la 5 no muestran niveles de discriminación significativamente diferentes entre sí, su nivel es inferior a las decilas de la 6 a la 9. Véase el apéndice para más detalles.
27. Este resultado también se sostiene con los índices  $d_r^3$  y  $d_r^4$  mostrados en el apéndice. En este caso, la caída de la discriminación en la primera decila es todavía más acusada. En el Gráfico 5 también se aprecia que en 2002 no hay grandes diferencias entre las dos muestras de ese año, restringida y ampliada, salvo por el hecho de que la discriminación es algo menor en la última decila cuando usamos la muestra completa.
28. En ambos casos la decila se refiere a la distribución salarial femenina total, y no a la correspondiente a cada una de las distribuciones analizadas por separado. Con ello pretendemos visualizar con mayor nitidez el efecto causado por cada subgrupo de mujeres en cada una de las decilas de la población conjunta.
29. De hecho, en 1995 las mujeres con estudios no universitarios situadas en la primera decila muestran niveles de discriminación significativamente superiores a los de las mujeres del mismo grupo pertenecientes a las decilas 2 a 6, y a la 9; mientras que el nivel de la decila 10 no se distingue del de las previas (al 95% de confianza). Por el contrario, en 2002 la discriminación muestra una tendencia creciente más nítida, ya que la primera decila es la que muestra menor discriminación de todas, y la décima la mayor.
30. Dado que en el Gráfico 7 las decilas son calculadas sobre la población total de mujeres, en el apéndice se presentan los mismos gráficos relativos a las decilas calculadas sobre cada colectivo de mujeres por separado. Como se comprueba, los resultados son similares en lo que concierne al patrón salarial comentado.
31. La principal novedad que introduce la muestra completa de 2002, respecto a la restringida, se da en las últimas decilas, precisamente aquéllas en las que en mayor proporción están representadas las mujeres de los nuevos sectores incluidos. Esto se concreta en una reducción de la discriminación en el caso de las mujeres universitarias y en un aumento en el resto. Por otro lado, con la utilización de los índices  $d_r^3$  y  $d_r^4$ , mostrados en el apéndice, los resultados son similares, si bien los cambios son más intensos en las dos colas de ambas distribuciones.

## Referencias

- Aláez, R. y Ullibarri, M. (2000), "Discriminación salarial por sexo: un análisis del sector privado y sus diferencias regionales en España", *Información Comercial Española*, 789: 117-138.
- Albrecht, J.; Björklund, A. y Vroman, S. (2003), "Is there a glass ceiling in Sweden?", *Journal of Labor Economics* 21 (1): 145-177.
- Albrecht, J.; Van Vuuren, A. y Vroman, S. (2009), "Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands", *Labour Economics* (en prensa). Doi:10.1016/j.labeco.2009.01.002

