



Pobreza y discriminación salarial por razón de género en España*

CORAL DEL RÍO
CARLOS GRADÍN
OLGA CANTÓ

Universidade de Vigo

Recibido: Julio, 2006

Aceptado: Enero, 2008

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 claves: pobreza, distribución, género, discriminación salarial, desempleo.

Clasificación JEL: J16, J31, J71.

1. Introducción

Los efectos provocados por la progresiva incorporación de las mujeres en el 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 analiza las causas del creciente peso de las rentas de las mu-

* 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). Los autores agradecen a los evaluadores y al editor los comentarios y sugerencias que han contribuido a mejorar este artículo.

jeros 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 Cattán (1998) ha destacado el papel de los salarios femeninos en la prevención de la pobreza en diferentes grupos étnicos/raciales en Estados Unidos, encontrando diferencias reseñables entre ellos.

En parecidos términos se ha pronunciado la *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions* en un reciente informe sobre la incidencia de la pobreza entre los trabajadores europeos (Peña-Casas y Latta, 2004). Esta agencia europea, después de verificar el importante incremento en los niveles de pobreza de colectivos ligados al mercado laboral (fenómeno tradicionalmente asociado al mercado de trabajo estadounidense), señala en sus conclusiones la importancia de contar con más de un perceptor regular de rentas en el hogar a la hora de protegerse de la pobreza.¹

Por otro lado, una extensa literatura ligada a la economía laboral se ha ocupado de analizar si las mujeres disfrutan de las mismas oportunidades que los hombres en su incorporación al mercado de trabajo. Esta línea de investigación ha puesto de manifiesto la existencia de brechas por sexos en tasas de participación, tipos de contrato, ocupaciones, tasas de desempleo y, sobre todo, en niveles salariales.² La principal conclusión a la que parece haber llegado esta literatura es la presencia de un diferencial por razón de género todavía significativo, y no explicado por variables observadas y relacionadas con la productividad del individuo.³

Es importante destacar que en este tipo de estudios el análisis de las brechas salariales se realiza sin ponerlo en relación con la renta total de los hogares. De hecho, la conexión entre niveles de discriminación y pobreza apenas ha sido abordada, a pesar de que los salarios son la fuente de ingresos más importante para muchas mujeres, y a pesar de que éstas presentan tasas de pobreza significativamente más elevadas que los hombres. Es por ello que resulta relevante poder evaluar los efectos que las brechas salariales no-explicadas generan sobre la distribución de la renta familiar. Esto es, poder cuantificar la discriminación salarial en términos del porcentaje de hogares pobres que potencialmente podrían dejar de serlo si ésta “no existiese”.

En la literatura internacional sólo conocemos el trabajo de Gradín *et al.* (2006) donde se muestra la importancia de esta cuestión a partir de un análisis comparativo entre diferentes países de la Unión Europea. Según este estudio, la repercusión de la brecha salarial entre hombres y mujeres sobre los niveles de pobreza difiere de forma notable entre países. Así, mientras Dinamarca y Bélgica se encuentran entre los que presentan un menor impacto, Alemania, Portugal y España se caracterizan no sólo por poseer los mayores niveles de discriminación, sino por ofrecer los mayores efectos potenciales sobre sus niveles de pobreza internos.

El objetivo de este trabajo es aplicar los procedimientos empíricos desarrollados en ese estudio para profundizar en el conocimiento de las consecuencias distributivas de la discriminación salarial por razón de género en España, usando datos del Panel de Hoga-

res de la Unión Europea (PHOGUE) correspondientes al año 2001. Así, se realiza un exhaustivo análisis por decilas para diferentes colectivos de hogares y de mujeres que nos permite ahondar en la relación existente entre hogares con bajos niveles de renta y situación laboral y salarial de las mujeres que en ellos habitan. 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.

Siguiendo a Gradín *et al.* (2006), acudiremos a Jenkins (1994) y Del Río *et al.* (2006) para estimar la discriminación salarial de forma individualizada, lo que nos permitirá cuantificar el salario potencial que recibiría cada mujer si fuese remunerada “como un hombre”. Y a continuación, utilizaremos diferentes indicadores de pobreza y desigualdad para cuantificar los efectos distributivos asociados a la discriminación salarial. De esta forma, podremos evaluar la relevancia de este fenómeno en términos distributivos, al identificar a los colectivos de trabajadoras que más lo padecen en términos de la pobreza asociada.

Dos salvedades deben ser tenidas en cuenta en este estudio. En primer lugar, dado que no incorporamos variables de comportamiento no podemos considerar las posibles reacciones que hombres y mujeres tendrían en un hipotético mundo donde no hubiese discriminación. Así, no podemos estimar cómo variarían sus decisiones sobre el número de horas trabajadas o sobre los niveles de inversión en capital humano; esto es, no podemos hacer predicciones sobre su comportamiento ni sobre los efectos que éste tendría sobre el mercado laboral. Sin embargo, consideramos que sí es factible cuantificar, *ceteris paribus*, la magnitud de la discriminación salarial en términos de la pobreza y desigualdad de la renta familiar que lleva asociada, en un sencillo ejercicio de estática comparativa.

En segundo lugar, dadas las limitaciones de los procedimientos empíricos existentes y de la información muestral a nuestra disposición, es probable que nuestras estimaciones de la discriminación salarial incluyan efectos asociados a características no observadas ligadas a la productividad de los individuos. Aun siendo conscientes de ello, a lo largo del estudio preferimos seguir denominando “discriminación” a la brecha salarial no explicada por el modelo econométrico. Esto es así tanto por simplicidad, como por considerar que los comportamientos discriminatorios, aun no siendo el único componente de la brecha salarial estimada, probablemente sean importantes.

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):

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

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.⁴ 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:

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

donde $\hat{\sigma}_m^2$ es la varianza estimada de u_m . La brecha salarial individual, $\hat{f}_{m_i} = (\hat{r}_{m_i} - \hat{y}_{m_i})$, refleja la estimación de la discriminación salarial que experimenta la trabajadora i , medida en salario-hora, siendo $\hat{f}_m = (\hat{r}_m - \hat{y}_m) = (\hat{r}_{m1} - \hat{y}_{m1}, \dots, \hat{r}_{mN} - \hat{y}_{mN})$ la distribución de brechas salariales, y N el número total de trabajadoras. Obsérvese que, a diferencia de Gradín *et al.* (2006), en este trabajo estamos interesados en cuantificar los efectos distributivos de la totalidad de brechas salariales experimentadas por las trabajadoras españolas, independientemente de que éstas sean de signo positivo o negativo.

