

**DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR RAZÓN DE GÉNERO
Y SUS EFECTOS SOBRE LA POBREZA
EN ESPAÑA ***

CORAL DEL RÍO,[#] CARLOS GRADÍN y OLGA CANTÓ

Universidade de Vigo

Enero, 2006

* Esta investigación has sido financiada por el *Instituto de la Mujer* (ref.35/02) y el *Ministerio de Educación y Ciencia* (ref. SEJ2004-07373-C03-02/ECON).

Dirección de correspondencia: Coral del Río Otero, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Universidade de Vigo, campus Lagoas-Marcosende s/n, 36310-Vigo, España. E-mail: crio@uvigo.es.

RESUMEN

Usando datos del PHOGUE, los autores analizan los efectos de la brecha salarial por razón de género en la distribución de la renta de los hogares en España. El procedimiento empírico consta de tres fases. En primer lugar, se estima la brecha salarial individual para cada mujer trabajadora. A continuación, se genera una distribución contrafactual de la renta de los hogares incorporando el hipotético salario sin discriminación de las mujeres trabajadoras a la renta del hogar al que pertenecen. Finalmente, se comparan los niveles de pobreza y desigualdad de la distribución de la renta observada y de la contrafactual.

Palabras clave: pobreza, distribución, género, discriminación salarial, desempleo.

Clasificación JEL: J16, J31, J71.

ABSTRACT

Using data from the European Community Household Panel Survey (ECHP), the authors analyze the effects of gender wage gap on household income distribution in Spain. The empirical approach consists of three steps. First, the individual wage gap is estimated for each female worker. Second, a counterfactual household income distribution is generated by adding to household income the hypothetical non-discriminatory wage of working females. Finally, poverty and inequality levels of observed and counterfactual income distributions are compared.

Keywords: poverty, distribution, gender, wage discrimination, unemployment.

JEL Classification: J16, J31, J71.

1. Introducción

Los efectos provocados por la progresiva incorporación de las mujeres al mercado laboral han sido objeto de análisis en la literatura económica desde una amplia variedad de enfoques. No podía ser de otra forma dada la multitud de aspectos que este fenómeno ha ido modificando en la estructura sociolaboral de los países de nuestro entorno. Así, algunos estudios han destacado el incremento experimentado por el porcentaje que los ingresos femeninos representan dentro de los presupuestos familiares. En esta línea destaca el trabajo de Harkness *et al.* (1997), donde se analizan las causas del creciente peso de las rentas de las mujeres en la renta de los hogares en el Reino Unido, y el importante papel jugado por éstas en la prevención de la pobreza. Recientemente, Maître, Whelan y Nolan (2003) han cuantificado la contribución de la renta de las esposas a la renta de los hogares en diversos países de la Unión Europea, y Cattan (1998) ha destacado el papel de los salarios femeninos en la prevención de la pobreza en diferentes grupos étnicos/raciales en Estados Unidos, encontrando algunas diferencias reseñables.

En parecidos términos se pronuncia un reciente informe de la *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions* sobre la incidencia de la pobreza entre los trabajadores europeos.¹ Después de verificar el importante incremento en los niveles de pobreza de colectivos ligados al mercado laboral (fenómeno tradicionalmente asociado al mercado de trabajo

¹ Véase Peña-Casas y Latta (2004).

estadounidense), esta agencia europea señala en sus conclusiones la importancia de contar con más de un perceptor de rentas en el hogar a la hora de protegerse de la pobreza. Sorprendentemente, y a pesar de su interés, poco se ha escrito sobre esta cuestión.²

Por el contrario, una extensa literatura reciente se ha ocupado de analizar si las mujeres disfrutaban de las mismas oportunidades que los varones en su incorporación al mercado de trabajo. De hecho, una línea de investigación asentada dentro de la economía laboral ha puesto de manifiesto la existencia de importantes brechas por razón de género en tasas de participación, tipos de contrato, ocupaciones, tasas de desempleo y, sobre todo, en niveles salariales.³ La principal conclusión a la que parece haber llegado esta literatura es la presencia de un diferencial por razón de género significativo, y no explicado por variables observadas asociadas a la productividad de los individuos.⁴

² En España algún trabajo ha apuntado en esta dirección. Así, en su estudio sobre la pobreza en Galicia entre 1973 y 1999, Gradín y Del Río (2001) constatan cómo la pobreza, tradicionalmente asentada en colectivos situados al margen del mercado de trabajo (fundamentalmente asociados a la tercera edad), se ha ido transformando en otra más ligada a las nuevas condiciones del mercado de trabajo y a la presencia de un único perceptor regular de rentas dentro de los hogares.

³ Algunos ejemplos recientes son: Antecol (2000) sobre tasas de participación, Petrongolo (2004) sobre segregación en los contratos de empleo, Azmat *et al.* (2004) sobre diferencias en las tasas de desempleo, y Blau y Khan (2003), entre otros muchos, sobre niveles salariales alcanzados por mujeres y varones. Véase también Altonji y Blank (1999) para una revisión de la literatura.

⁴ Véase Jarrell y Stanley (2004), y Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) donde se realizan sendos meta-análisis de la literatura existente.

En este tipo de estudios, el análisis de las brechas salariales por razón de género se realiza sin tener en cuenta sus efectos sobre la renta del hogar al que pertenecen los individuos que las padecen. Sin embargo, parece relevante poder evaluar las consecuencias de la brecha salarial no-explicada sobre la distribución de la renta de los hogares. Así, sería interesante poder cuantificar la discriminación salarial existente en términos del porcentaje de hogares pobres que podrían dejar de serlo si ésta “no existiese”.

Ahora bien, dado que no incluimos variables de comportamiento en el análisis, no podemos cuantificar las posibles reacciones que hombres y mujeres tendrían en un hipotético mundo donde “hiciésemos desaparecer” la discriminación. Así, no podemos estimar cómo podrían variar sus decisiones sobre el número de horas trabajadas o sus niveles de inversión en capital humano. En otras palabras, no podemos hacer predicciones sobre su comportamiento ni sobre sus efectos sobre el mercado laboral. Pero lo que sí podemos es cuantificar, *ceteris paribus*, la magnitud de la discriminación salarial por razón de género medida en términos de la pobreza y desigualdad que lleva asociada.

A pesar de que los salarios son la fuente de ingresos más importante para muchas mujeres, la discriminación salarial es significativa y las mujeres presentan tasas de pobreza más elevadas que los hombres, según la mayoría de estudios empíricos, esta relevante cuestión apenas ha sido abordada en la literatura. De hecho, en la literatura internacional sólo conocemos el trabajo de Gradín *et al.* (2006) donde se muestra la importancia de este fenómeno a partir

de un estudio comparativo para diversos países de la Unión Europea. El objetivo de este trabajo es aplicar los procedimientos empíricos desarrollados en ese estudio para profundizar en el estudio de las consecuencias distributivas de la discriminación salarial por razón de género en España, usando datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Para ello, se combinan técnicas ligadas a la literatura de mercado laboral y a la de distribución de la renta que permiten: 1) estimar la distribución contrafactual de la renta de los hogares, reemplazando los salarios femeninos observados por los salarios estimados sin discriminación, y 2) cuantificar los cambios producidos en los niveles de pobreza y desigualdad en la distribución del ingreso familiar.

Para estimar la discriminación acudiremos a Jenkins (1994) y Del Río *et al.* (2006), donde se proponen procedimientos para la identificación y estimación de las brecha salariales individuales (lo que nos permitirá cuantificar el salario potencial para cada mujer de no existir discriminación). Y para cuantificar los efectos distributivos asociados a la discriminación salarial utilizaremos diferentes indicadores de pobreza y desigualdad habituales en la literatura de distribución de la renta. De esta forma, podremos evaluar la relevancia del fenómeno de la discriminación en términos distributivos e identificar aquellos subgrupos de trabajadoras que sufren los mayores efectos discriminatorios en términos de la pobreza asociada a los mismos.

El trabajo se organiza como sigue. En la Sección 2 se presenta la metodología utilizada en la estimación de la renta contrafactual de los hogares, y los

indicadores que permiten cuantificar los cambios en los niveles de pobreza y desigualdad. La Sección 3 permite contextualizar la situación de hombres y mujeres en el mercado de trabajo español con la de algunos países de nuestro entorno. En la Sección 4 se realiza el estudio empírico, cuyas principales conclusiones se resumen en la Sección 5. Y un Apéndice con tablas y figuras no incluidas en el texto cierra el trabajo.

2. La estimación de la renta de los hogares sin discriminación

La discriminación salarial por razón de género se define como las diferencias en el salario de trabajadoras y trabajadores que no se justifican en términos de productividad. Para cuantificarla se comparan las ecuaciones salariales *mincerianas* de hombres y de mujeres, habitualmente estimadas por mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$\ln(y_{h_i}) = Z'_{h_i} \beta_h + u_{h_i}$$

$$\ln(y_{m_i}) = Z'_{m_i} \beta_m + u_{m_i}$$

donde h representa a los hombres, m a las mujeres, y_i es el salario por hora del i -ésimo trabajador, Z'_i es el vector de características, β son las tasas de rendimiento de 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.⁵ Un primer componente cuantificaría la retribución que el mercado otorga a las diferencias en las dotaciones medias entre ambos sexos, y un segundo componente recogería las diferentes retribuciones que el mercado realiza sobre hombres y mujeres cuando se aplican a las características medias de éstas:

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

En este trabajo, en lugar de utilizar este resultado promedio estamos interesados en obtener estimaciones individuales del fenómeno. Para ello, seguimos la estrategia propuesta por Jenkins (1994) y Del Río *et al.* (2006) para cuantificar la discriminación salarial de forma individual, y adaptada por Gradín *et al.* (2006) para evaluar sus consecuencias en términos distributivos. Así, y una vez que el modelo ha sido estimado, podemos predecir 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 β estimados en la ecuación salarial masculina:

⁵ Propiedad que garantiza que el salario estimado por MCO evaluado en las características medias coincide con el salario medio observado.

$$\hat{y}_{m_i} = \exp(Z'_{m_i} \hat{\beta}_m + \hat{\sigma}_m^2 / 2)$$

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

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

A partir de esta información, y siguiendo a Gradín *et al.* (2006), denotamos por w_i^h el salario mensual observado del trabajador/a i , perteneciente al hogar h , y por \hat{w}_i^h su salario potencial si no existiese discriminación salarial contra las mujeres, esto es:

$$\hat{w}_i^h = w_i^h + (\hat{g}_{m_i}^h * \bar{t}_i^h), \quad \text{si } i \text{ es una trabajadora} \quad [1]$$

$$\hat{w}_i^h = w_i^h, \quad \text{si } i \text{ es un trabajador}$$

siendo \bar{t}_i^h el número de horas trabajadas por el individuo i .⁶ Definimos \mathbf{x} , como el vector de la renta de los hogares, donde $\mathbf{x} = (x^1, \dots, x^h, \dots, x^H)$, siendo H el

⁶ En este estudio sólo estamos interesados en analizar los efectos distributivos de la discriminación salarial femenina, por lo que suponemos que $g_{m_i} = 0$ para cualquier trabajador varón, aunque somos conscientes de que podría existir también discriminación salarial masculina en algún tipo de ocupaciones o sectores. Nótese, asimismo, que tampoco hemos considerado el salario potencial que podrían percibir las mujeres desempleadas e inactivas si igualásemos (artificialmente) las tasas de paro y participación de hombres y mujeres.

número de hogares en la población, y x^h la renta total procedente de todas las fuentes y de todos los individuos, I^h , pertenecientes al hogar h :

$$x^h = \sum_{i=1}^{I^h} \sum_{j=1}^J (x_{ij}^h + w_i^h)$$

donde x_{ij}^h son los ingresos de la fuente j obtenidos por el individuo i perteneciente al hogar h , y J es el número de fuentes de renta, excluyendo la salarial.