- Altonji, J. G. y Blank, R. M. (1999), "Race and Gender in the Labor Market", en O.C. Ashenferter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, Amsterdam: North-Holland: 3.143-3.259.
- 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*, 5 (1), article 10.
- Arulampalam, W.; Booth, A. L. y Bryan, M. (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.
- 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: 436-455.
- Booth, A.; Francesconi, M. y Frank, J. (2003), "A sticky floors model of promotion, pay and gender", *European Economic Review*, 47 (2): 295-322.
- Brown, R. S.; Moon, M. y Zoloth, B. (1980), "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials", *The Journal of Human Resources*, 15 (Winter): 3-28.
- Cain, G. C. (1986), "The economic analysis of labour market discrimination", en O. Ashenfelter y R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, North-Holland, Amsterdam.
- De la Rica, S. y Ugidos, A. (1995), "¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, XIX (3): 395-414.
- De la Rica, S.; Dolado, J. J. y Llorens, V. (2008), "Ceiling or floors? Gender wage gaps by education in Spain", *Journal of Population Economics*, 21: 751-776.
- Del Río, C.; Gradín, C. y Cantó, O. (2006), "The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited", ECINEQ WP 2006-25.
- García, J.; Hernández, P. J. y López-Nicolás, Á. (2001), "How wide is the gap? An investigation of gender wages differences using quantile regression", *Empirical Economics*, 26: 149-167.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2005), "Gender wage discrimination at quantiles", *Journal of Population Economics*, 18(1): 165-179.
- Hernández, P. J. (1995), "Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España", *Investigaciones Económicas*, 19 (2): 195-215.
- Hernández, P. J. (1996), "Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial", *Revista de Economía Aplicada*, IV (11): 57-80.
- Hernández, P. J. y Méndez, I. (2005), "La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea", *Estadística Española*, 47: 179-214.
- 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 wage convergence" en M. Koster (ed.), *Workers and their wages*, AEI Press, Washington D.C.
- Juhn, C.; Murphy, K. y Pierce, B. (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101 (3): 410-442.
- Lago Peñas, I. (2002), "La discriminación salarial por razones de género: un análisis empírico del sector privado en España", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 98 (02): 171-196.
- Moltó, M. L. (1984), "Estudio empírico de la discriminación de la mujer en el mercado de trabajo académico", *Estadística Española*, 102: 105-128.
- Motellón, E. y López-Bazo, E. (2006), "Discriminación salarial por tipo de contrato. Efectos en el conjunto de la distribución", IX Encuentro de Economía Aplicada, Jaen.
- Moreno, G.; Rodríguez, J. M. y Vera, J. (1996), "La participación laboral femenina y la Discriminación salarial en España (1990-1991)", *Colección estudios*, 29, Madrid: Consejo Económico y Social.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14: 693-709.
- Palacio, J. I. y Simón, H. J. (2006), "Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España", *Estadística Española*, 48 (163): 493-524.
- Peinado, A. (1988), *La discriminación de la mujer en el mercado de trabajo español. Una aproximación empírica a la discriminación salarial*. Colección Informes, Serie Empleo. Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Peinado, A. (1990), "Un análisis microeconómico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres", *Información Comercial Española*: 101-109.
- Pena-Boquete, Y. (2008), "A comparative analysis of the evolution of gender wage discrimination: Spain vs. Galicia", *Papers in Regional Science* (en prensa). Doi: 10.1111/j.1435-5957.2008.00163.x.
- Plasman, R. y Sissoko, S. (2004), "Comparing apples with oranges: Revisiting the gender wage gap in an international perspective", *IZA Discussion Paper*, 1449.
- Prieto, J. (1995), *Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral*. Universidad de Oviedo: Tesis doctoral no publicada.
- Ribaud, M. y Hernández, F. (1989), *Un análisis de la discriminación salarial de las mujeres en España*. Madrid: Instituto de la Mujer (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social).
- Simón, H. (2006), "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador", *Investigaciones Económicas*, XXX (1): 55-87.
- Simón, H.; Sanromá, E. y Ramos, R. (2008a), "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.; Ramos, R. y Sanromá, E. (2008b), "Evolución de las diferencias salariales por razón de sexo", *Revista de Economía Aplicada* (en prensa).

- Ugidos, A. (1997a), “Gender wage discrimination in the Spanish labor market”, *Revista Española de Economía*, 14 (1): 1-19.
- Ugidos, A. (1997b), “Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado”, *Información Comercial Española. Revista de Economía*, 760 (febrero): 61-75.
- Ullibarri, M. (2003), “Diferencias salariales entre los sectores público y privado por género, escolaridad y edad. El caso de España”, *El Trimestre Económico*, 278: 233-252.

### **Abstract**

In this paper we analyze changes in gender wage differentials in Spain between 1995 and 2002, with special attention to the distribution of labor and socioeconomic characteristics across female workers. A decline was observed in the differential, mainly driven by an increasing percentage of women holding a college degree. However, there is a persistent, if not increasing, wage gap which cannot be explained by observed productivity characteristics (discrimination component), this being especially important among high paid women without college degree. This fact contributed to reinforce the well known “glass ceilings” phenomenon among these females. On the contrary, discrimination appeared to decline among women holding a university degree, as well as among low paid female workers, mitigating the “sticky floors” problem in this last case.

*Keywords:* Distributional analysis, gender economics, wage discrimination, glass ceilings, sticky floors.

*JEL classification:* J16, J31, J71.

## APÉNDICE

### Regresiones cuantílicas. Coeficientes de capital humano

#### Notas

- i. Todos los coeficientes son significativos al 5%, excepto (†) significativo al 10% y (\*) no significativos.
- ii. Otras variables de control utilizadas: Sector (CNAE), Ocupación (CNO a 2 dígitos), mercado, convenio, tamaño de la empresa (estrato), tipo de contrato y Comunidad Autónoma de residencia.