A partir de esta información, 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:

$$\begin{aligned}\hat{w}_i^h &= w_i^h + (\hat{f}_{m_i}^h * \bar{t}_i^h), \text{ si } i \text{ es una mujer} \\ \hat{w}_i^h &= w_i^h, \text{ si } i \text{ es un hombre}\end{aligned}\quad [1]$$

siendo \bar{t}_i^h el número de horas trabajadas por el individuo i .⁵ Definimos x , como el vector de la renta de los hogares, donde $x = (x^1, \dots, x^h, \dots, x^H)$ siendo H el 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, $\hat{f}_{m_i}^h * \bar{t}_i^h$.

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:

$$\Delta I = I(\hat{x}) - I(x)$$

$$\Delta P(z) = P(\hat{x}, z) - P(x, z)$$

donde I y P representan cualquier índice agregado de desigualdad y pobreza, respectivamente, y z es la línea de pobreza elegida.

3. Principales rasgos del mercado de trabajo español por sexos

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, especialmente en España donde

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 hombres.⁶ Además, y a pesar de que en España la tasa de actividad 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.

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

* Los datos se refieren a personas de entre 15 ó 16 años y 64 años.

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

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 (aspecto éste que parece seguir recayendo en mucha mayor medida en las mujeres, tal y como refleja la última Encuesta de Empleo del Tiempo 2002-2003, según la cual las mujeres dedican diariamente casi 3 horas más que los hombres a la realización de tareas domésticas y al cuidado de niños y adultos en el hogar; véase INE, 2004a).

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 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.⁷

Por otro lado, si nos detenemos en las diferencias salariales por sexos 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 (INE, 2004b). Este porcentaje cae al 19 por ciento si se utiliza como referencia el salario medio por hora de hombres y mujeres. Y aunque el número de horas trabajadas y la experiencia laboral de éstos es mayor, sólo un 16 por ciento 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 ocupacional por sexos son elevados según todos los estudios empíricos, siendo la causa de un significativo porcentaje de la brecha salarial existente entre hombres y mujeres.⁸ En cualquier caso, incluso en los trabajos en los que se intenta descontar el efecto provocado por las diferencias en ocupación, se sigue constatando la presencia de una diferencia salarial media a favor del hombre, y creciente en la distribución salarial, que cabría atribuir a la existencia de comportamientos discriminatorios.⁹

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) 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 pertenecen. 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. 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), Ullibarrí (2003) y Mora y Ruiz-Castillo (2004), entre otros. Para evitar el conoci-

do problema de sesgo de selección, provocado por la influencia de las características socioeconómicas de los individuos en sus decisiones de participación, cada una de las ecuaciones salariales fue estimada conjuntamente con una ecuación de participación mediante el método de Máxima Verosimilitud. Así, las estimaciones salariales de hombres y mujeres, respectivamente, se basan en un modelo de selección muestral en el que:

$$\ln(y_i) = Z_i'\beta + u_i$$

$$P_i = M_i'\delta + v_i$$

donde $u \sim N(0, \sigma)$, $v \sim N(0, 1)$, y $\text{corr}(u, v) = \rho$. El salario y_i sólo puede ser observado si P_i es mayor que 0, pudiendo estimarse dicha variable a partir de M , un vector de características individuales cuya elección, en nuestro caso, se recoge en la Tabla A0. Con el objeto de facilitar la identificación de los parámetros, hemos incorporado en M dos variables relacionadas con el número de hijos pequeños (de 0 a 2 y de 3 a 6 años, respectivamente) ya que es de esperar que ambas influyan directamente en el salario de reserva (y por tanto en la decisión de participación de los individuos) pero no en el salario efectivamente percibido. Los resultados de dichas estimaciones se encuentran en la Tabla A0, donde se observa la pertinencia de la corrección por sesgo de selección en el caso de las mujeres del sector privado (utilizando el modelo A) y del sector público (con el modelo B), mientras que en el caso de los hombres esto se observa en tres de los cuatro modelos. En los casos mencionados las estimaciones obtenidas nos permiten rechazar la hipótesis de *que la correlación entre los errores de las ecuaciones de salarios y de participación* (ρ) sea igual a 0. Además, en la Tabla A0 se muestra la estimación de $\lambda = \rho\sigma$ (donde σ es el error estándar del residuo de la ecuación salarial) que representa el impacto esperado del riesgo de no-selección (inversa del ratio de Mills) sobre los salarios esperados.¹⁰

A lo largo de este epígrafe 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 más 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.¹¹ A continuación, con las estimaciones que nos proporcionan ambos modelos, construimos la distribución 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, 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 (columna 1). 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).¹²

Tabla 1
SALARIOS MEDIOS Y DISCRIMINACIÓN SALARIAL

	Todas	Sector Priv.	Sector Público	No Univ.	Univ.	Sector Privado		Sector Público	
						No Univ.	Univ.	No Univ.	Univ.
MUJERES Salario por hora:									
Observado	1.046	914	1.440	830	1.293	792	1.108	1.066	1.598
Estimado con discriminac. (B)	1.073	901	1.591	851	1.328	783	1.087	1.274	1.725
Estimado con discriminac. (A)	1.016	825	1.585	787	1.277	706	1.013	1.285	1.710
Estimado sin discriminac (B)	1.268	1.146	1.633	1.076	1.488	1.031	1.327	1.353	1.752
Estimado 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
Brecha 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
Brecha 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.

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.¹³ 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.