A continuación definimos el vector contrafactual de la renta de los hogares, $\hat{x} = (\hat{x}^1, \dots, \hat{x}^h, \dots, \hat{x}^H)$, sustituyendo los salarios observados por los potenciales sin discriminación femenina,

$$\hat{x}^h = \sum_{i=1}^{I^h} \sum_{j=1}^J (x_{ij}^h + \hat{w}_i^h). \quad [2]$$

Por lo tanto, la diferencia entre x y \hat{x} es una fuente de renta ficticia (que podemos llamar *fente de no discriminación* o *fente compensadora de la discriminación*) que asigna a cada trabajadora con brecha salarial no explicada por el modelo econométrico, la cantidad de dinero precisa para anular su discriminación salarial estimada, $\hat{g}_i^h * \bar{t}_i^h$.

El impacto de la discriminación salarial sobre la desigualdad y la pobreza en la población de hogares puede cuantificarse sencillamente comparando su nivel en la distribución de rentas observada, con el que se deriva de la distribución

contrafactual de la renta construida al compensar el fenómeno discriminatorio.

En otras palabras, calculando las diferencias:

$$S_{wg}(I) = I(\hat{x}) - I(x)$$

$$T_{wg}(P) = P(\hat{x}) - P(x)$$

donde I y P representan a cualquier índice agregado de desigualdad y pobreza, respectivamente.

3. Principales rasgos del mercado de trabajo español por sexo

El análisis de la situación de hombres y mujeres en el mercado laboral español muestra algunas características básicas que lo diferencian de los países de su entorno. Para ilustrar esta afirmación en el Cuadro 1 se recogen las tasas de actividad, empleo y desempleo para el año 2001, correspondientes a España, Estados Unidos, la Unión Europea (con 15 miembros) y la OCDE. Salvo en EEUU, donde los niveles se encuentran parejos, en el resto de países la tasa de desempleo femenino supera al masculino, aunque en España este hecho destaca de forma notable. Así, nuestro país no sólo es el que presenta la mayor tasa de paro femenino, sino también la mayor diferencia entre sexos, con un nivel de desempleo entre las mujeres que llega incluso a duplicar al de los varones.⁷ Además, y a pesar de que en España la tasa de actividad

⁷ Todo ello sin considerar el denominado desempleo "oculto", que probablemente afecte en mayor medida a las mujeres que a los hombres al estar asociado a la no búsqueda de empleo por razones familiares o personales, al efecto desánimo, o a disponer de un contrato a tiempo parcial por no haber encontrado empleo en jornada completa, tal y como han puesto de manifiesto Carrasco y Mayordomo (1997).

masculina se sitúa en la media del resto de países, sólo una de cada dos mujeres españolas entre 16 y 64 años está incorporada al mercado laboral.⁸

Cuadro 1

Las razones que se han ofrecido para explicar la mayor intensidad de este fenómeno en el caso español apuntan a argumentos de tipo sociológico, potenciados por una historia política reciente donde el modelo de familia tradicional (patriarcal y de inspiración católica) en el que se basó la dictadura franquista dejaba escaso margen para la participación de las mujeres en el mercado laboral. Desde un punto de vista económico, el que la evolución en este terreno no haya sido tan intensa como en otros (incremento en el nivel de estudios de las mujeres, reducción en los niveles de fertilidad, o cambios en el modelo de familia) también se ha relacionado con la existencia de actitudes discriminatorias en el mercado laboral, y con las dificultades existentes a la hora de “conciliar” vida familiar y profesional.⁹

Diversos estudios han asociado esta problemática con la ausencia de políticas públicas diseñadas para favorecer la incorporación de las mujeres al mercado laboral. Así, Villota y Ferrari (2004) y Pazos (2005) reflejan la penalización que

⁸ Como consecuencia de todo ello, la brecha en tasas de empleo entre hombres y mujeres en España se sitúa en 30 puntos porcentuales (con un 74 entre los hombres frente a sólo un 44 por ciento entre las mujeres).

⁹ Aspecto éste que parece seguir recayendo casi en exclusiva en las mujeres, ya que como afirma Tobío (2005): “Tanto en España como en otros países hay un fuerte desequilibrio entre la entusiasta incorporación de las mujeres a la actividad laboral y el acceso reticente de los

supone para los segundos perceptores de rentas del hogar (generalmente mujeres) la elección de la unidad familiar adoptada en el IRPF español. Por otro lado, el que España sea uno de los países de la Unión Europea con menor gasto social y de protección a la familia se traduce en una menor oferta de guarderías públicas y de cuidados a la vejez por habitante, con lo que la red familiar, o sea las mujeres, siguen responsabilizándose de tareas intensivas en tiempo, muchas veces incompatibles con la libertad de tiempos y espacio que impone el mundo mercantil.¹⁰

Ciertamente, en el resto de Europa las políticas públicas no parecen haber sido la causa última de la incorporación de las mujeres al mercado laboral, sino que más bien ésta fue consecuencia directa de la creciente demanda de fuerza de trabajo en las últimas décadas del siglo XX. En cualquier caso, como apunta Tobío (2005), si bien “la presencia del Estado ha sido con frecuencia escasa en las primeras fases de la incorporación de las madres al empleo, tal y como ocurre hoy en España, en muchos casos ello se ha compensado con una importante actividad pública en esta materia una vez que se alcanza un punto en el que ser a la vez madre y trabajadora se convierte en pauta generalizada. Cuando no es así, la inacción del Estado produce efectos negativos bien sobre las características del empleo femenino, como en Gran Bretaña, donde suele

hombres a lo doméstico, así como un avance demasiado lento hacia comportamientos más igualitarios” (pág. 267).

¹⁰ Aunque como apuntan Carrasco y Mayordomo (1999): “El hecho de que el conflicto se haga visible cuando surge la dificultad de las mujeres de conciliar tiempos y espacios, no significa que previamente no existiera; sólo que desde la teoría se había ocultado el mecanismo de reproducción de la población y, en particular, el de la fuerza de trabajo; marginando y relegando al campo de lo no económico las actividades realizadas en el hogar” (pág. 159).

ser a tiempo parcial, secuencial y precario, bien sobre otros factores como la fecundidad que, tal como ocurre hoy en España o en Italia, se reduce para adaptarse a lo que las familias pueden soportar” (pág. 270).¹¹

Si nos detenemos en las diferencias salariales por sexo comprobamos que en nuestro país, de acuerdo con la última Encuesta de Estructura Salarial de 2002, el salario mensual medio de las trabajadoras es un 29 por ciento inferior al de los trabajadores varones.¹² Y aunque el número de horas trabajadas y la experiencia laboral de éstos es mayor, sólo un 16 por ciento de los mismos tiene título universitario, mientras que este ratio asciende al 25 por ciento en el caso de las mujeres.

Además, observamos que el mercado de trabajo español mantiene elevados niveles de segmentación entre hombres y mujeres, tanto por sectores (donde el sector servicios es el más feminizado) como por tipología de contratos. Así, dentro de los contratos a tiempo parcial (alrededor de un 10 por ciento del total en la muestra) un 72 por ciento corresponde a mujeres, que en media perciben un salario-hora un 35 por ciento inferior al de los varones con contrato a tiempo parcial. A lo que hay que unir la frecuente falta de voluntariedad en esta elección, ya que como apuntan Carrasco y Mayordomo (1997) utilizando datos de la EPA, las razones familiares no parecen ser el principal argumento a la hora de aceptar este tipo de empleos. Además, los niveles de segregación

¹¹ Para un estudio pormenorizado sobre la escasez de incentivos fiscales y sociales a la incorporación de la mujer al mercado de trabajo en nuestro país véase también Zárate (2003).

¹² Fuente INE (2004). Este porcentaje cae al 19 por ciento si se utiliza como referencia el salario medio por hora de hombres y mujeres.

ocupacional por sexo son elevados según todos los estudios empíricos, siendo la causa de un significativo porcentaje de la brecha salarial existente entre hombres y mujeres.¹³ En cualquier caso, incluso en los trabajos en los que se intenta descontar el efecto provocado por las diferencias en ocupación, se sigue constanding la presencia de una diferencia salarial media a favor del hombre, y creciente en la distribución salarial, que cabe atribuir a la existencia de discriminación en el mercado de trabajo.¹⁴

4. Resultados Empíricos

A pesar de que la Encuesta de Estructura Salarial presenta grandes ventajas a la hora de estimar las ecuaciones salariales, no podemos utilizarla en este estudio al no facilitar información sobre los ingresos de los hogares. Para poner en práctica los procedimientos empíricos presentados en la sección anterior necesitamos acudir al Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)¹⁵ ya que proporciona información detallada tanto de la renta familiar como de los ingresos y características del puesto de trabajo de cada uno de sus miembros, cubriendo todos los sectores de actividad. Este diseño nos va a permitir examinar la conexión entre los ingresos de los individuos, sus características personales y laborales, y las rentas del hogar al que

¹³ Véase Hernández (1996) y, más recientemente, Palacio y Simón (2002), Amuedo-Dorantes y de la Rica (2005), y Simón (2006).

¹⁴ Entre otros podríamos citar a De la Rica y Ugidos (1995), Hernández (1995), Ugidos (1997a), García *et al.* (2001), Gardeazábal y Ugidos (2005), De la Rica *et al.* (2005) y Del Río *et al.* (2006).

¹⁵ Encuesta oficial realizada durante el periodo 1994-2001 por EUROSTAT, la oficina estadística de la Unión Europea.

pertenece. Así, en este trabajo la fuente de datos utilizada serán sus datos transversales para España correspondientes al año 2001, último año en el que se elaboró dicha encuesta.

El primer paso para cuantificar los efectos distributivos de la discriminación salarial consiste en la estimación de la brecha salarial no explicada para cada mujer trabajadora. La Tabla A1 del Apéndice contiene las estimaciones de las ecuaciones de salarios para hombres y mujeres, cuyos coeficientes presentan los signos esperados.¹⁶ En ambos casos se han estimado por separado las ecuaciones para el sector público y privado, ante la evidencia de notables diferencias en el comportamiento de ambos mercados, tal y como muestran Ugidos (1997b), Ullibarri (2003) y Mora y Ruiz-Castillo (2004), entre otros. Asimismo, se ofrecen dos modelos alternativos según el alcance de la noción de discriminación que se desee analizar. En el modelo B sólo se considera la discriminación salarial directa, mientras que en el A también se recoge el efecto que sobre los salarios pueda ocasionar la segregación ocupacional vertical existente entre hombres y mujeres.¹⁷ Con las estimaciones que nos proporcionan ambos modelos construimos a continuación las dos

¹⁶ Previamente se han estimado las ecuaciones de participación de hombres y mujeres para eliminar el posible sesgo de selección existente en la muestra de trabajadores, sobre todo en el caso femenino donde un porcentaje importante de mujeres no están incorporadas al mercado laboral.

¹⁷ Esta diferencia se debe a que en las ecuaciones salariales del modelo A no se incluyen variables de ocupación, sector o tipo de contrato, por lo que las diferencias salariales ocasionadas por estas características probablemente se incorporen en nuestras estimaciones de discriminación. En el modelo B, sin embargo, el efecto de la segregación sobre los salarios es en buena medida eliminado al contar con un mayor número de variables explicativas, por lo que sus estimaciones sólo recogerán la discriminación salarial en su definición más restringida.

distribuciones del salario potencial (sin discriminación) de las mujeres, a partir de la expresión [1].

4.1 La distribución del salario estimado sin discriminación

La Tabla 1 compara las medias salariales sin discriminación con los salarios medios observados y estimados para hombres y mujeres según ambos modelos, expresados todos ellos en salario/hora. Como era de esperar, en la primera columna se observa que el modelo que incorpora el efecto de la segregación en el cálculo de la discriminación, modelo A, detecta mayores niveles de discriminación que el modelo B, donde las diferencias salariales asociadas a diferentes tipos de ocupaciones no son tenidas en cuenta. Así, en el primer caso la discriminación salarial media sería de 310 ptas. salario/hora frente a las 194 ptas. estimadas en el modelo B. Esto significa que, en media, la discriminación salarial relativa representaría entre un 26 y un 41 por ciento del salario medio observado de las trabajadoras, y que como mínimo afectaría a un 87 por ciento de las mismas. Estas cifras, sin embargo, esconden importantes diferencias según analicemos a las trabajadoras del sector público o del privado (columnas 2 y 3). Así, mientras en éste último caso al menos un 96 por ciento de las mujeres sufrirían algún grado de discriminación en su remuneración, en el sector público este porcentaje desciende a cerca del 60 por ciento, siendo además la intensidad de la misma de mucha menor cuantía (no sobrepasando, en media, el 8 por ciento del salario observado).¹⁸

¹⁸ También merece la pena destacarse que, en media, las trabajadoras con título universitario son las que experimentan menores niveles de discriminación salarial en relación a su salario, tanto en el sector público como en el privado, según se observa en las columnas 4 a 9 de la

Tabla 1

Las Figuras 1 y 2 presentan la distribución de la discriminación salarial estimada según los modelos A y B, respectivamente, en relación con la población de mujeres una vez que éstas han sido ordenadas de menor a mayor salario/hora observado, y clasificadas por decilas.¹⁹ Las discrepancias observadas, decila a decila, entre los niveles de ambas figuras representan el efecto de la segregación vertical sobre la discriminación salarial. Estas diferencias parecen de cuantía importante en todas las decilas, pero sobre todo en las primeras donde se superan los 20 puntos porcentuales, lo que corrobora la importancia que en términos salariales representa la segregación ocupacional por sexos en nuestro país.