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

#### CUANTIL - HOMBRES, 1995 (105.589 observaciones)

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,014	0,013	0,013	0,012	0,011	0,011	0,010	0,009	0,007	0,000 <sup>+</sup>
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,014	-0,014	-0,013	-0,013	-0,011	-0,013	-0,011	-0,011	-0,007	0,005 <sup>+</sup>
Edad	0,034	0,028	0,026	0,027	0,028	0,026	0,026	0,028	0,031	0,038
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,036	-0,028	-0,027	-0,028	-0,028	-0,026	-0,025	-0,026	-0,029	-0,035
Primaria completa	0,015 <sup>+</sup>	0,030	0,051	0,054	0,048	0,045	0,043	0,049	0,034	0,048
Secundaria 1ª etapa	0,028	0,044	0,063	0,066	0,061	0,055	0,052	0,062	0,043	0,058
Secundaria 2ª etapa	0,088	0,101	0,132	0,143	0,145	0,154	0,149	0,172	0,154	0,177
FP grado medio	0,081	0,085	0,107	0,106	0,101	0,098	0,109	0,126	0,123	0,127
FP grado superior	0,116	0,138	0,161	0,173	0,174	0,168	0,162	0,171	0,169	0,185
Diplomatura	0,110	0,176	0,212	0,238	0,250	0,264	0,259	0,294	0,293	0,272
Licenciatura/postgrado	0,149	0,262	0,333	0,365	0,382	0,389	0,401	0,436	0,445	0,455
Constante	0,359	0,641	0,780	0,866	0,953	1,081	1,199	1,255	1,398	1,533
Pseudo R <sup>2</sup>	0,230	0,305	0,346	0,375	0,393	0,401	0,403	0,404	0,405	0,405

#### CUANTIL - MUJERES, 1995 (28.623 observaciones)

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,013	0,014	0,013	0,013	0,013	0,012	0,012	0,012	0,012	0,013
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	0,000 <sup>+</sup>	-0,006	-0,008	-0,006	-0,009	-0,009	-0,010	-0,013	-0,017	-0,028
Edad	0,038	0,030	0,023	0,024	0,021	0,022	0,022	0,024	0,027	0,028
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,046	-0,034	-0,025	-0,025	-0,021	-0,021	-0,021	-0,022	-0,025	-0,025
Primaria completa	0,464	0,094	0,079	0,075	0,062	0,067	0,072	0,061	0,091	0,114
Secundaria 1ª etapa	0,475	0,112	0,093	0,094	0,079	0,086	0,089	0,085	0,110	0,100
Secundaria 2ª etapa	0,525	0,212	0,198	0,197	0,189	0,191	0,207	0,206	0,231	0,260
FP grado medio	0,471	0,153	0,140	0,138	0,121	0,122	0,125	0,124	0,138	0,123
FP grado superior	0,496	0,153	0,145	0,165	0,150	0,150	0,156	0,162	0,193	0,177
Diplomatura	0,543	0,218	0,208	0,213	0,202	0,208	0,232	0,234	0,235	0,239
Licenciatura/postgrado	0,614	0,302	0,309	0,317	0,315	0,333	0,355	0,387	0,394	0,396
Constante	-0,213	0,425	0,597	0,674	0,821	0,847	0,901	0,961	1,003	1,194
Pseudo R <sup>2</sup>	0,249	0,283	0,317	0,344	0,369	0,394	0,413	0,422	0,420	0,410

**CUANTIL - HOMBRES, 2002 -muestra restringida- (97.075 observaciones)**

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,014	0,017	0,017	0,019	0,019	0,020	0,019	0,018	0,017	0,019
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,014	-0,020	-0,024	-0,028	-0,031	-0,035	-0,033	-0,031	-0,030	-0,034
Edad	0,017	0,013	0,013	0,012	0,012	0,013	0,016	0,018	0,021	0,024
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,016	-0,012	-0,011	-0,010	-0,009	-0,010	-0,013	-0,014	-0,017	-0,019
Primaria completa	0,050	0,043	0,035	0,047	0,041	0,037	0,035	0,045	0,058	0,094
Secundaria 1ª etapa	0,65	0,061	0,053	0,061	0,053	0,045	0,039	0,045	0,062	0,091
Secundaria 2ª etapa	0,080	0,095	0,097	0,118	0,115	0,116	0,129	0,152	0,181	0,219
FP grado medio	0,091	0,101	0,098	0,113	0,104	0,095	0,090	0,110	0,106	0,124
FP grado superior	0,130	0,121	0,119	0,134	0,124	0,121	0,113	0,123	0,150	0,175
Diplomatura	0,114	0,145	0,183	0,207	0,201	0,194	0,209	0,200	0,221	0,270
Licenciatura/postgrado	0,165	0,187	0,221	0,258	0,263	0,284	0,281	0,308	0,344	0,376
Constante	0,986	1,217	1,304	1,357	1,416	1,490	1,529	1,602	1,631	1,753
Pseudo R <sup>2</sup>	0,256	0,292	0,325	0,353	0,374	0,386	0,394	0,396	0,398	0,406