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

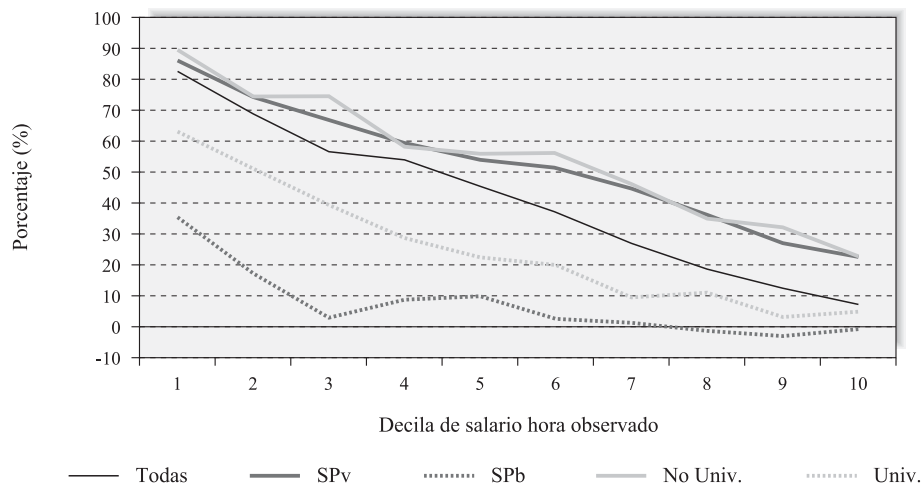
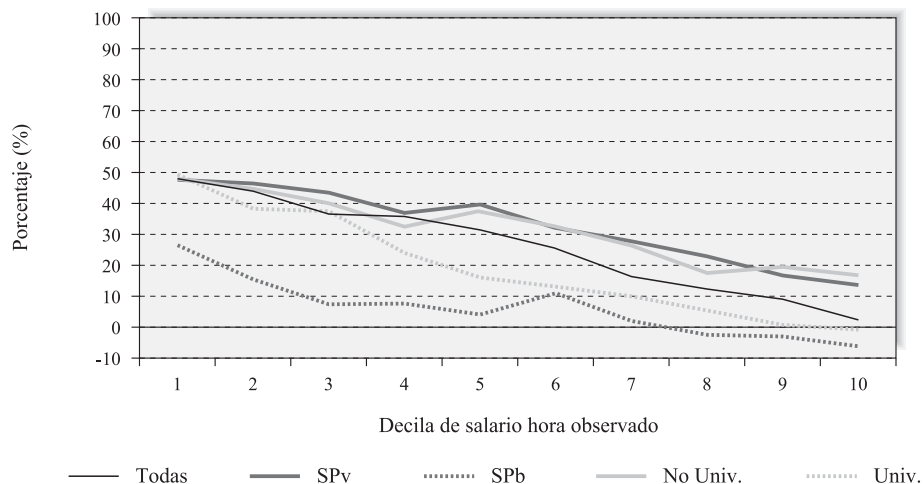


Figura 2. Discriminación salarial por decilas de salario/hora observado (% salario observado) (Modelo B)



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 ciento en la primera decila a sólo un 6 por ciento en la última, según el modelo A.¹⁴ 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 niveles salariales, llegando incluso a niveles muy próximos a cero o negativos en las cuatro 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 primeras decilas, sobre todo de la primera y la segunda con niveles que superan el 15 por ciento en el modelo A. En cualquier caso, incluso estos valores se encuentran a gran distancia de los padecidos por las trabajadoras con los salarios más bajos obtenidos en el sector privado.

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

Para estimar 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 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 con al menos una mujer asalariada, esto es, aquéllos que realmente pueden verse afectados por la discriminación salarial de género.¹⁵

Tabla 2
INGRESOS MENSUALES MEDIOS DE LOS HOGARES

	Renta con Discri. (Observ.)	Sin Discri. (B)	Sin Discri. (A)	Discri. (B) (2)-(1)	%/ Observ.	Discri. (A) (3)-(1)	%/ Observ.
Todos los Hogares:							
Renta del hogar	277.873	288.822	295.054	10.949	3,9	17.181	6,2
Rentas procedentes de salarios de mujeres	56.693	67.616	75.952	10.922	19,3	19.259	34,0
Porcentaje de renta salarial femenina respecto de la renta total del hogar	16,5	17,6	18,7				
Hogares con alguna mujer asalariada:							
Renta del hogar	393.125	427.377	446.609	34.253	8,7	53.484	13,6
Rentas procedentes de salarios de mujeres	176.482	210.657	236.433	34.175	19,4	59.951	34,0
Porcentaje de renta salarial femenina respecto de la renta total del hogar	51,4	54,9	58,1				

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

Las bajas tasas de participación y los elevados niveles de paro femenino característicos de nuestro mercado de trabajo explican la escasa cuantía que, en media, representan los salarios femeninos sobre la renta de 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.¹⁶ La importancia de la discriminación salarial se refleja en las columnas 4-7, donde se observa que ésta representaría entre un 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 cada decila de ingreso en la población de hogares. Las Figuras 3A y 3B presentan la magnitud de la discriminación salarial femenina según el nivel de ingresos de los hogares clasificados por de-

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

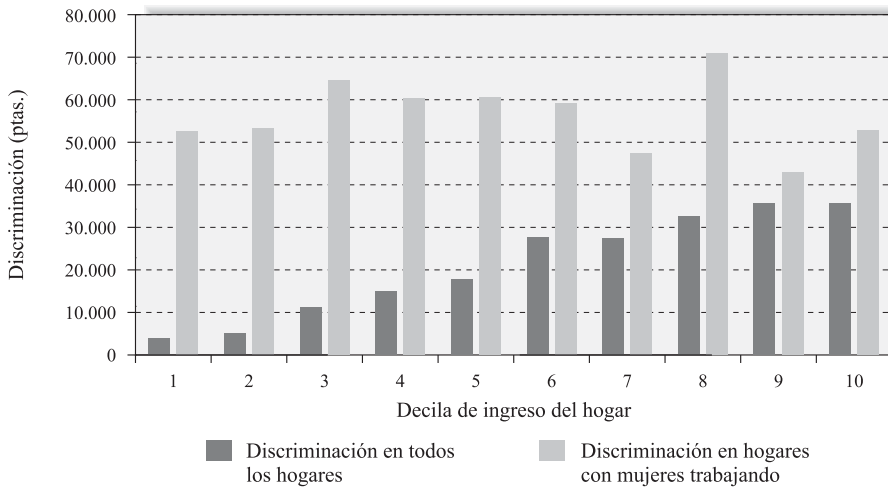
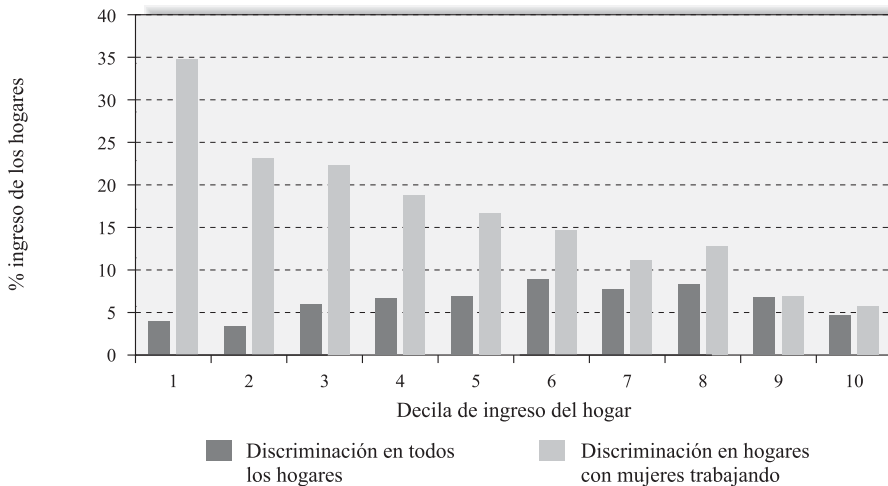