Figuras 1 y 2

Al margen de estas diferencias, en ambas estimaciones se comprueba que cuanto mayor es el nivel de ingresos de las mujeres menor es la discriminación respecto al salario percibido. Esta tendencia decreciente con el nivel de ingresos no es sorprendente, ya que estamos evaluando la discriminación en términos relativos al salario observado, lo que sí es llamativo es la magnitud de las diferencias entre decilas, que pasan de una discriminación de un 84 por

Tabla 1. Obsérvese que este resultado promedio no es contradictorio con la posible existencia de techos de cristal dentro de este colectivo, tal y como han puesto de manifiesto Dolado *et al.* (2005) y Del Río *et al.* (2005).

ciento en la primera decila a sólo un 6 por ciento en la última.²⁰ Por otro lado, también resulta evidente de la observación de ambas figuras que son las trabajadoras del sector público las que presentan menores niveles de discriminación en todos los ingresos, llegando incluso a niveles muy próximos a cero o negativos en las cinco últimas decilas. De lo que se deduce que su reducido nivel de discriminación medio sería prácticamente cero si no fuese por el comportamiento de sus cinco primeras decilas, sobre todo de las dos primeras con niveles que superan el 15 por ciento en el modelo A. En cualquier caso, estos valores se encuentran a gran distancia de los padecidos por las trabajadoras del sector privado con menores salarios observados.

4.2 La distribución de la renta de los hogares estimada sin discriminación

En nuestro objetivo de conocer los efectos distributivos de la discriminación salarial sobre la población total, necesitamos construir la distribución de la renta potencial de los hogares, según la expresión [2], y compararla con la realmente declarada por los mismos. La Tabla 2 muestra la renta media de los hogares, la renta media equivalente (ajustada por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar), y la renta salarial media aportada por las mujeres a la renta total del hogar, calculadas con y sin discriminación. Estas estimaciones se presentan tanto para la población total de hogares como sólo para aquellos

¹⁹ La discriminación se expresa en términos relativos, y se calcula como el porcentaje que representa respecto del salario observado da cada trabajadora.

²⁰ En el modelo B estos porcentajes son el 46 y el 4 por ciento, respectivamente.

con al menos una mujer asalariada, esto es, aquéllos que realmente se pueden ver afectados por la discriminación salarial de género.²¹

Tabla 2

Las bajas tasas de participación y los elevados niveles de paro femenino característicos de nuestro mercado de trabajo explican la escasa cuantía que representan los salarios femeninos sobre la renta media de todos los hogares: apenas un 16 por ciento de las rentas observadas (porcentaje que sólo asciende a un 18-19 por ciento cuando eliminamos el efecto discriminatorio, véanse columnas 1-3). Sin embargo, estas cifras se elevan a un 51 y a un 55-58 por ciento, respectivamente, cuando sólo consideramos hogares con mujeres empleadas. Lo que claramente parece refutar la hipótesis del *pin money* en el caso español. La importancia de la discriminación salarial se refleja en las columnas 4-7, donde se observa que ésta representaría entre 4 y un 6 por ciento de la renta del hogar en la población total, pero entre un 8 y un 14 por ciento si sólo consideramos la población de hogares con mujeres asalariadas.

Estas cifras medias esconden diferencias importantes si analizamos por separado las decilas de ingreso en la población de hogares. En las Figuras 3A y 3B se observa que en la población total de hogares la discriminación, tanto en términos absolutos como relativos, presenta una tendencia creciente con el

²¹ En nuestro caso estos hogares representan al 34 por ciento de la población total.

nivel de ingresos del hogar.²² Así, a mayor renta familiar mayor impacto de la discriminación, tanto en pesetas mensuales como en términos porcentuales a la misma (salvo en las dos últimas decilas), destacando el escaso impacto de la discriminación en la renta de los hogares con menos recursos. Este patrón distributivo no parece verificarse, sin embargo, en la población de hogares con mujeres asalariadas. En este grupo la discriminación salarial parece repartirse de forma más uniforme por decilas, lo que explica que en términos relativos su importancia disminuya de manera importante a medida que aumenta el nivel de ingresos de los hogares.

Figuras 3a y 3b

La explicación a estas diferencias tal vez podamos encontrarla en la relación existente entre actividad laboral femenina y nivel de ingresos de los hogares. En la Figura 4 se representa, para cada una de las decilas de hogares en las dos poblaciones de estudio, el porcentaje de mujeres activas (ocupadas o paradas) en relación con el total de mujeres pertenecientes a dos subgrupos de edad alternativos: mujeres entre 16-64 años, y entre 25-55 años.²³ Por otro lado, en las Figuras 5A y 5B se recogen los porcentajes de mujeres asalariadas (y, por tanto, susceptibles de padecer discriminación salarial) y las tasas de

²² Estas estimaciones se corresponden con el modelo A. Las correspondientes al modelo B se pueden encontrar en las Figuras A2 y A3 del Apéndice, no presentando diferencias significativas en cuanto a las tendencias comentadas, aunque sí en cuanto al nivel, tal y como se comentó anteriormente.

²³ Con este segundo grupo de edad, más compacto, se pretende eliminar el efecto de cohortes de edad con bajos niveles de participación femenina.

paro femeninas, asociadas a cada decila de ingresos del hogar en ambas poblaciones de hogares.

Figuras 4, 5a y 5b

Si nos detenemos primero en la población total, comprobamos que cuanto mayor es la renta de los hogares mayor es el nivel de participación femenina en el mercado laboral; mayor es la probabilidad de encontrar mujeres trabajando por cuenta ajena; y menor es la tasa de paro femenina.²⁴ Y a la inversa, a menor nivel de ingresos del hogar menor proporción de asalariadas y mayor tasa de desempleo femenino, que alcanza la alarmante cifra del 70 por ciento entre las mujeres activas que viven en los hogares con menos recursos. De hecho, en el 10 por ciento de los hogares con mayores ingresos el porcentaje de mujeres entre 25 y 55 años que tienen empleo alcanza el 80 por ciento, mientras que en el 10 por ciento de los hogares de la cola baja de la distribución este porcentaje no supera el 10 por ciento.²⁵ De esta forma, y a pesar de que la discriminación relativa presenta una tendencia decreciente a medida que aumenta el salario observado de las mujeres, su importancia relativa aumenta a medida que aumenta la renta de los hogares. Los escasos niveles de participación y las elevadas tasas de desempleo femenino existentes en la cola baja de la distribución de rentas explican este fenómeno.

²⁴ Esto contribuye a explicar las enormes diferencias existentes en el porcentaje de hogares con mujeres trabajando según la decila de ingresos de los mismos, como se muestra en la Figura A1.

²⁵ Porcentajes calculados respecto del total de mujeres situadas en ese tramo de edad.

Sin embargo, cuando sólo consideramos a los hogares que tienen al menos una mujer asalariada, las tasas de participación femenina y el porcentaje de asalariadas se mantienen prácticamente constantes y en niveles elevados a lo largo de toda la distribución, independientemente del nivel de ingresos del hogar. Esto explica que la discriminación salarial en términos absolutos (en pesetas de 2001) no presente grandes diferencias en su reparto por decilas, mientras que su peso relativo en relación con la renta de los hogares tenga un claro perfil descendente.

4.3 Efectos distributivos de la discriminación salarial por razón de género sobre la distribución de renta de los hogares

Los efectos de la discriminación salarial sobre la desigualdad y los niveles de pobreza quedan reflejados en las Tablas 3 y 4, respectivamente.²⁶ La Tabla 3 incluye estimaciones del cociente entre percentiles de renta, del índice de Gini, de diferentes miembros de la familia de índices de entropía generalizada (Theil), y del porcentaje de renta que acumulan los hogares pertenecientes a cada una de las decilas de ingresos.²⁷ Considerando a toda la población, las dos distribuciones de renta estimadas sin discriminación parecen ofrecer niveles de desigualdad relativa ligeramente superiores a los existentes en la distribución observada. Así, el 40 por ciento de la población con menos

²⁶ Además, en la Tabla A3 del Apéndice se incluyen los intervalos de confianza *bootstrap* de las diferencias absolutas detectadas entre los niveles de desigualdad (y pobreza) de la distribución original y los de las dos distribuciones estimadas sin discriminación.

²⁷ En una sociedad perfectamente igualitaria cada decila poseería exactamente el 10 por ciento de la renta total. Para una descripción de los índices de desigualdad utilizados véase, por ejemplo, Ruiz-Castillo (1987) o Gradín y Del Río (2001).

recursos acumula una mayor proporción de la renta total en la distribución observada, y sus índices de desigualdad presentan valores puntuales iguales o inferiores. Como se muestra en la Tabla A3, este pequeño incremento en la desigualdad es significativamente distinto de cero para el índice de Gini y para los dos índices de Theil con menor valor del parámetro de aversión a la desigualdad (-1 y 0). Probablemente, las menores tasas de participación femenina en las primeras decilas, los mayores niveles de desempleo, y la mayor discriminación que en términos relativos experimentan las mujeres y los hogares situados en las decilas superiores expliquen este resultado, ya que al estimar las distribuciones sin discriminación estamos compensando en menor medida a los hogares con menos recursos.

Tabla 3

Sin embargo, en la población de hogares con mujeres asalariadas la desigualdad de la renta disminuye al *corregir* la discriminación, mejorando la posición relativa de las primeras decilas. Además, esta reducción es lo suficientemente importante como para mostrarse significativamente distinta de cero en ambos modelos y para los 5 índices utilizados. Esto es lógico si tenemos en cuenta que en estos hogares no hay grandes diferencias en las tasas de participación femenina, independientemente de su nivel de renta, y que la discriminación relativa decrece del 35 al 5 por ciento cuando pasamos de la primera a la última decila (véase Figura 3B). Todo lo cual es indicio de que, dentro de este colectivo, las mujeres que en mayor medida sufren

discriminación (en relación a los ingresos de su hogar) son las de menor nivel de renta.

En el análisis de los efectos de la discriminación salarial sobre la pobreza, las cuestiones a destacar son varias. En la Tabla 4 se recogen las estimaciones realizadas para tres índices: la proporción de hogares pobres (*headcount ratio*, H), el *poverty gap ratio* (HI), y el índice de Foster, Greer y Thorbecke (1984) con valor del parámetro de aversión a la pobreza igual a 2 (FGT2).²⁸ La Tabla A2 del Apéndice refleja el cambio porcentual producido en cada uno de los índices anteriores, las Figuras 6 y A4 ilustran el cambio, en términos absolutos, experimentado por la proporción de pobres tanto en la población total como en cada uno de los subgrupos de una partición demográfica considerada de interés, y la Tabla A3 muestra los intervalos de confianza asociados. Finalmente, en las Figuras 7, 8 y 9 se dibujan las funciones de densidad de la renta observada y sin discriminación para diversos colectivos de hogares.

El primer resultado destacable es que la pobreza absoluta disminuye alrededor de un 4 por ciento en la población total de hogares al pasar de la distribución de la renta observada a la estimada sin discriminación.²⁹ Obsérvese que al utilizar una noción de pobreza absoluta (el umbral de pobreza se mantiene constante en las comparaciones) la mejoría en la situación económica en

²⁸ Para detalles sobre éstos y otros índices habitualmente utilizados en la literatura véase, por ejemplo, Ruiz-Castillo (1987) o Gradín y Del Río (2001).