**CUANTIL - MUJERES, 2002 -muestra restringida- (33.867 observaciones)**

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,015	0,015	0,015	0,015	0,016	0,019	0,021	0,022	0,025	0,029
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,011	-0,011	-0,009	-0,012	-0,015	-0,021	-0,028	-0,031	-0,038	-0,054
Edad	0,013	0,015	0,014	0,016	0,017	0,019	0,021	0,022	0,020	0,021
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,014	-0,017	-0,015	-0,017	-0,018	-0,020	-0,022	-0,022	-0,020	-0,018
Primaria completa	0,150	0,055	0,044	0,046	0,036	0,016 <sup>+</sup>	0,005 <sup>+</sup>	0,017 <sup>+</sup>	0,023 <sup>+</sup>	0,037 <sup>+</sup>
Secundaria 1ª etapa	0,157	0,079	0,066	0,067	0,063	0,051	0,035	0,048	0,058	0,073
Secundaria 2ª etapa	0,229	0,138	0,134	0,131	0,138	0,119	0,118	0,148	0,176	0,202
FP grado medio	0,192	0,133	0,124	0,116	0,107	0,095	0,083	0,105	0,106	0,095
FP grado superior	0,234	0,142	0,131	0,139	0,154	0,135	0,121	0,141	0,164	0,155
Diplomatura	0,221	0,167	0,157	0,162	0,176	0,165	0,164	0,198	0,227	0,233
Licenciatura/postgrado	0,281	0,233	0,229	0,226	0,225	0,234	0,250	0,318	0,362	0,398
Constante	0,763	1,010	1,060	1,101	1,081	1,076	1,081	1,186	1,305	1,319
Pseudo R <sup>2</sup>	0,220	0,270	0,301	0,327	0,350	0,371	0,387	0,402	0,409	0,410

**CUANTIL - HOMBRES, 2002 -muestra completa- (103.129 observaciones)**

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,015	0,017	0,018	0,019	0,019	0,020	0,019	0,018	0,017	0,019
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,015	-0,021	-0,025	-0,028	-0,031	-0,035	-0,032	-0,030	-0,029	-0,034
Edad	0,017	0,014	0,013	0,012	0,012	0,013	0,016	0,018	0,021	0,024
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,016	-0,013	-0,011	-0,010	-0,010	-0,010	-0,013	-0,014	-0,017	-0,019
Primaria completa	0,060	0,047	0,039	0,047	0,042	0,041	0,036	0,051	0,053	0,069
Secundaria 1ª etapa	0,075	0,065	0,056	0,060	0,052	0,044	0,036	0,048	0,053	0,065
Secundaria 2ª etapa	0,093	0,104	0,100	0,118	0,114	0,116	0,125	0,155	0,173	0,193
FP grado medio	0,106	0,111	0,105	0,113	0,105	0,093	0,087	0,110	0,092	0,099
FP grado superior	0,144	0,127	0,124	0,132	0,124	0,121	0,111	0,125	0,140	0,148
Diplomatura	0,125	0,159	0,193	0,211	0,204	0,197	0,205	0,202	0,211	0,237
Licenciatura/postgrado	0,177	0,199	0,225	0,255	0,260	0,279	0,278	0,301	0,328	0,343
Constante	0,944	1,185	1,294	1,362	1,418	1,493	1,530	1,606	1,647	1,779
Pseudo R <sup>2</sup>	0,255	0,292	0,326	0,355	0,374	0,386	0,393	0,395	0,395	0,400



## CUANTIL - MUJERES, 2002 -muestra completa- (42.283 observaciones)

	5	15	25	35	45	55	65	75	85	95
Antigüedad	0,017	0,018	0,017	0,018	0,018	0,021	0,022	0,023	0,026	0,028
Antigüedad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,016	-0,017	-0,017	-0,019	-0,021	-0,027	-0,032	-0,035	-0,044	-0,051
Edad	0,010	0,016	0,014	0,015	0,016	0,017	0,019	0,020	0,020	0,020
Edad <sup>2</sup> (Coef. x 100)	-0,010	-0,017	-0,014	-0,016	-0,017	-0,018	-0,019	-0,020	-0,019	-0,018
Primaria completa	0,147	0,069	0,057	0,070	0,051	0,028*	0,037	0,041	0,032*	0,010+
Secundaria 1ª etapa	0,157	0,087	0,070	0,085	0,071	0,056	0,056	0,059	0,047	0,040
Secundaria 2ª etapa	0,228	0,158	0,146	0,158	0,147	0,122	0,137	0,157	0,160	0,168
FP grado medio	0,223	0,151	0,133	0,135	0,112	0,084	0,091	0,095	0,074	0,040+
FP grado superior	0,228	0,159	0,133	0,156	0,149	0,125	0,136	0,144	0,141	0,120
Diplomatura	0,244	0,202	0,177	0,190	0,183	0,166	0,185	0,210	0,229	0,245
Licenciatura/postgrado	0,290	0,251	0,241	0,253	0,242	0,232	0,262	0,310	0,318	0,341
Constante	0,802	0,938	1,007	1,053	1,043	1,068	1,079	1,149	1,287	1,396
Pseudo R <sup>2</sup>	0,234	0,297	0,334	0,363	0,387	0,407	0,423	0,432	0,430	0,400