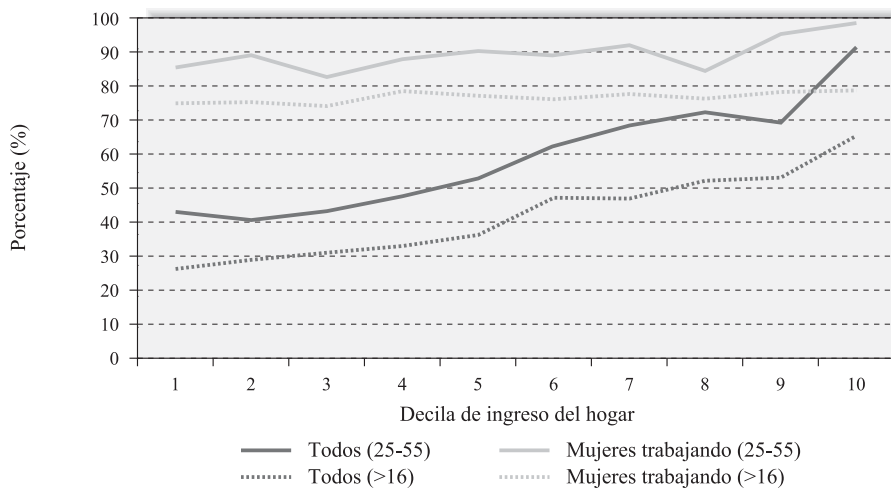
Figura 3B. Discriminación salarial relativa por decilas de ingreso de los hogares (porcentaje)



cilas. En estas Figuras se observa que en la población total de hogares la discriminación, tanto en términos absolutos como relativos, presenta una tendencia creciente con el nivel de ingresos del hogar.¹⁷ 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.

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.¹⁸ 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 paro femeninas, asociadas a cada decila de ingresos del hogar en ambas poblaciones de hogares.

Figura 4. Tasas de participación de las mujeres por decila de ingreso en ambos tipos de hogares



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.¹⁹ 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

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

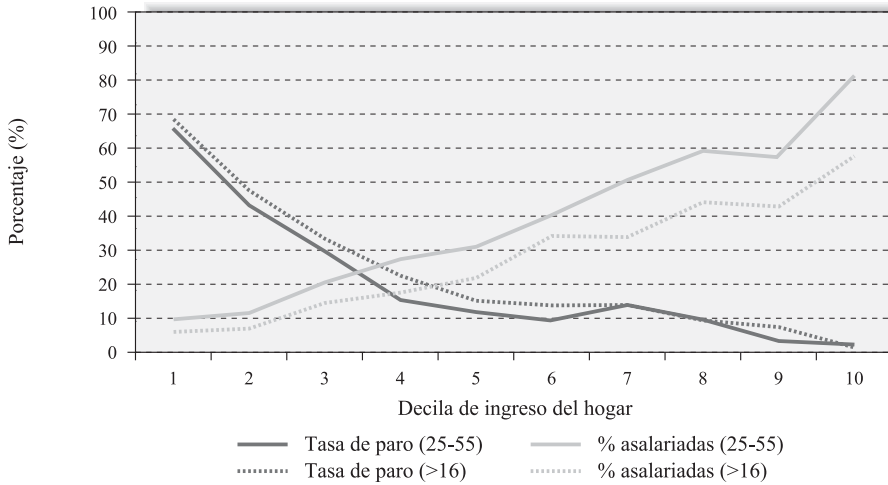
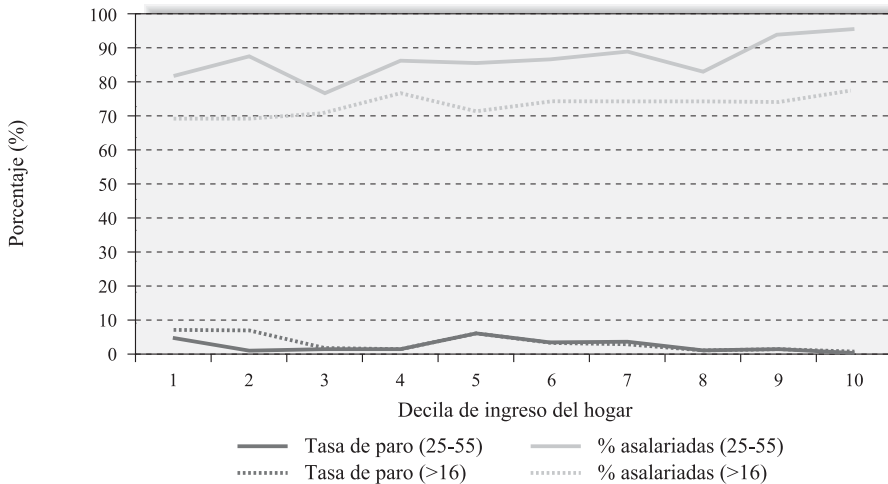


Figura 5B. Porcentaje de asalariadas y Tasas de Paro por decila de ingreso en hogares con mujeres trabajando



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.²⁰ 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 (tal y como vimos en las Figuras 1 y 2), su importancia relativa aumenta a medida que aumenta la renta de los hogares.

res. 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.