²⁹ En ambos casos consideramos pobre a los hogares que no alcanzan el 60 por ciento de la mediana de la distribución de renta observada ajustada. Se ha elegido el 60 por ciento de la mediana como umbral de pobreza por ser el habitualmente utilizado por Eurostat en sus estudios.

buena parte de hogares con mujeres asalariadas hace que, como cabría esperar, la pobreza disminuya. Como se observa en la Tabla A3 esta reducción es significativamente distinta de cero, aunque de cuantía modesta ya que, como se ilustra en la Figura 7, los cambios en la cola baja de la función de densidad apenas afectan a un pequeño grupo situado muy próximo a la línea de pobreza.³⁰ Probablemente las causas nuevamente haya que buscarlas en las bajas tasas de participación femenina existentes en los hogares con menos recursos.

Tabla 4 y Figura 6

Por otro lado, el colectivo de hogares con mujeres asalariadas presenta niveles de pobreza notablemente inferiores a la media nacional, con un 5 por ciento de pobres frente al 20 por ciento de la población total. En este caso, sin embargo, el efecto de la discriminación es importante y nuevamente significativo. Así, aproximadamente 1 de cada 2 hogares pobres superaría la línea de pobreza si descontásemos el efecto de la discriminación salarial, tal y como se ilustra en la Figura 8.

Figuras 7 y 8

En la Tabla 4 también se presentan resultados para una partición de hogares elaborada según la clasificación económica de EUROSTAT. Obsérvese la

³⁰ Por el contrario, es interesante observar cómo para niveles de ingresos entre 1,5 y 3 veces la mediana la densidad de hogares aumenta al descontar el efecto discriminatorio. Lo que ilustra el pequeño incremento en la desigualdad relativa visto anteriormente.

situación de los hogares monoparentales con al menos un menor dependiente (principalmente madres con hijos pequeños a su cargo y que presentan elevadas tasas de participación laboral). Aunque su peso demográfico es todavía escaso (apenas un 1,1 por ciento de la población según esta encuesta) el efecto de la discriminación sobre sus elevados niveles de pobreza es importante. Así, en este colectivo, donde la pobreza afecta a un 35 por ciento de sus hogares, ésta se reduciría entre un 10 y un 38 por ciento si descontásemos la discriminación salarial.³¹ La Figura 9 ilustra los profundos cambios que se producirían en la función de densidad de la renta de este colectivo. Se trata por tanto de un grupo demográfico que, aunque cuantitativamente aún no es muy importante, posee unas características en el mercado laboral que lo hacen especialmente vulnerable en el estudio de los efectos de la discriminación salarial.

Figura 9

Otro colectivo igualmente afectado es el de los hogares constituidos por mujeres solas entre 30 y 64 años. En este caso, la reducción que se produciría en su porcentaje de pobres superaría el 20 por ciento, siendo en ambos

³¹ Obsérvese que el *headcount* se reduce 3,4 puntos porcentuales con el modelo B (sin llegar a ser una reducción estadísticamente significativa), mientras que la diferencia alcanza casi los 10 puntos cuando incorporamos los efectos de la segregación ocupacional existente en este colectivo, modelo A (en este caso la reducción sí es significativamente distinta de cero). Si utilizásemos índices que tuviesen en cuenta no sólo la incidencia de la pobreza sino también aspectos relacionados con la intensidad de la privación o la desigualdad en el reparto de los recursos (como los índices HI y FGT2) la reducción sería todavía mayor: entre un 27 y un 56 por ciento, según el modelo elegido (véase Tabla A2 del Apéndice).

modelos significativa. En el extremo opuesto se encuentran los hogares constituidos por 2 adultos con 3 o más niños dependientes, que a pesar de representar al 7,5 por ciento de la población de la encuesta y de acoger a un 38 por ciento de hogares pobres, no ven reducidos sus niveles de pobreza. En estos hogares el porcentaje de mujeres asalariadas probablemente sea reducido, por lo que las políticas tendentes a reducir sus niveles de pobreza deberían pasar, previamente, por lograr mayores tasas de participación y menores niveles de paro.

5. Conclusiones

Este trabajo aplica un novedoso procedimiento empírico desarrollado en Gradín *et al.* (2005) que permite cuantificar los efectos de la discriminación salarial por razón de género sobre los niveles de pobreza y desigualdad en la distribución de ingresos de los hogares en España. La principal ventaja de esta metodología descansa en la posibilidad de profundizar en la vertiente distributiva de la discriminación salarial, al permitir conectar estimaciones individuales de la misma con la renta del hogar al que pertenecen las asalariadas, y cuantificar los cambios observados. De esta forma podemos evaluar la magnitud de este fenómeno a partir de los niveles de pobreza y desigualdad a él asociados, tanto en la población total como en diferentes grupos demográficos considerados de interés.

Las conclusiones que podemos extraer dependen crucialmente del universo de hogares objeto de estudio. Así, si tomamos como referencia a la totalidad de

los hogares, la eliminación de la discriminación salarial se traduce en un pequeño incremento de la desigualdad relativa y en una pequeña reducción de la pobreza absoluta. Por otro lado, si sólo consideramos sus efectos sobre la población de hogares directamente afectada por el fenómeno (hogares en los que al menos una mujer trabaja por cuenta ajena) podemos concluir que tanto la desigualdad relativa como, sobre todo, la pobreza absoluta se situarían en niveles mucho más reducidos en la distribución de rentas sin discriminación.

Estas diferencias según el universo analizado se explican por los reducidos porcentajes de mujeres asalariadas presentes en las decilas más bajas de la distribución de rentas (ya sea por la escasa participación efectiva en el mercado de trabajo, por las mayores dificultades para encontrar un empleo, o por la concentración en este segmento social de ocupaciones típicamente femeninas ligadas a la economía sumergida). Así, todo parece indicar que una mayor presencia de estas mujeres en el mercado de trabajo *oficial* permitiría reducir en una cuantía importante los niveles de pobreza existentes en la actualidad.

En el caso de los hogares monoparentales con menores a su cargo, donde las tasas de participación femeninas son elevadas, la existencia de discriminación salarial supone un *hándicap* añadido a la escasa provisión de servicios públicos a la infancia. Así, estimamos que hasta un 38 por ciento de estos hogares podría salir de la pobreza si el trabajo de sus sustentadoras fuese retribuido de acuerdo al de los varones. No siendo éste un grupo cuantitativamente importante, sí se distingue por ser un colectivo especialmente vulnerable ante

estas situaciones discriminatorias. Por último, los hogares unipersonales constituidos por mujeres en edad de trabajar también presentan potenciales reducciones en sus niveles de pobreza de cuantía importante.

APÉNDICE

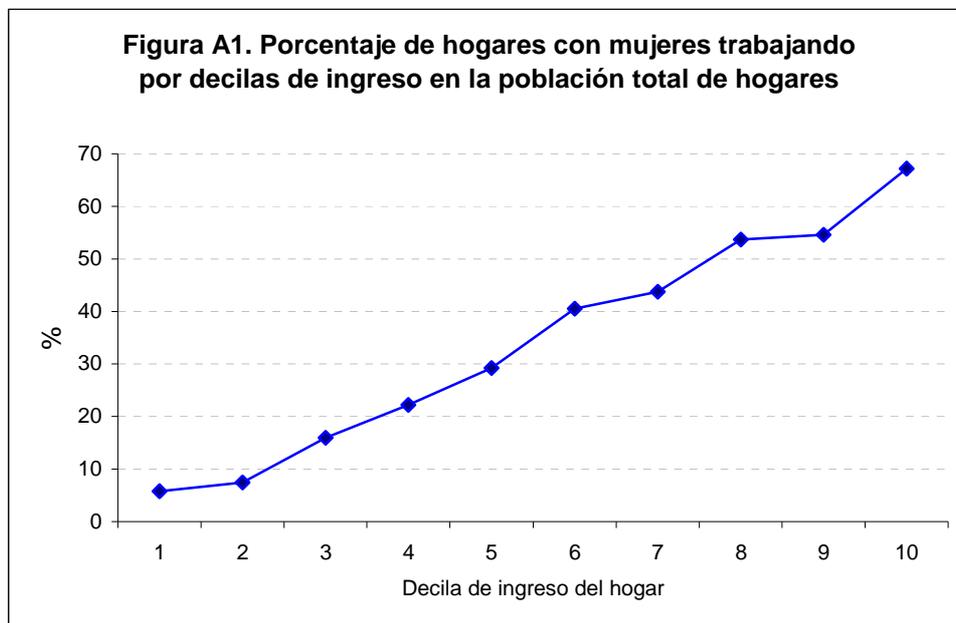


Figura A2. Discriminación salarial absoluta (Modelo B) por decilas de ingreso del hogar

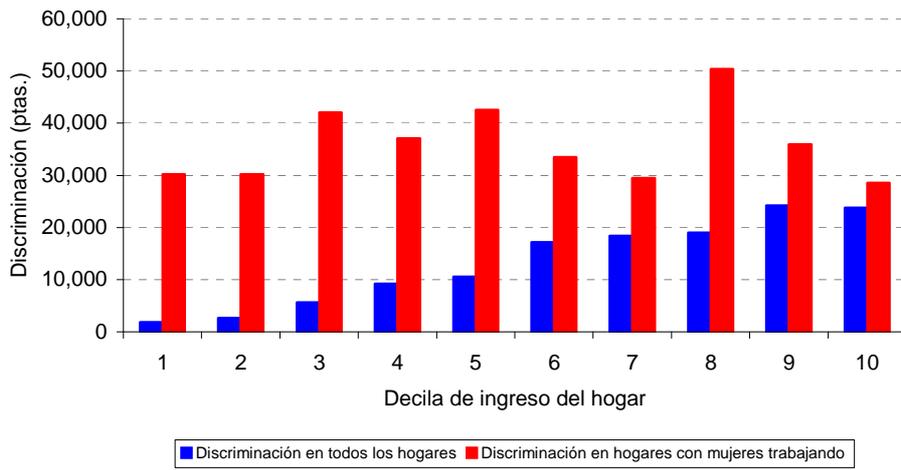


Figura A3. Discriminación salarial relativa (Modelo B) por decilas de ingreso del hogar

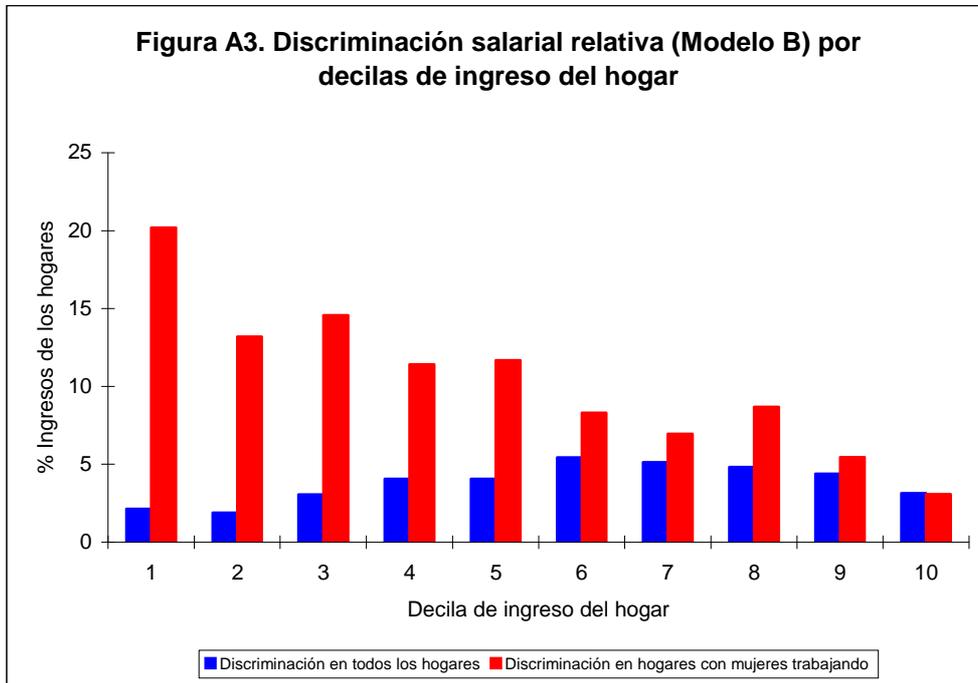


Figura A4. Incidencia de la Pobreza (H)