## CURVAS DE DISCRIMINACIÓN (POR VENTILAS) 1995 Y 2002

<i>p</i>	Absoluta: $D(g; p) \times 100$				Relativa: $D(T; p) \times 100$			
	Todas las mujeres		Todas las mujeres		Estudios no universitarios		Estudios universitarios	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
0,05	31,13 (0,72)	38,32 (0,88)	1,82 (0,02)	1,83 (0,01)	1,79 (0,02)	1,82 (0,02)	1,96 (0,06)	1,88 (0,03)
0,10	48,32 (0,88)	58,60 (1,11)	3,26 (0,02)	3,31 (0,02)	3,19 (0,02)	3,30 (0,02)	3,57 (0,07)	3,34 (0,05)
0,15	61,94 (0,97)	74,11 (1,24)	4,57 (0,02)	4,65 (0,03)	4,48 (0,03)	4,64 (0,03)	5,06 (0,07)	4,67 (0,06)
0,20	75,58 (1,04)	86,88 (1,33)	5,80 (0,03)	5,88 (0,03)	5,68 (0,03)	5,87 (0,03)	6,46 (0,08)	5,90 (0,06)
0,25	83,70 (1,10)	97,87 (1,40)	6,95 (0,03)	7,02 (0,03)	6,81 (0,03)	7,01 (0,04)	7,80 (0,09)	7,03 (0,07)
0,30	92,70 (1,15)	107,49 (1,44)	8,04 (0,03)	8,09 (0,04)	7,87 (0,04)	8,08 (0,04)	9,07 (0,10)	8,11 (0,08)
0,35	100,80 (1,19)	116,02 (1,48)	9,06 (0,04)	9,10 (0,04)	8,87 (0,04)	9,09 (0,05)	10,26 (0,11)	9,13 (0,08)
0,40	108,16 (1,22)	123,56 (1,52)	10,02 (0,04)	10,05 (0,04)	9,81 (0,04)	10,03 (0,05)	11,39 (0,12)	10,10 (0,09)
0,45	114,85 (1,25)	130,30 (1,55)	10,93 (0,04)	10,94 (0,04)	10,70 (0,05)	10,92 (0,05)	12,51 (0,13)	11,00 (0,10)
0,50	120,93 (1,28)	136,36 (1,57)	11,78 (0,05)	11,77 (0,05)	11,53 (0,05)	11,74 (0,06)	13,52 (0,14)	11,85 (0,11)
0,55	126,45 (1,31)	141,80 (1,59)	12,59 (0,05)	12,54 (0,05)	12,32 (0,05)	12,51 (0,06)	14,48 (0,15)	12,63 (0,11)
0,60	131,46 (1,33)	146,69 (1,61)	13,34 (0,05)	13,25 (0,05)	13,06 (0,06)	13,22 (0,06)	15,38 (0,16)	13,37 (0,12)
0,65	135,98 (1,35)	151,05 (1,63)	14,05 (0,06)	13,90 (0,06)	13,75 (0,06)	13,87 (0,07)	16,23 (0,17)	14,04 (0,13)
0,70	140,01 (1,37)	154,87 (1,65)	14,69 (0,06)	14,50 (0,06)	14,38 (0,06)	14,46 (0,07)	17,02 (0,18)	14,64 (0,14)
0,75	143,56 (1,39)	158,16 (1,66)	15,27 (0,06)	15,03 (0,06)	14,95 (0,07)	14,99 (0,07)	17,71 (0,19)	15,18 (0,15)
0,80	146,60 (1,40)	160,93 (1,67)	15,79 (0,07)	15,50 (0,06)	15,46 (0,07)	15,46 (0,08)	18,33 (0,20)	15,64 (0,15)

## CURVAS DE DISCRIMINACIÓN (POR VENTILAS) 1995 Y 2002 (continuación)

p	Absoluta: $D(g; p) \times 100$				Relativa: $D(T; p) \times 100$			
	Todas las mujeres		Todas las mujeres		Estudios no universitarios		Estudios universitarios	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
0,85	149,15 (1,42)	163,19 (1,68)	16,23 (0,07)	15,88 (0,07)	15,90 (0,07)	15,85 (0,08)	18,86 (0,22)	16,02 (0,16)
0,90	151,12 (1,43)	164,88 (1,70)	16,59 (0,07)	16,19 (0,07)	16,25 (0,08)	16,15 (0,08)	19,26 (0,23)	16,31 (0,18)
0,95	152,27 (1,44)	165,87 (1,71)	16,80 (0,08)	16,37 (0,07)	16,47 (0,08)	16,35 (0,08)	19,44 (0,25)	16,46 (0,19)
1	152,40 (1,45)	166,00 (1,71)	16,83 (0,08)	16,40 (0,07)	16,50 (0,08)	16,38 (0,09)	19,44 (0,25)	16,47 (0,19)