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. 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.

Tabla 3
INDICADORES DE DESIGUALDAD DE LOS INGRESOS DE LOS HOGARES

	Todos los hogares			Hogares con alguna mujer asalariada		
	Con discri.	Sin discri. (B)	Sin discri. (A)	Con discri.	Sin discri. (B)	Sin discri. (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.

La Tabla 3 incluye estimaciones del cociente entre diferentes 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.²¹ 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 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 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.

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 cuanto al 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). La Figura 6 ilustra 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. Finalmente, en las Figuras 7, 8 y 9 se dibujan las funciones de densidad de la renta familiar observada y de la renta contrafactual sin discriminación para diversos colectivos de hogares.²²

El primer resultado destacable es que el porcentaje de individuos pobres cae del 20 al 19 por ciento al pasar de la distribución de la renta observada a la estimada sin discriminación. Esto supondría el abandono de la pobreza de, aproximadamente, un 4 por ciento de los individuos que actualmente residen en hogares pobres.²³ Como se observa en la Tabla A3 esta reducción es significativamente distinta de cero, aunque de cuantía modesta ya que, 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, tal y como se ilustra en la Figura 7.²⁴ Probablemente las causas nuevamente haya que buscarlas en las bajas tasas de empleo femenino existente en los hogares con menos recursos.

Tabla 4
INDICADORES DE POBREZA POR GRUPOS DE INDIVIDUOS
Y TIPOS DE HOGARES

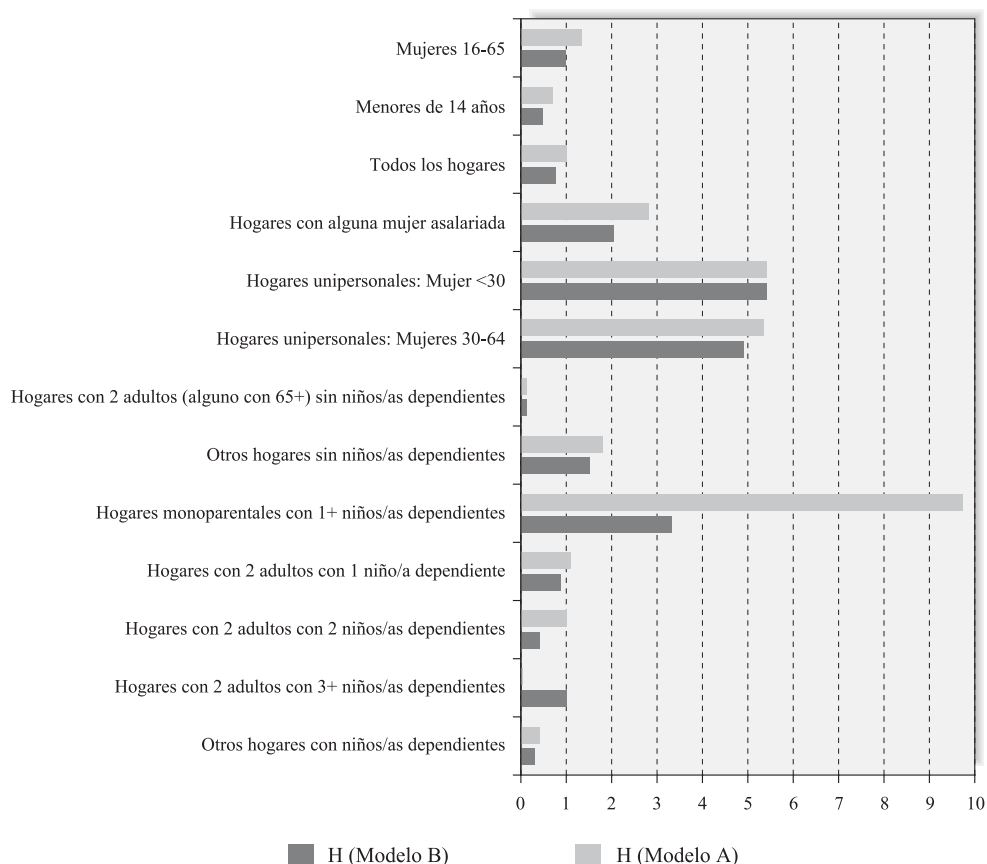
	% Pob.	Con discriminación			Sin discrim. (B)			Sin discrim. (A)		
		H	HI	FGT2	H	HI	FGT2	H	HI	FGT2
Mujeres 16-65 años	32,7	20,8	5,2	2,0	19,8	5,0	1,9	19,4	4,9	1,9
Niños/as < 14 años	14,1	27,0	6,8	2,8	26,5	6,6	2,7	26,3	6,5	2,7
Todos los hogares	100	19,9	5,0	1,9	19,1	4,8	1,9	18,8	4,7	1,8
Hogares con alguna mujer asalariada	34,0	4,5	1,0	0,3	2,5	0,5	0,1	1,7	0,3	0,1
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/as 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/as 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/as 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/a 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/as 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/as 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/as 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.

* Se han eliminado aquellos tipos de hogares que por construcción no pueden verse afectados por la discriminación salarial femenina. Valores multiplicados por 100.

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 compensásemos el efecto de la discriminación salarial, tal y como se ilustra en la Figura 8.

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

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

Nota: El efecto de la discriminación sobre la incidencia se calcula como la diferencia, en términos absolutos, entre el porcentaje de pobres en la distribución de rentas observada y el existente en cada una de las distribuciones estimadas sin discriminación, según los modelos A y B.

ciría entre un 10 y un 38 por ciento si descontásemos la discriminación salarial.²⁵ 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, sus individuos poseen unas características en el mercado laboral que los hacen especialmente vulnerables en el estudio de los efectos de la discriminación salarial.