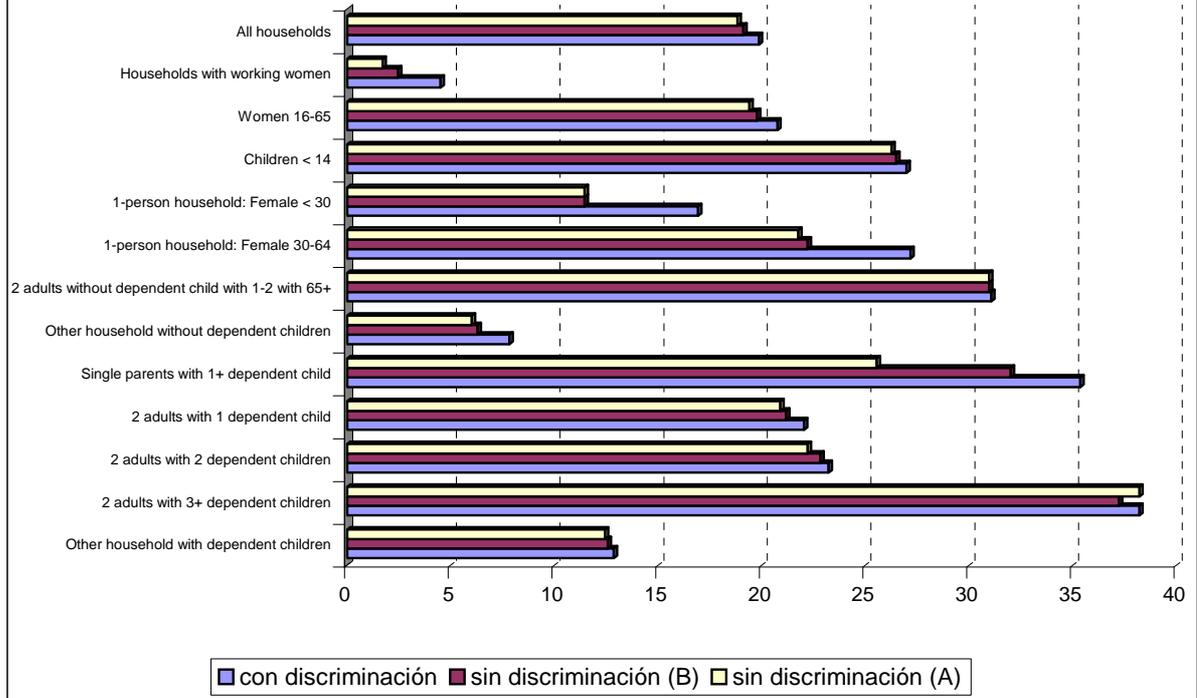


Tabla A1: Ecuaciones salariales (salario hora): coeficientes de Heckman con corrección por sesgo de selección*

	Mujeres				Hombres			
	S. Privado		S. Público		S. Privado		S. Público	
	A	B	A	B	A	B	A	B
Estudios Universitarios	0,446	0,160	0,355	-0,102	0,298	0,088	0,317	0,067
Estudios Secundarios	0,208	0,116	0,079	-0,041	0,129	0,024	0,096	0,110
Edad	0,051	0,026	0,027	0,018	-0,008	-0,021	-0,012	-0,027
Edad ²	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Antigüedad 1 - 5 años	0,095	0,050	0,141	-0,025	0,095	0,058	0,132	0,104
Antigüedad 5 -1 5 años	0,243	0,163	0,300	0,088	0,205	0,157	0,104	0,037
Antigüedad > 15 años	0,295	0,234	0,401	0,206	0,296	0,201	0,257	0,164
Desempleo últimos 5 años	0,099	0,041	-0,073	-0,075	0,054	0,034	0,090	0,000
Desempleo LP últimos 5 años	0,032	0,008	0,018	0,002	-0,010	-0,010	0,041	0,006
Experiencia laboral previa	0,067	0,039	-0,035	0,046	0,031	0,062	0,056	0,025
Contrato tiempo indefinido		0,069		0,181		0,036		0,159
Contrato tiempo parcial		0,174		0,086		0,131		0,088
Agricultura		-0,031		-0,116		-0,140		0,089
Energía		-0,083		-0,269		0,070		0,090
Manufactura: alimentación		-0,025				-0,100		-0,022
Manufactura: textil		-0,207		-0,380		-0,108		-0,516
Manufactura: madera		-0,097				-0,019		0,184
Manufactura: petróleo		-0,168				0,102		
Manufactura: otras		-0,063				-0,041		0,148
Construcción		0,001				0,031		0,053
Comercio		-0,134				-0,127		0,005
Hostelería		-0,127				-0,156		
Transporte		0,019		-0,120		-0,019		0,143
Intermediación financiera		0,163				0,337		0,825
Sector Inmobiliario		-0,076		0,132		0,014		0,235
Sector Educación		0,000		0,037		0,119		0,063
Sector Salud		-0,163		-0,089		-0,106		0,001
Otros servicios		-0,269		0,006		-0,138		0,175
FF. AA.				0,351				0,006
Directivos		0,460		0,493		0,377		0,094
Profesionales		0,346		0,676		0,237		0,413
Técnicos		0,190		0,301		0,205		0,172
Administrativos		0,009		0,266		0,217		-0,068
Servicios		0,002		0,259		0,088		0,137
No cualificados agricultura		-0,102		0,225		0,016		-0,065
Cualificados		-0,021		0,255		0,066		-0,023
Operadores		0,130				0,034		0,010
Puesto sin especificar		-0,474		-0,405		-0,235		-0,502
Puesto supervisor		0,140		0,161		0,223		0,044
Puesto intermedio		0,171		0,023		0,098		0,036
Subempleo		-0,018		-0,064		-0,011		0,009
1-4 empleados		-0,200		-0,106		-0,280		-0,152
5-19 empleados		-0,183		-0,070		-0,223		-0,148
20-49 empleados		-0,114		-0,032		-0,151		0,073
50-99 empleados		-0,084		-0,100		-0,115		0,034
100-499 empleados		-0,037		-0,059		-0,015		-0,011
Constante	4,9	5,9	6,2	6,5	6,6	7,1	6,8	7,2
Número de	3.687	3.685	2.962	2.961	3.246	3.237	1.640	1.640

Observaciones								
log MV	-2.137	-1.915	-788	-653	-2328	-1994	-637	-546

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del *PHOGUE* (España), 2001.

* Omitidas variables regionales de control (NUT) y ecuación de participación. En negrilla valores significativos al 10%.

Tabla A2. Efectos de la Discriminación en los Índices de Pobreza por tipos de hogares*

	Variación (Modelo B)				Variación (Modelo A)			
	H	H (%)	HI (%)	FGT2 (%)	H	H (%)	HI (%)	FGT2 (%)
Todos los hogares	0,8	3,9	3,6	3,7	1,0	5,5	5,0	4,4
Hogares con alguna mujer trabajadora	2,1	83,4	96,6	128,6	2,8	163,6	196,9	189,7
Mujeres 16-65 años	1,0	5,0	4,3	4,4	1,3	6,9	5,6	4,8
Niños < 14 años	0,5	1,9	3,5	4,1	0,7	2,7	5,5	5,3
Hogares unipersonales: Mujer < 30 años	5,5	47,7	7,2	0,8	5,5	47,7	7,2	0,8
Hogares unipersonales: Mujer 30-64 años	5,0	22,3	12,5	5,3	5,4	24,9	13,9	6,3
Hogares con 2 adultos - sin niños dependientes - alguien con 65+ años	0,1	0,4	0,1	0,0	0,1	0,4	0,1	0,0
Otros hogares sin niños dependientes	1,5	24,3	15,8	9,1	1,8	30,2	16,8	9,3
Hogar monoparental con 1+ niños dependientes	3,4	10,5	27,0	27,0	9,8	38,5	56,2	40,4
Hogar con 2 adultos con 1 niño dependiente	0,9	4,1	2,1	1,7	1,1	5,4	4,3	2,9
Hogar con 2 adultos con 2 niños dependientes	0,4	1,7	2,7	3,2	1,0	4,5	6,0	5,4
Hogar con 2 adultos con 3+ niños dependientes	1,0	2,7	3,0	6,1	0,0	0,0	0,9	3,2
Otros hogares con niños dependientes	0,3	2,3	2,0	0,8	0,4	3,4	3,0	1,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del *PHOGUE* (España), 2001.

* Se han eliminado aquellos tipos de hogares que por construcción no pueden verse afectados por la discriminación salarial femenina.

Tabla A3. Intervalos de confianza para las diferencias absolutas en niveles de desigualdad y pobreza en las distribuciones con y sin discriminación

Desigualdad	Efecto Discriminación (modelo B)				Efecto Discriminación (modelo A)			
	Población total de hogares				Población total de hogares			
	Diferencia	Error Estándar	Intervalo (95%)		Observado	Error Estándar	Intervalo (95%)	
Gini	-0,004	0,001	-0,006	-0,001	-0,005	0,002	-0,008	-0,003
GE (-1)	-0,009	0,002	-0,012	-0,007	-0,015	0,002	-0,019	-0,012
GE (0)	-0,005	0,001	-0,007	-0,003	-0,007	0,001	-0,010	-0,005
GE (1)	-0,003	0,001	-0,005	0,000	-0,004	0,002	-0,007	-0,001
GE (2)	0,000	0,002	-0,005	0,003	0,000	0,002	-0,005	0,004
	Hogares con mujeres trabajando				Hogares con mujeres trabajando			
	Diferencia	Error Estándar	Intervalo (95%)		Observado	Error Estándar	Intervalo (95%)	
Gini	0,015	0,003	0,010	0,020	0,025	0,003	0,020	0,030
GE (-1)	0,018	0,004	0,011	0,026	0,028	0,004	0,020	0,037
GE (0)	0,013	0,003	0,009	0,019	0,022	0,003	0,016	0,028
GE (1)	0,013	0,003	0,008	0,017	0,021	0,003	0,015	0,026
GE (2)	0,015	0,003	0,009	0,020	0,024	0,003	0,017	0,030
Pobreza *	Efecto Discriminación (modelo B)				Efecto Discriminación (modelo A)			
H	Diferencia	Error Estándar	Intervalo (95%)		Observado	Error Estándar	Intervalo (95%)	
Todos los hogares	0,75	0,203	0,42	1,24	1,03	0,207	0,68	1,50
Hogares con alguna mujer trabajadora	2,06	0,562	1,17	3,46	2,80	0,580	1,84	4,11
Mujeres 16-65 años	0,99	0,246	0,59	1,58	1,35	0,263	0,88	1,90
Niños < 14 años	0,49	0,359	-0,04	1,42	0,72	0,230	0,35	1,27
Hogares unipersonales: Mujer < 30 años	5,47	4,797	0,00	17,99	5,47	4,797	0,00	17,99
Hogares unipersonales: Mujer 30-64 años	5,19	2,660	0,44	11,42	5,41	2,635	0,84	11,55
Hogares con 2 adultos - sin niños dependientes - alguien con 65+ años	0,11	0,104	0,00	0,35	0,11	0,104	0,00	0,35
Otros hogares sin niños dependientes	1,53	0,778	0,44	3,55	1,81	0,793	0,61	3,79
Hogar monoparental con 1+ niños dependientes	3,35	2,571	-1,00	9,20	9,83	3,917	3,60	19,32
Hogar con 2 adultos con 1 niño dependiente	0,87	0,391	0,25	1,80	1,14	0,447	0,41	2,19
Hogar con 2 adultos con 2 niños dependientes	0,39	0,466	-0,40	1,38	1,01	0,455	0,28	2,04
Hogar con 2 adultos con 3+ niños dependientes	0,99	0,979	0,00	3,65	0,00	0,000		
Otros hogares con niños dependientes	0,29	0,187	0,05	0,79	0,42	0,214	0,09	0,97

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (España), 2001.

(*) Valores multiplicados por 100.