Errores estándar entre paréntesis, calculados mediante bootstraps (500 réplicas)

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

## ÍNDICES DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA

	Discriminación relativa			Discriminación relativa		
	$d'_r(x100)$			$d'_r(x100)$		
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Todas	0,895	0,859	0,834	0,265	0,238	0,235
16-29 años	0,836	0,813	0,803	0,241	0,226	0,226
30-44 años	0,885	0,844	0,804	0,254	0,231	0,223
45+ años	1,051	1,000	0,962	0,347	0,282	0,281
Estudios primarios	1,073	0,996	1,036	0,350	0,272	0,295
Estudios secundarios	0,772	0,801	0,822	0,216	0,221	0,232
1ª Etapa	0,898	0,953	0,979	0,269	0,269	0,278
2ª Etapa	0,456	0,673	0,709	0,107	0,182	0,201
FP grado medio	0,864	0,783	0,817	0,230	0,216	0,240
FP grado superior	0,851	0,577	0,578	0,217	0,150	0,150
Estudios universitarios	1,277	0,887	0,698	0,385	0,251	0,194
Diplomadas	1,122	0,801	0,510	0,344	0,221	0,133
Licenciadas o con postgrado	1,378	0,937	0,839	0,412	0,269	0,241
Antigüedad: 0 años	0,813	0,884	0,880	0,220	0,253	0,254
Antigüedad: 1-4 años	0,881	0,874	0,866	0,259	0,245	0,246
Antigüedad: 5-14 años	1,096	0,890	0,840	0,359	0,243	0,235
Antigüedad: 15+ años	0,714	0,720	0,665	0,182	0,182	0,177
Contrato indefinido	0,948	0,879	0,846	0,289	0,245	0,240
Contrato eventual	0,763	0,790	0,792	0,206	0,214	0,219
10-19 trabajadores/as	0,569	0,627	0,629	0,145	0,167	0,171
20-199 trabajadores/as	0,964	0,860	0,823	0,291	0,245	0,238
200+ trabajadores/as	0,979	0,995	0,987	0,294	0,268	0,272
Mercado regional	0,803	0,859	0,776	0,220	0,246	0,224
Mercado nacional	0,871	0,910	0,938	0,236	0,253	0,267
Mercado internacional	1,175	0,686	0,651	0,466	0,168	0,157
Convenio estatal	0,917	0,772	0,728	0,267	0,206	0,197
Convenio intermedio	0,900	0,869	0,866	0,285	0,252	0,255
Convenio empresa o centro	0,831	1,061	1,004	0,215	0,283	0,275

### ÍNDICES DE DISCRIMINACIÓN RELATIVA (continuación)

	Discriminación relativa			Discriminación relativa		
	$d_r^2(x100)$			$d_r^2(x100)$		
	1995	2002	2002*	1995	2002	2002*
Industrias extractivas	1,496	2,930	3,022	0,503	1,164	1,228
Industria manufacturera	1,088	0,966	0,958	0,306	0,250	0,248
Energía eléctrica, gas y agua	0,760	0,733	0,671	0,227	0,180	0,160
Construcción	0,600	0,781	0,711	0,158	0,215	0,186
Comercio y reparación	1,073	1,268	1,369	0,348	0,391	0,432
Hostelería	0,256	0,184	0,166	0,056	0,035	0,032
Transporte y comunicaciones	0,338	0,704	0,519	0,077	0,197	0,129
Intermediación financiera	0,429	0,372	0,442	0,107	0,080	0,107
Inmobiliarias/serv. empresariales	1,012	0,642	0,608	0,263	0,165	0,155
Educación, sanidad y otros serv.			0,684			0,200
Directivas	2,757	1,316	1,494	0,935	0,347	0,406
Técnicas/profesionales científicas	1,032	1,281	0,653	0,322	0,410	0,199
Técnicas/profesionales de apoyo	0,749	0,760	0,756	0,185	0,193	0,196
Administrativas	0,661	0,527	0,712	0,176	0,136	0,216
Servicios profesionales	0,809	1,206	1,030	0,217	0,395	0,324
Trabajadoras cualificadas	0,643	0,704	0,716	0,147	0,170	0,175
Operadoras	1,216	1,277	1,298	0,322	0,335	0,342
Trabajadoras no cualificadas	1,235	0,597	0,639	0,537	0,134	0,148

Trabajadoras por cuenta ajena a tiempo completo no afectadas en el mes de octubre por ILT ni permiso de martinidad. En 2002 se excluyen los sectores no presentes en 1995 para facilitar la comparabilidad de los resultados, mientras que en 2002\* se incluye la totalidad de sectores disponibles.