Otro colectivo igualmente afectado por la discriminación salarial es el de los hogares constituidos por mujeres solas entre 30 y 64 años, que representan el 1,5 por ciento de la población. En este caso, la reducción que se produciría en su porcentaje de pobres superaría el 20 por ciento, siendo en ambos modelos significativa. En el extremo opuesto se encuentran

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

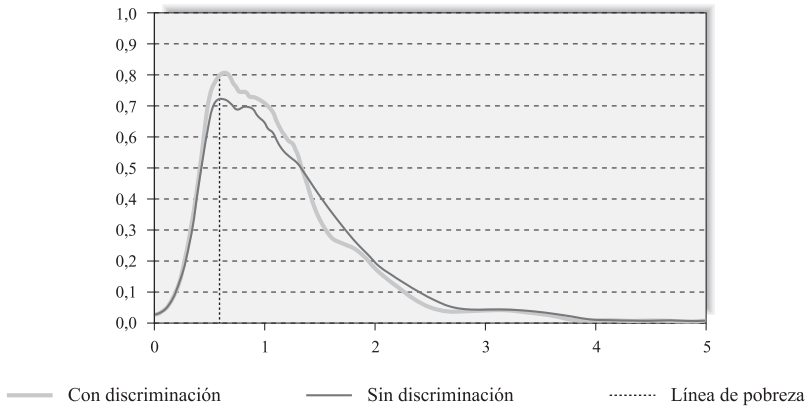


Figura 8. Densidad de ingresos del hogar: Hogares con mujeres trabajando (Modelo A)

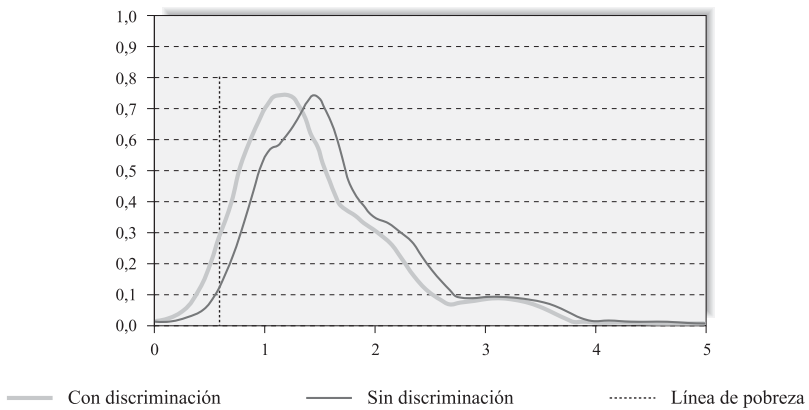
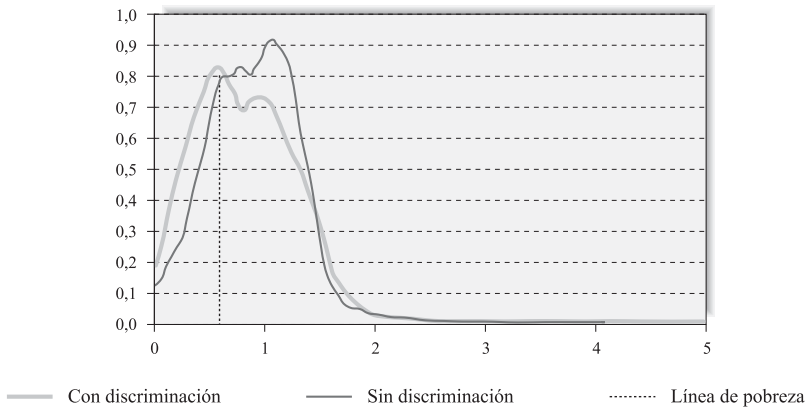


Figura 9. Densidad de ingresos del hogar: Hogares monoparentales (Modelo A)



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.* (2006) 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.

La principal limitación de este procedimiento empírico reside en su naturaleza estática, al no tomar en consideración los posibles efectos provocados por la desaparición de la discriminación en las decisiones adoptadas por hombres y mujeres. Así, no podemos valorar las consecuencias que sobre la pobreza y la desigualdad tendrían cambios en el número de horas trabajadas o en los niveles de incorporación al mercado laboral inducidos por la reducción en los niveles de discriminación salarial existentes. Se trata, por tanto, de un ejercicio parcial debido a la ausencia de comportamiento, pero que consideramos interesante al poner de manifiesto la importancia de las brechas salariales no explicadas entre hombres y mujeres en términos de los niveles de pobreza y desigualdad existentes en la actualidad. Dichas brechas no explicadas por el modelo econométrico son denominadas discriminación salarial a lo largo del trabajo, aunque somos conscientes de las dificultades inherentes a su medición, lo que puede provocar que nuestras estimaciones también acaben incorporando aspectos retributivos relacionados con la discriminación laboral o social (previa al mercado laboral) y no estrictamente salarial.

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. 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 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, o por las mayores dificultades para encontrar un empleo). Así, todo parece indicar que una mayor presencia de estas mujeres en el mercado de trabajo remunerado 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 en los mismos términos que los varones. Por tanto, aun no siendo éste un grupo cuantitativamente importante en la población española, 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.

Notas

1. En nuestro país podemos mencionar el estudio de Gradín y Del Río (2001) sobre la distribución de la renta en Galicia entre 1973 y 1999. Estos autores constatan cómo la pobreza, tradicionalmente asentada en colectivos situados al margen del mercado laboral (fundamentalmente pertenecientes a la tercera edad), se ha ido transformando en otra cada vez más ligada a las nuevas condiciones del mercado de trabajo y a la presencia de un único *perceptor* regular de rentas dentro del hogar. En el contexto internacional, trabajos muy recientes como Berthoud (2007) obtienen resultados similares para el Reino Unido.
2. Algunos ejemplos recientes son: Antecol (2000) sobre tasas de participación, Petrongolo (2004) sobre segregación en los contratos de empleo, Azmat *et al.* (2006) sobre diferencias en las tasas de desempleo, y Blau y Khan (2003), entre otros muchos, sobre niveles salariales alcanzados por hombres y mujeres. Véase también Altonji y Blank (1999) para una revisión de la literatura.
3. Véase Jarrell y Stanley (2004), y Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) donde se realizan sendos meta-análisis de la literatura existente.
4. Propiedad que garantiza que el salario estimado por MCO evaluado en las características medias coincide con el salario medio observado.
5. En este estudio sólo estamos interesados en analizar los efectos distributivos de las brechas salariales femeninas, por lo que suponemos que $f_{hi} = 0$ para cualquier trabajador varón. Aunque somos conscientes de que podría existir discriminación salarial contra los hombres en algún tipo de ocupación o sector, consideramos poco clarificador mezclar ambos fenómenos. 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.
6. 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).