REFERENCIAS

- Altonji, J.G. y R.M. Blank (1999): "Race and Gender in the Labor Market", en O.C. Ashenferter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, North-Holland, Amsterdam, pp. 3143-3259.
- Amuedo-Dorantes, C. y S. de la Rica (2005): "The Impact of Gender Segregation on Male-Female Wage Differentials: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain", IZA Discussion Paper 1742 (September), Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Antecol, H. (2000): "An Examination of Cross-Country Differences in the Gender Gap in Labor Force Participation Rates", *Labour Economics* 7, pp. 409-426.
- Azmat, G., M. Güell y A. Manning (2004): "Gender Gaps in Unemployment Rates in OCDE Countries", Discussion Papers 4307 (March), CEPR.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (2003): "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap", *Journal of Labor Economics* 21(1), pp. 106-144.
- Blinder, A.S. (1973), "Wage discrimination: reduced forms and structural estimates", *Journal of Human Resources* 8, pp. 436-455.
- Carrasco, C. y M. Mayordomo (1997): "La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español", *Información Comercial Española* 760, pp. 43-59.
- Carrasco, C. y M. Mayordomo (1999); "Tiempos, trabajos y organización social: reflexiones en torno al mercado laboral femenino", en C. Carrasco (ed.), *Mujeres y Economía*, Icaria, Barcelona, pp. 125-171.
- Cattan, P. (1998); "The effect of working wives on the incidence of poverty", *Monthly Labor Review*, March, pp. 22-29.

- De la Rica, S. y A. Ugidos (1995): “¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales entre hombres y mujeres?”, *Investigaciones Económicas* XIX (3), pp. 395-414.
- De la Rica, S., J.J. Dolado y V. Llorens (2005) “Ceiling and Floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain”, IZA Discussion Paper 1483 (January), Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Del Río, C., C. Gradín, y O. Cantó (2006): “The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited”, ECINEQ WP 2006-25 (February), Society for the Study of Economic Inequality.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984): “A class of decomposable poverty measures”, *Econometrica* 52 (3), pp. 761-766.
- García, J., P.J. Hernández y Á. López-Nicolás (2001): “How wide is the gap? An investigation of gender wages differences using quantile regression”, *Empirical Economics* 26, pp. 149-167.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2005): “Gender wage discrimination at quantiles”, *Journal of Population Economics* 18(1), pp. 165-179.
- Gradín, C. y C. del Río (2001): *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*, Instituto de Estudios económicos de Galicia – Fundación Pedro Barrié de la Maza, A Coruña.
- Gradín, C., C. del Río y O. Cantó (2006): “Poverty and women’s labor market activity: The role of gender wage discrimination in the EU”, ECINEQ WP 2006, Society for the Study of Economic Inequality (forthcoming).
- Harkness, S., S. Machin y J. Waldfogel (1997): “Evaluating the pin money hypothesis: The relationship between women’s labour market activity, family

- income and poverty in Britain”, *Journal of Population Economics* 10, pp. 137-158.
- Hernández, P.J. (1995): “Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas* 19 (2), pp. 195-215.
- Hernández, P.J. (1996): “Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial”, *Revista de Economía Aplicada* IV (11), pp. 57-80.
- INE (2004): *Encuesta de Estructura Salarial 2002. Resultados definitivos*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Jarrell, S.B. y T.D. Stanley (2004): “Declining Bias and Gender Wage Discrimination? A Meta-Regression Analysis”, *Journal of Human Resources* XXXIX (3), pp. 828-838.
- Jenkins, S.P. (1994): “Earnings discrimination measurement: a distributional approach.” *Journal of Econometrics* 61, pp. 81-102.
- Maître, B., C.T. Whelan y B. Nolan (2003); “Female Partner’s Income Contribution to the Household Income in the European Union”, EPAG Working Papers 43, University of Essex, Colchester.
- Mora, R. y J. Ruiz-Castillo (2004): “Gender Segregation by Occupations in the Public and the Private Sectors. The case of Spain”, *Investigaciones Económicas* XXVIII (3), pp. 399-428.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-female wage differentials in urban labour markets”, *International Economic Review* 14, pp. 693-709.
- OCDE (2004): *Employment Outlook*. Statistical Annex.
- Palacio, J.I. y H.J. Simón (2002): “Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España”, *Estudios sobre la Economía Española* 151, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), Madrid.

- Pazos, M. (2005): "Género e Impuesto sobre la Renta (IRPF) en España. Propuestas para la reforma", en M. Pazos (ed.), *Política fiscal y género*, Instituto de Estudios Fiscales (IEF), pp. 97-126. Madrid.
- Peña-Casas, R. y M. Latta (2004): "Working poor in the European Union", European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Petrongolo, B. (2004): "Gender Segregation in Employment Contracts", Discussion Paper 637 (May), Center for Economic Performance (CEP), London School of Economics and Political Science, London.
- Ruiz-Castillo, J. (1987): "La medición de la pobreza y la desigualdad en España, 1980-1981", Servicio de Estudios del Banco de España, Estudios Económicos 42, Banco de España.
- Simón, H. (2006): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador", *Investigaciones Económicas XXX* (1), pp. 55-87.
- Tobío, C. (2005): *Madres que trabajan. Dilemas y estrategias*, Cátedra, Madrid.
- Ugidos, A. (1997a): "Gender wage discrimination in the Spanish labor market", *Revista Española de Economía* 14 (1), pp. 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), pp. 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, pp. 233-252.

Villota, P. y I. Ferrari (2004): “Reflexiones sobre el IRPF desde la perspectiva de género: la discriminación fiscal del/de la segundo/a perceptor/a”, Inv. Nº 9/04, Instituto de Estudios Fiscales (IEF), Madrid.

Weichselbaumer, D. y R. Winter-Ebmer. (2005): “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap”, *Journal of Economic Surveys* 19 (3), pp. 479-511.

Zárate, A. (2003): “Incentivos fiscales y sociales a la incorporación de la mujer al mercado de trabajo”, Documento de Trabajo 1/03, Instituto de Estudios Fiscales (IEF), Madrid.

TABLAS Y GRÁFICOS DEL TEXTO

Cuadro 1. Tasas de actividad, desempleo y empleo por sexos en 2001.

Países	tasas de actividad varones	tasas de actividad mujeres	tasas de desempleo varones	tasas de desempleo mujeres	empleo/población varones	empleo/población mujeres
España	79,8	51,6	7,5	15,3	73,8	43,8
EEUU	83,4	70,4	4,9	4,7	79,4	67,1
UE-15	78,4	60,3	6,5	8,6	73,4	55,1
OCDE	80,7	59,4	6,0	6,7	75,9	55,4

Fuente: OCDE (2004): Employment Outlook. Statistical Annex.

Tabla 1. Salarios medios y discriminación salarial

MUJERES	Todas	Sector Privado	Sector Público	No Univ		Sector Privado		Sector Público	
				Univ	Univ	No Univ	Univ	No Univ	Univ
Salario por hora:									
Observado	1.046	914	1.440	830	1.293	792	1.108	1.066	1.598
Estimad con discriminac (B)	1.073	901	1.591	851	1.328	783	1.087	1.274	1.725
con discriminac (A)	1.016	825	1.585	787	1.277	706	1.013	1.285	1.710
sin discriminac (B)	1.268	1.146	1.633	1.076	1.488	1.031	1.327	1.353	1.752
sin discriminac (A)	1.326	1.219	1.643	1.170	1.503	1.133	1.356	1.401	1.745
Horas trabajadas a la semana	37,4	37,7	36,4	37,6	37,2	37,8	37,6	36,3	36,4
HOMBRES									
Salario por hora:									
Observado	1.183	1.118	1.490	1.039	1.508	1.021	1.399	1.174	1.755
Estimado (B)	1.280	1.209	1.617	1.141	1.593	1.119	1.469	1.313	1.872
Estimado (A)	1.302	1.225	1.669	1.167	1.606	1.138	1.473	1.388	1.906
Horas trabajadas a la semana	42,5	43,0	39,8	42,9	41,4	43,4	41,9	39,3	40,3
DISCRIMINACIÓN SALARIAL									
Discriminación con modelo B (salario hora):									
Brecha Absoluta	194	245	43	225	160	248	240	79	27
relativa (/estim sin dis)	16,8	21,7	2,2	21,0	12,0	23,9	18,2	3,0	1,8
relativa (/observado)	26,2	32,8	6,7	32,0	19,6	35,7	28,2	9,3	5,6
% mujeres discriminadas	87,1	96,2	60,2	93,3	80,2	98,6	92,2	60,0	60,2
Discriminación con modelo A (salario hora):									
Brecha absoluta	310	394	59	383	226	427	342	116	35
relativa (/estim sin dis)	25,5	32,8	3,8	33,4	16,6	37,5	25,3	7,6	2,2
relativa (/observado)	41,5	52,6	8,1	55,0	26,0	61,6	38,4	13,9	5,7
% mujeres discriminadas	89,3	100,0	57,4	95,3	82,5	100,0	100,0	66,4	53,7

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (España), 2001. Valores monetarios expresados en pesetas de 2001.

Tabla 2. Ingresos mensuales medios de los hogares							
	Renta con Discm (Observada)	Sin Discrm (B)	Sin Discrm (A)	Discrm (B) (2)-(1)	% / Observ	Discrm (A) (3)-(1)	% / Observ
Todos los Hogares:							
Renta del hogar	277.873	288.822	295.054	10.949	3,9	17.181	6,2
Renta ajustada	166.403	172.967	176.678	6.564	3,9	10.275	6,2
Rentas procedentes de salarios de mujeres	56.693	67.616	75.952	10.922	19,3	19.259	34,0
% medio de renta salarial femenina	16,5	17,6	18,7				
Con mujeres trabajando:							
Renta del hogar	393.125	427.377	446.609	34.253	8,7	53.484	13,6
Renta ajustada	216.090	234.000	244.071	17.910	8,3	27.981	12,9
Rentas procedentes de salarios de mujeres	176.482	210.657	236.433	34.175	19,4	59.951	34,0
% medio de renta salarial femenina	51,4	54,9	58,1				

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (España), 2001. Valores monetarios expresados en pesetas de 2001.

Tabla 3. Indicadores de Desigualdad de los ingresos de los hogares						
	Todos los hogares			Hogares con mujeres trabajando		
	con discrimn	sin discrimn (B)	sin discrimn (A)	con discrimn	sin discrimn (B)	sin discrimn (A)
p90/p10	4,3	4,4	4,4	3,3	3,1	3,0
p90/p50	2,0	2,0	2,0	1,8	1,8	1,7
p10/p50	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,6
p75/p25	2,1	2,2	2,2	1,8	1,8	1,8
p75/p50	1,4	1,4	1,5	1,4	1,4	1,3
p25/p50	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8
Gini	0,312	0,316	0,318	0,262	0,247	0,237
GE(-1)	0,218	0,227	0,233	0,131	0,114	0,103
GE(0)	0,165	0,169	0,172	0,114	0,101	0,092
GE(1)	0,161	0,164	0,165	0,112	0,099	0,091
GE(2)	0,187	0,188	0,187	0,123	0,108	0,099
Decila 1	3,12	3,04	2,99	3,97	4,08	4,37
Decila 2	4,68	4,54	4,48	5,38	5,81	5,87
Decila 3	5,75	5,67	5,66	6,79	6,74	6,93
Decila 4	6,88	6,82	6,77	7,52	7,79	7,84
Decila 5	8,1	8,11	8	8,27	8,63	8,71
Decila 6	9,26	9,3	9,38	9,43	9,39	9,61
Decila 7	10,68	10,84	10,93	10,63	10,7	10,48
Decila 8	12,43	12,55	12,7	12,92	12,34	12,17
Decila 9	15,91	15,44	15,51	14,2	14,54	14,2
Decila 10	23,18	23,69	23,58	20,89	19,97	19,84

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (España), 2001.