+ Valores en euros constantes de 2002. \* Muestra de 2002 que incluye los sectores no presentes en 1995

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

### ÍNDICES DE DISCRIMINACIÓN ABSOLUTA Y RELATIVA POR DECILAS, 1995 y 2002

	1995			2002		
	Todas las mujeres	Estudios no universitarios	Estudios mujeres	Todas las mujeres	Estudios no universitarios	Estudios
$d^2$	4,66 (0,16)	3,01 (0,07)	17,65 (1,23)	6,11 (0,20)	3,96 (0,13)	14,5 (0,84)
$d_r^2 \times 100$	3,58 (0,03)	3,44 (0,03)	4,70 (0,10)	3,48 (0,03)	3,47 (0,03)	3,54 (0,07)
Decilas						
1	4,01 (0,15)	4,03 (0,16)	3,51 (0,64)	2,36 (0,05)	2,43 (0,05)	1,27 (0,22)
2	3,02 (0,07)	3,07 (0,07)	1,59 (0,31)	2,77 (0,06)	2,88 (0,07)	1,25 (0,16)
3	2,97 (0,07)	3,01 (0,07)	2,01 (0,29)	2,85 (0,07)	2,95 (0,07)	1,60 (0,20)
4	2,92 (0,07)	2,95 (0,08)	2,07 (0,25)	2,85 (0,06)	2,98 (0,07)	1,67 (0,14)
5	3,37 (0,09)	3,44 (0,10)	2,51 (0,17)	3,01 (0,08)	3,18 (0,08)	1,77 (0,14)
6	3,56 (0,08)	3,54 (0,09)	3,72 (0,21)	3,56 (0,11)	3,85 (0,12)	2,08 (0,12)
7	3,66 (0,08)	3,64 (0,09)	3,84 (0,21)	3,67 (0,08)	3,94 (0,10)	2,68 (0,14)
8	3,74 (0,09)	3,63 (0,10)	4,40 (0,22)	3,90 (0,09)	4,22 (0,13)	3,18 (0,12)
9	3,76 (0,09)	3,46 (0,09)	5,02 (0,18)	4,20 (0,11)	4,38 (0,16)	3,90 (0,12)
10	4,81 (0,12)	3,82 (0,12)	6,58 (0,24)	5,66 (0,16)	5,49 (0,26)	5,81 (0,21)

Errores estándar entre paréntesis, calculados mediante bootstraps (500 réplicas)

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.

**CUADRO RESUMEN DE INFERENCIA ESTADÍSTICA EN LA COMPARACIÓN DE DISCRIMINACIÓN ( $d^2$ ) ENTRE DECILAS**

1995										2002									
Decilas Todas la mujeres										Decilas Todas la mujeres									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10		2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	+	+	+	+					-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2					-	-	-	-	-	2					-	-	-	-	-
3									-	3						-	-	-	-
4									-	4						-	-	-	-
5									-	5						-	-	-	-
6									-	6						-	-	-	-
7									-	7						-	-	-	-
8									-	8						-	-	-	-
9									-	9						-	-	-	-