7. 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 Zárata (2003).
8. Véase Hernández (1996) y, más recientemente, Palacio y Simón (2006), Amuedo-Dorantes y de la Rica (2006), y Simón (2006).
9. 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.* (2008) y Del Río *et al.* (2006).
10. El método de Máxima Verosimilitud no estima directamente ρ y σ , sino las transformaciones de los mismos, $\frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \rho}{1 - \rho} \right)$ y $\ln(\sigma)$, respectivamente.
11. 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 una versión más restringida.
12. 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. 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 De la Rica *et al.* (2008) y Del Río *et al.* (2006).
13. La discriminación se expresa en términos relativos, y se calcula como el porcentaje que representa respecto del salario observado de cada trabajadora.
14. En el modelo B estos porcentajes son el 46 y el 4 por ciento, respectivamente.
15. En nuestro caso estos hogares representan al 34 por ciento de la población total.
16. Según esta hipótesis los salarios de las mujeres sólo representarían una pequeña proporción de las rentas totales de los hogares. Harkness *et al.* (1997) muestran que esta hipótesis tampoco parece verificarse en el caso del Reino Unido.
17. 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.
18. Con este segundo grupo de edad, más compacto, se pretende eliminar el efecto de cohortes de edad con bajos niveles de participación femenina.
19. 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.
20. Porcentajes calculados respecto del total de mujeres situadas en ese tramo de edad.
21. En una sociedad perfectamente igualitaria cada decila poseería exactamente el 10 por ciento de la renta total. Para una descripción detallada de los índices de desigualdad y pobreza más utilizados en la literatura véase, por ejemplo, Ruiz-Castillo (1987) o Gradín y Del Río (2001). Una breve descripción de las medidas empleadas en este epígrafe se encuentra en el Apéndice, al final del trabajo.
22. Además, la Tabla A2 del Apéndice refleja el cambio porcentual producido en cada uno de los índices de pobreza, y la Tabla A3 muestra los intervalos de confianza *bootstrap* asociados a sus diferencias en términos absolutos.
23. En ambos casos consideramos pobres a los hogares que no alcanzan el 60 por ciento de la mediana de la distribución de las rentas observadas, ajustadas por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar. Se ha elegi-

do el 60 por ciento de la mediana como umbral de pobreza por ser el habitualmente utilizado por Eurostat en sus estudios.

24. 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.
25. 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 (siendo esta reducción 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).

Referencias

- Altonji, J.G. y R.M. Blank (1999), "Race and Gender in the Labor Market", en O.C. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3c, Amsterdam: North-Holland, 3143-3259.
- Amuedo-Dorantes, C. y S. de la Rica (2006), "The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain", *Contributions to Economic Analysis and Policy*, 5 (1), article 10.
- Antecol, H. (2000), "An Examination of Cross-Country Differences in the Gender Gap in Labor Force Participation Rates", *Labour Economics*, 7, 409-426.
- Azmat, G., M. Güell y A. Manning (2006): "Gender Gaps in Unemployment Rates in OCDE Countries", *Journal of Labor Economics*, 24(1), 1-37.
- Berthoud, R. (2007): *Work rich, work poor: three decades of change*, Joseph Rowntree Foundation, Bristol: The Policy Press.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (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.
- Carrasco, C. y M. Mayordomo (1997), "La doble segmentación de las mujeres en el mercado laboral español", *Información Comercial Española*, 760, 43-59.
- Cattan, P. (1998), "The effect of working wives on the incidence of poverty", *Monthly Labor Review*, March, 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), 395-414.
- De la Rica, S., J.J. Dolado y V. Llorens (2008), "Ceiling or Floors?: Gender Wage Gaps by Education in Spain". Próximo a aparecer en *Journal of Population Economics*.

- Del Río, C., C. Gradín, y O. Cantó (2006), "The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited", ECINEQ WP 2006-25.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, 52 (3), 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, 149-167.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2005), "Gender wage discrimination at quantiles", *Journal of Population Economics*, 18(1), 165-179.
- Gradín, C. y C. del Río (2001), *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*, A Coruña: Instituto de Estudios Económicos de Galicia - Fundación Pedro Barrié de la Maza.
- 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 2006-40.
- 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, 137-158.
- 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.
- INE (2004a), *Encuesta de Empleo del Tiempo 2002-2003. Resultados definitivos*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística (INE).
- INE (2004b), *Encuesta de Estructura Salarial 2002. Resultados definitivos*, Madrid: Instituto Nacional de Estadística (INE).
- Jarrell, S.B. y T.D. Stanley (2004), "Declining Bias and Gender Wage Discrimination? A Meta-Regression Analysis", *Journal of Human Resources*, XXXIX (3), 828-838.
- Jenkins, S.P. (1994), "Earnings discrimination measurement: a distributional approach." *Journal of Econometrics*, 61, 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, Colchester: University of Essex.
- 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), 399-428.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, 14, 693-709.
- OCDE (2004): *Employment Outlook*. Statistical Annex.
- Palacio, J.I. y H.J. Simón (2006), "Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España", *Estadística Española*, 48 (163), 493-524.

- Pazos, M. (2005), “Género e Impuesto sobre la Renta (IRPF) en España. Propuestas de reforma”, en M. Pazos (ed.), *Política fiscal y género*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales (IEF), 97-126.
- 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”, *Journal of the European Economic Association*, 2, 331-345.
- 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, Madrid: 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), 55-87.
- 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.
- Villota, P. y I. Ferrari (2004), “Reflexiones sobre el IRPF desde la perspectiva de género: la discriminación fiscal del/de la segundo/a receptor/a”, Inv. N° 9/04, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales (IEF).
- Weichselbaumer, D. y R. WinterEbmer (2005), “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap”, *Journal of Economic Surveys*, 19 (3), 479-511.
- Zárate, A. (2003), “Incentivos fiscales y sociales a la incorporación de la mujer al mercado de trabajo”, Documento de Trabajo 1/03, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales (IEF).