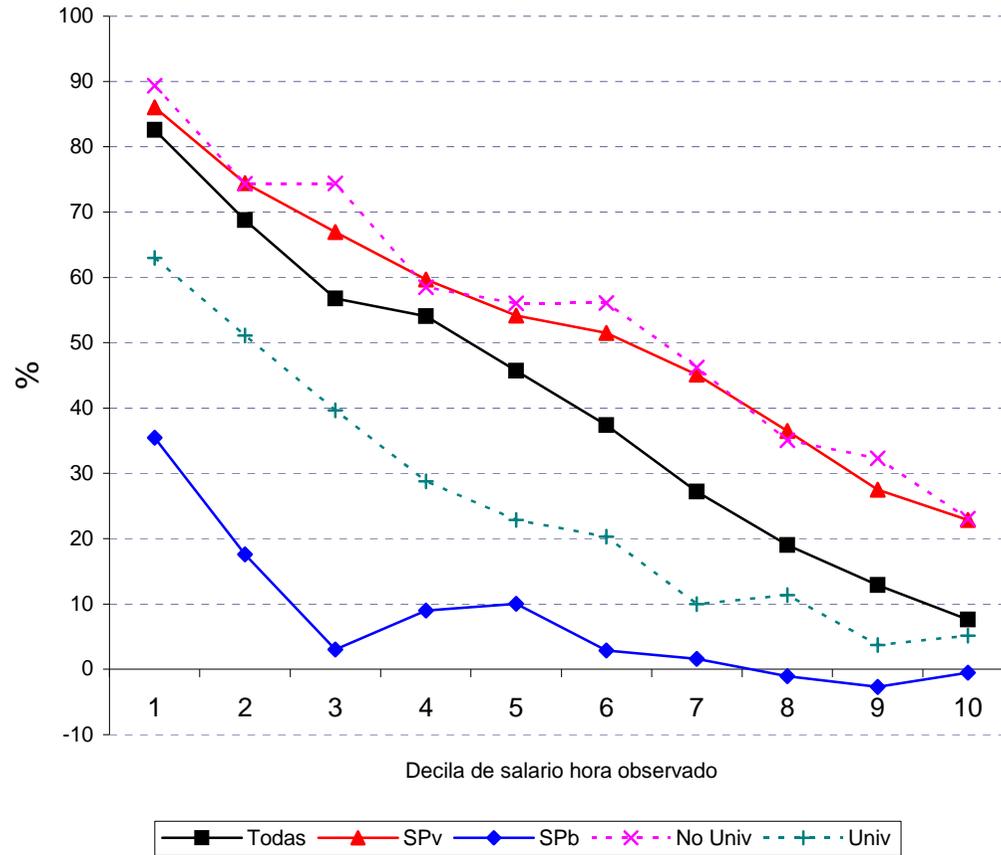
Tabla 4. Indicadores de Pobreza*

	% Pob	con discriminación			sin discriminación (B)			sin discriminación (A)		
		H	HI	FGT2	H	HI	FGT2	H	HI	FGT2
Todos los hogares	100	19,9	5,0	1,9	19,1	4,8	1,9	18,8	4,7	1,8
Hogares con alguna mujer asalariada	34,0	4,5	1,0	0,3	2,5	0,5	0,1	1,7	0,3	0,1
Mujeres 16-65 años	32,7	20,8	5,2	2,0	19,8	5,0	1,9	19,4	4,9	1,9
Niños < 14 años	14,1	27,0	6,8	2,8	26,5	6,6	2,7	26,3	6,5	2,7
Hogares unipersonales: Mujer < 30 años	0,4	16,9	5,8	3,4	11,5	5,4	3,3	11,5	5,4	3,3
Hogares unipersonales: Mujer 30-64 años	1,1	27,2	8,1	3,4	22,2	7,2	3,2	21,8	7,1	3,2
Hogares con 2 adultos - sin niños dependientes – con alguno con 65+ años	9,4	31,1	8,1	2,9	31,0	8,1	2,9	31,0	8,1	2,9
Otros hogares sin niños dependientes	20,6	7,8	1,5	0,5	6,3	1,3	0,5	6,0	1,3	0,5
Hogar monoparental con 1+ niños dependientes	1,1	35,4	14,4	7,5	32,0	11,3	5,9	25,5	9,2	5,3
Hogar con 2 adultos con 1 niño dependiente	6,6	22,0	6,1	2,6	21,2	6,0	2,5	20,9	5,8	2,5
Hogar con 2 adultos con 2 niños dependientes	15,5	23,2	4,8	1,8	22,8	4,7	1,7	22,2	4,6	1,7
Hogar con 2 adultos con 3+ niños dependientes	7,5	38,2	10,1	4,3	37,2	9,8	4,1	38,2	10,0	4,2
Otros hogares con niños dependientes	27,1	12,9	3,4	1,3	12,6	3,3	1,3	12,4	3,3	1,3

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (España), 2001.

(*) Valores multiplicados por 100.

**Figura 1. Discriminación salarial por decilas de salario/hora observado
(% salario observado)
(Modelo A)**



**Figura 2. Discriminación salarial por decilas de salario/hora observado
(% salario observado)
(Modelo B)**

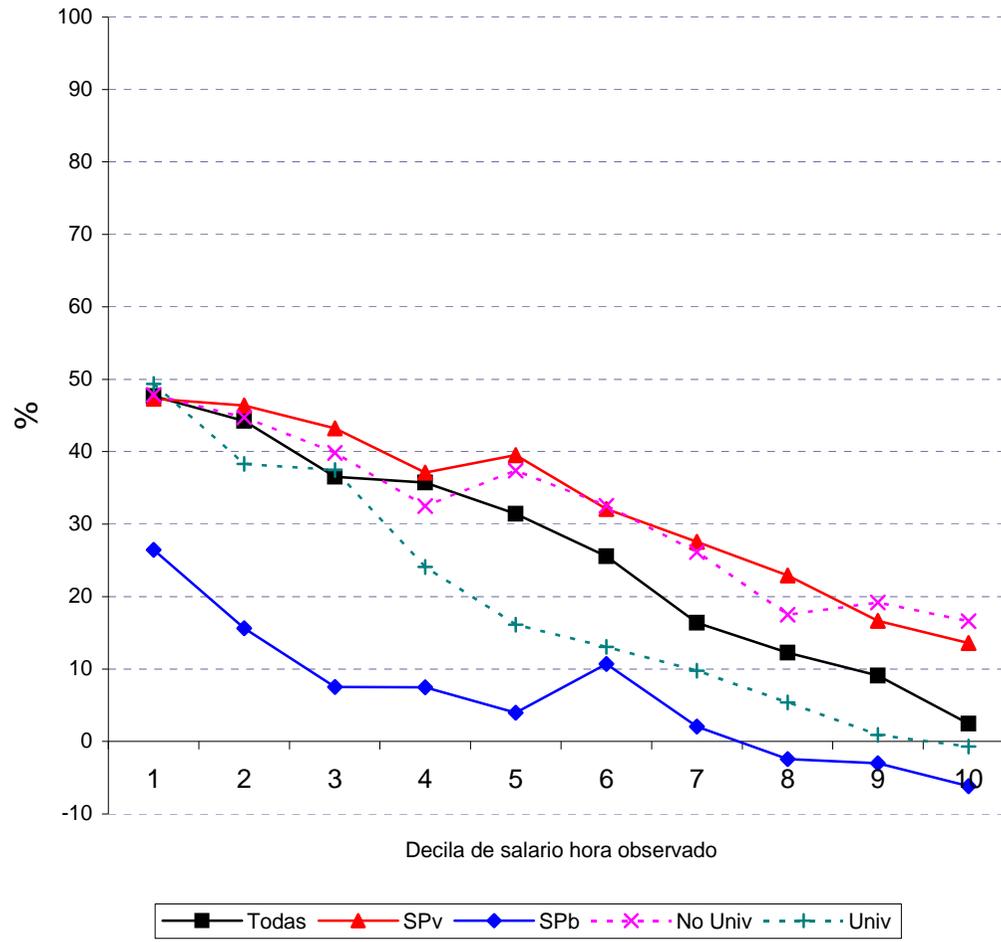


Figura 3A. Discriminación salarial (absoluta) por decilas de ingreso de los hogares

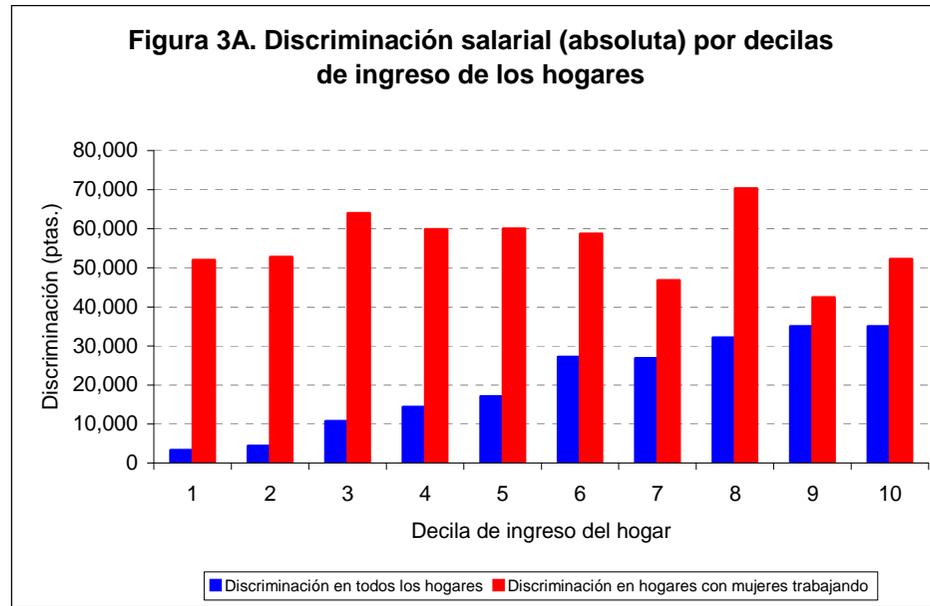
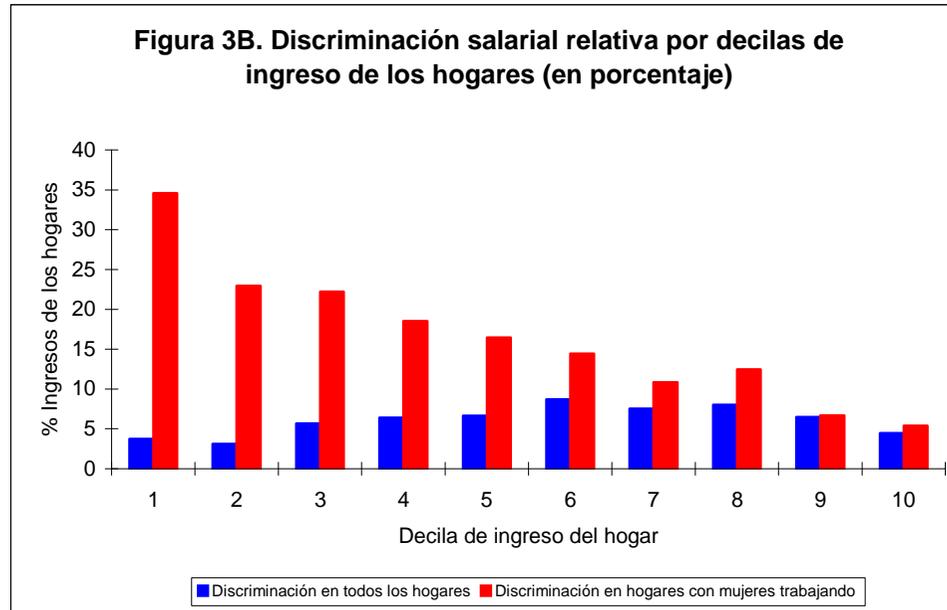


Figura 3B. Discriminación salarial relativa por decilas de ingreso de los hogares (en porcentaje)