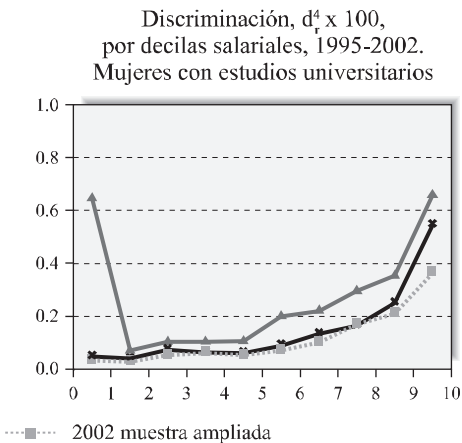
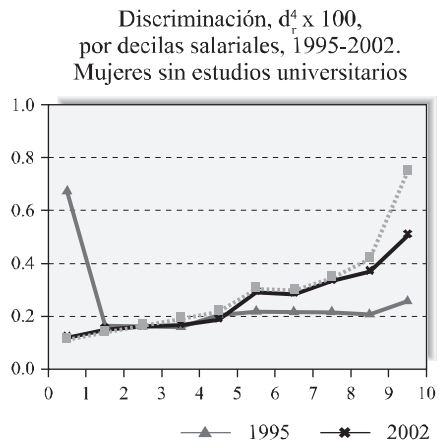
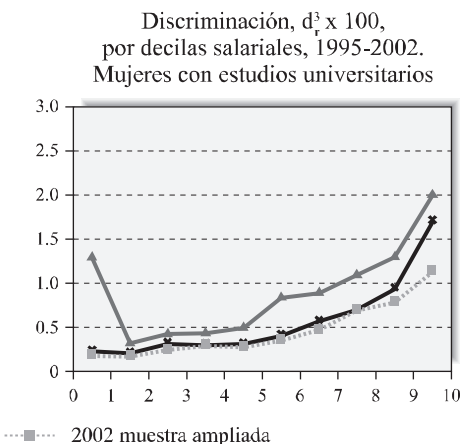
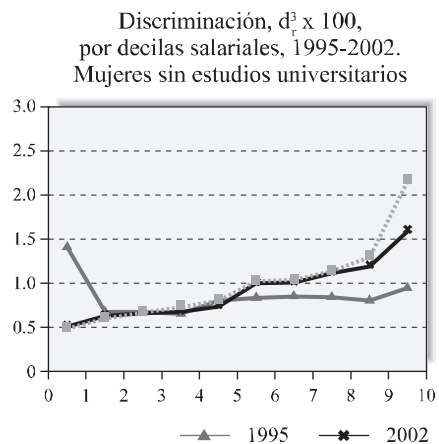
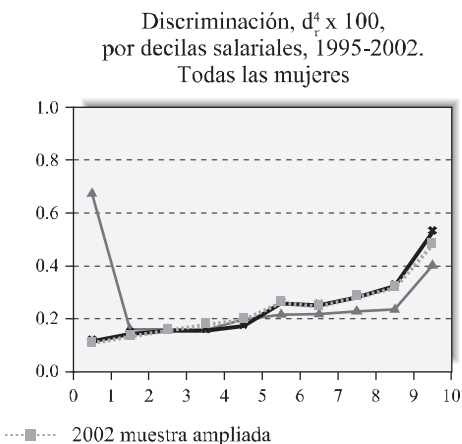
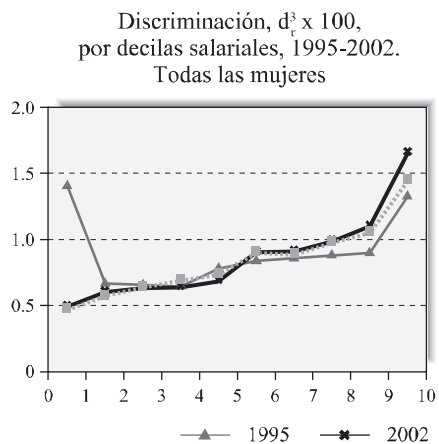
1995										1995									
Decilas Mujeres con estudios no universitarios										Decilas Mujeres con estudios no universitarios									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10		2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	+	+	+	+	+			+		1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2					-	-	-	-	-	2					-	-	-	-	-
3									-	3						-	-	-	-
4									-	4						-	-	-	-
5									-	5						-	-	-	-
6									-	6						-	-	-	-
7									-	7						-	-	-	-
8									-	8						-	-	-	-
9									-	9						-	-	-	-

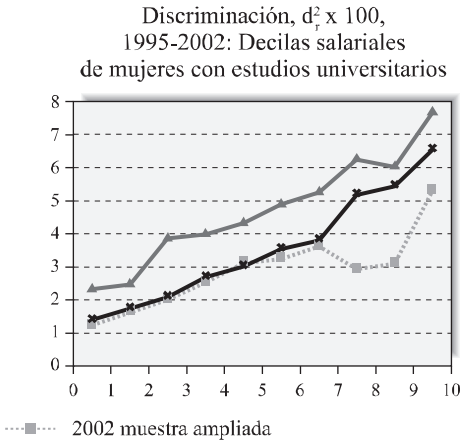
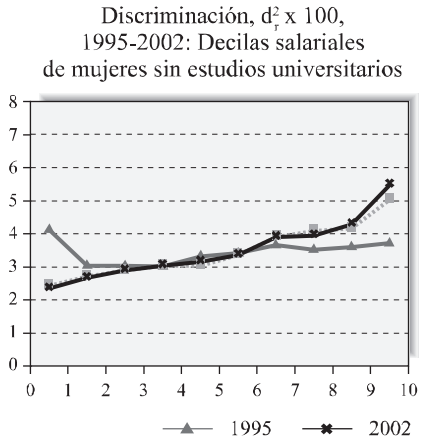
1995										1995									
Decilas Mujeres con estudios universitarios										Decilas Mujeres con estudios universitarios									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10		2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	+								-	1					-	-	-	-	-
2						-	-	-	-	2					-	-	-	-	-
3						-	-	-	-	3						-	-	-	-
4						-	-	-	-	4						-	-	-	-
5						-	-	-	-	5						-	-	-	-
6						-	-	-	-	6						-	-	-	-
7						-	-	-	-	7						-	-	-	-
8						-	-	-	-	8						-	-	-	-
9						-	-	-	-	9						-	-	-	-

Un signo “+” (“-”) indica que la decila es la fila muestra más (menos) discriminación que la decila en la columna, para un 95% de confianza con errores estándar calculados mediante bootstraps (500 réplicas).

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.



Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.



Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002.