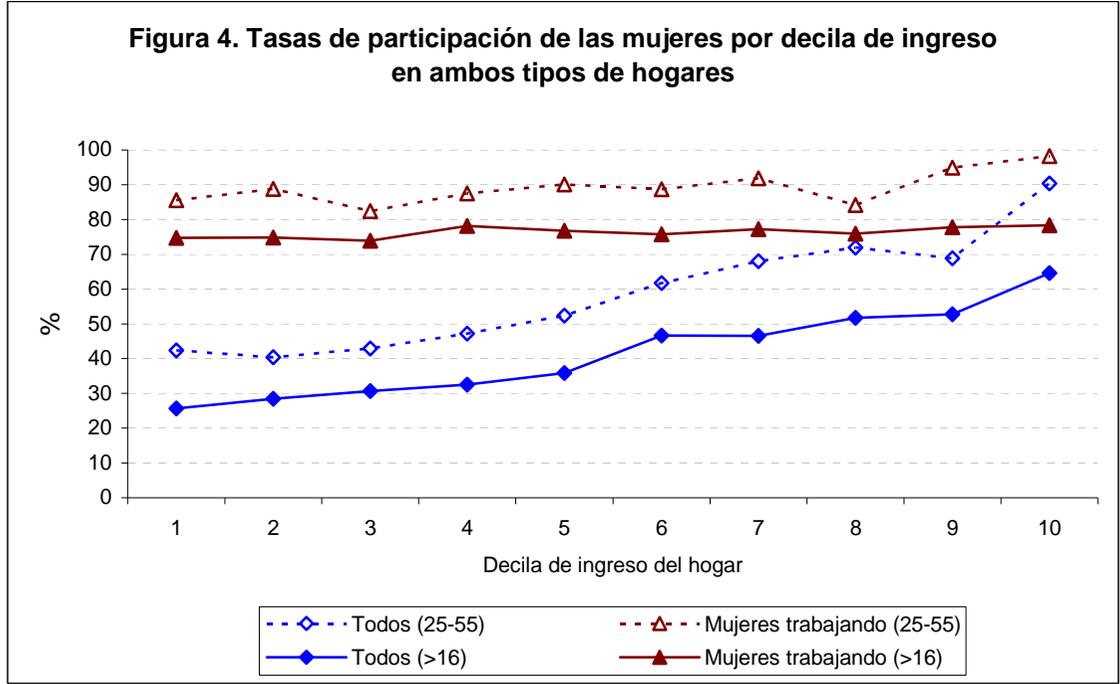


Figura 5A. Porcentaje de asalariadas y Tasas de Paro por decila de ingreso en todos los hogares

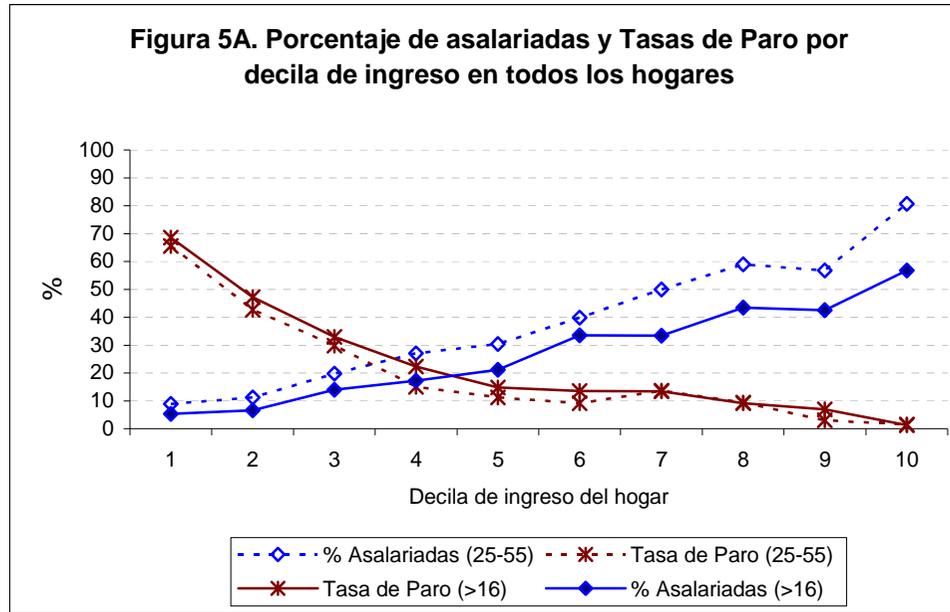


Figura 5B. Porcentaje de asalariadas y Tasas de Paro por decila de ingreso en hogares con mujeres trabajando

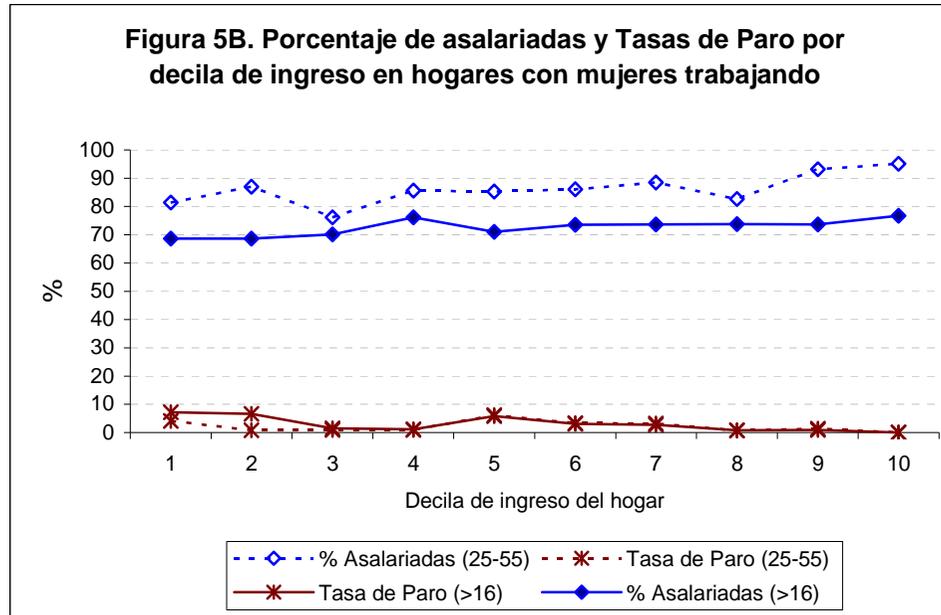
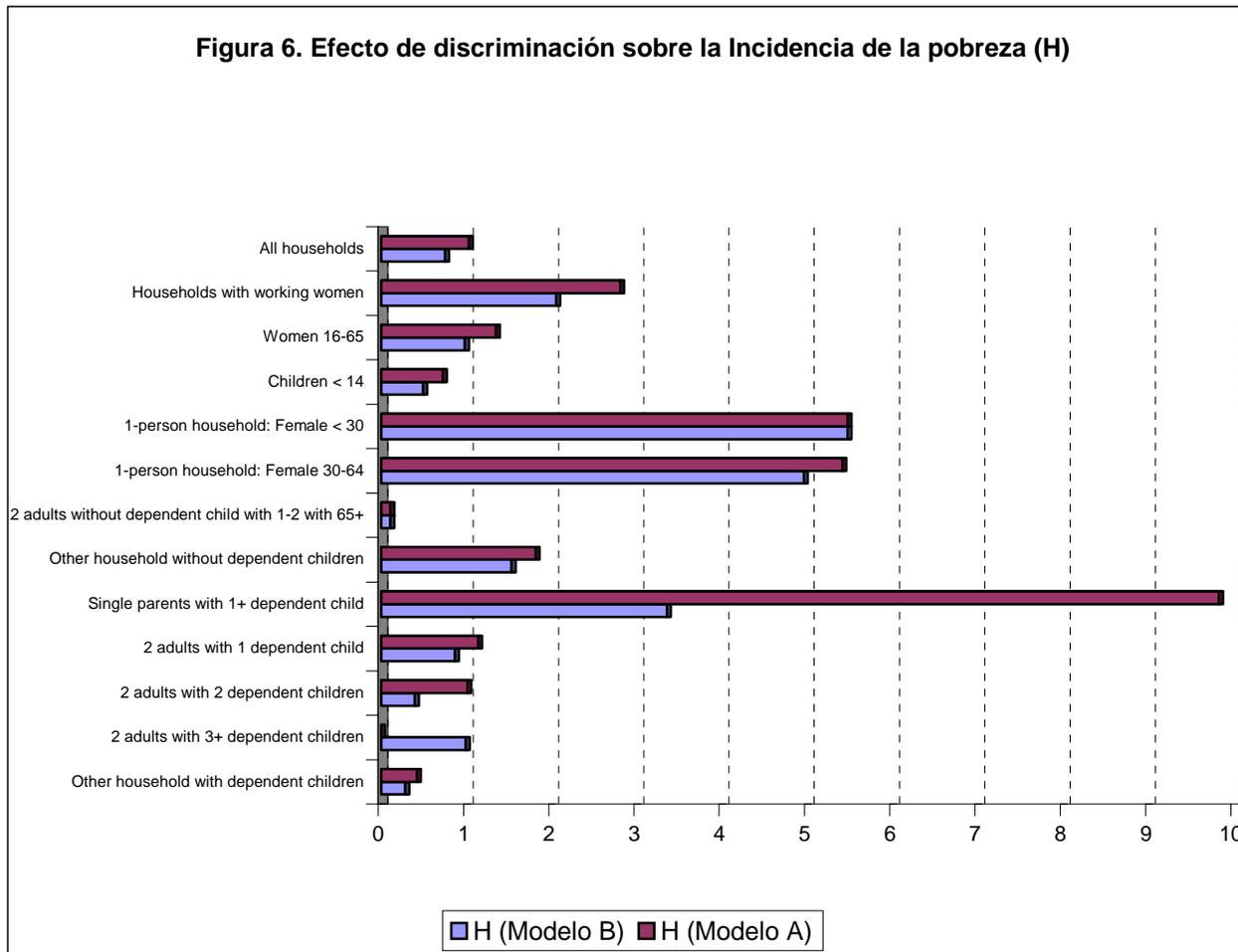
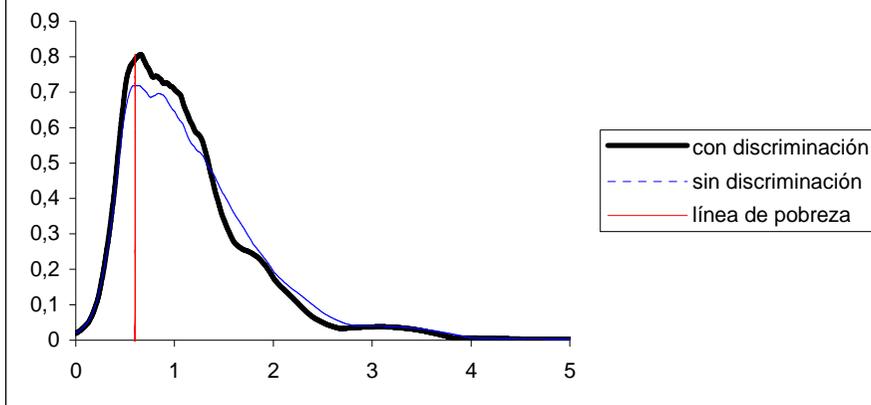


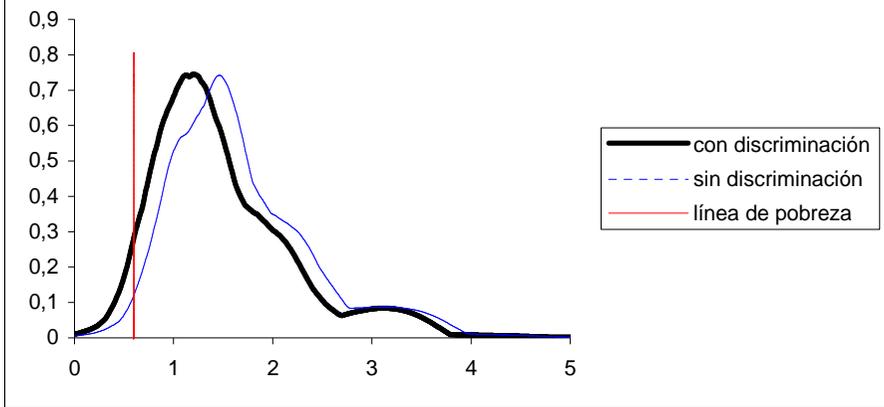
Figura 6. Efecto de discriminación sobre la Incidencia de la pobreza (H)



**Figura 7. Densidad de ingresos del hogar:
Todos los hogares (Modelo A)**



**Figura 8. Densidad de ingresos del hogar:
Hogares con mujeres trabajando (Modelo A)**



**Figura 9. Densidad de ingresos del hogar:
Hogares monoparentales (Modelo A)**