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.

APÉNDICE

Medidas de desigualdad y pobreza

Consideremos una distribución de ingresos representada por el vector $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, donde n es el tamaño de la población, y denotemos por z al umbral de ingresos por debajo del cual consideramos a un individuo pobre. Los siguientes índices son algunos de los habitualmente utilizados en los análisis de la desigualdad y la pobreza económica.

Índice de Gini

Esta medida se construye como el cociente entre la media aritmética de las diferencias absolutas entre los n^2 pares de rentas individuales, y el doble de la renta media de la distribución \mathbf{x} , μ . Es decir:

$$G = \frac{\left(\frac{1}{n^2}\right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{2\mu}$$

Este índice permite cuantificar “lo alejada” que una distribución se encuentra de la distribución perfectamente igualitaria. En este sentido, es ampliamente conocida su interpretación en términos de la curva de Lorenz, según la cual su valor coincide con el doble del área existente entre la curva de Lorenz y la línea de 45 grados, esto es, proporciona el ratio entre el valor que toma dicha área y el máximo posible cuando asumimos que las rentas no son negativas (1/2).

Familia de Índices Generalizados de Entropía

Se trata de una familia de índices basados en las medidas de entropía, que a pesar de no poseer una interpretación económica tan atractiva como la del índice de Gini, satisfacen una serie de propiedades normativas que los convierten en los más aceptados en el ámbito académico:

$$GE(c) = \left(\frac{1}{n}\right) \left[\frac{1}{c(c-1)} \right] \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{\mu}\right)^c - 1 \right], c \neq 0, 1$$

$$GE(1) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{\mu}\right) \ln \left(\frac{x_i}{\mu}\right) \right], \text{ [Índice de Theil]}$$

$$GE(0) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\frac{\mu}{x_i}\right) \right], \text{ [Desviación logarítmica media]}$$

El parámetro c está relacionado con la sensibilidad del índice a las transferencias que se produzcan en distintos puntos de la distribución. A mayor valor de c mayor sensibilidad presentará el índice a las diferencias de renta existentes entre las rentas altas. Para $c = 2$, el índice coincide con la mitad del coeficiente de variación al cuadrado.

Incidencia de la pobreza (H o headcount ratio)

Permite cuantificar la proporción de la población que se sitúa por debajo del umbral de pobreza. Así, si q es el número total de pobres y n el tamaño de la población, el índice H se define como:

$$H = \left(\frac{q}{n} \right) \cdot 100$$

Es el índice de pobreza más sencillo y conocido, aunque su mayor limitación es su insensibilidad a cambios en la intensidad de la pobreza, esto es, a aumentos o disminuciones de la distancia entre la renta de los pobres y el umbral de pobreza.

Índice HI o brecha relativa de pobreza

Este índice se construye como la suma de las distancias que separan a los individuos pobres de la línea de pobreza, medida en términos relativos. Así:

$$HI = \left(\frac{\sum_{i=1}^q (z - x_i)}{nz} \right) \cdot 100$$

Indica, por tanto, el porcentaje de renta que sería necesario transferir a la población pobre para que deje de serlo, expresado como porcentaje de la renta que sería necesaria transferir en el peor de los casos (cuando toda la población fuese pobre y con renta igual a cero).

Familia de índices de Foster, Greer y Thorbecke (FGT)

Familia de medidas de pobreza en la que cada uno de sus componentes se caracteriza por poseer una sensibilidad distinta a los déficits de renta de los individuos, en función de cuán lejos se encuentren estos de la línea de pobreza. Esto lo logra a través del parámetro α en la expresión:

$$FGT(\alpha) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^q \left[\frac{(z - x_i)}{z} \right]^\alpha, \quad \alpha \geq 0$$

donde α puede interpretarse como un parámetro de aversión a la pobreza. Cuanto mayor es α mayor será el peso que el índice otorga a los déficit de renta más elevados (asociados a la situación de los individuos con menos recursos).

Tablas y Figuras

Tabla A0
ECUACIONES DE PARTICIPACIÓN Y TESTS DE INDEPENDENCIA
ENTRE ECUACIONES

	Mujeres				Hombres			
	S. Privado		S. Público		S. Privado		S. Público	
	A	B	A	B	A	B	A	B
Estudios Universitarios	0,620	0,577	1,874	1,866	0,271	0,313	0,979	0,988
Estudios Secundarios	0,226	0,211	0,943	0,950	-0,095	-0,077	0,653	0,662
Niños/as < 3 años	-0,125	-0,135	-0,408	-0,415	0,009	0,042	-0,149	-0,121
Niños/as < 6 años	-0,345	-0,310	-0,251	-0,251	-0,393	-0,427	-0,208	-0,206
Monoparental	0,420	0,434	0,396	0,309	4,863	4,877	-	-
Dependientes	-0,703	-0,688	-0,608	-0,638	-0,532	-0,550	-0,459	-0,503
Menores	-0,009	-0,006	-0,011	-0,012	-0,025	-0,027	-0,020	-0,021
Sin cónyuge	0,389	0,437	0,317	0,312	-0,345	-0,316	-0,600	-0,642
Estudios Universitarios - cónyuge	0,033	0,135	0,424	0,412	0,352	0,246	0,566	0,484
Estudios Secundarios - cónyuge	0,022	0,040	0,173	0,174	0,462	0,365	0,367	0,340
Horas de trabajo cónyuge	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001	-0,001	0,003	0,002
Cuidados	0,971	1,014	1,391	1,368	0,753	0,636	0,391	0,406
Cuidados gratuitos	-0,048	-0,064	-0,371	-0,348	-0,362	-0,260	-0,473	-0,453
Otras rentas familiares (x10.000)	-0,005	-0,004	-0,013	-0,013	-0,012	-0,013	-0,018	-0,017
Edad	0,229	0,232	0,281	0,284	0,273	0,274	0,248	0,251
Edad ²	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,004	-0,004	-0,003	-0,003
Experiencia previa	0,313	0,309	-0,253	-0,255	-0,117	-0,114	-0,677	-0,690
Desempleo últimos 5 años	0,156	0,146	0,248	0,292	0,147	0,145	0,090	0,105
Desempleo larga duración últimos 5 años	0,146	0,143	0,083	0,113	0,220	0,220	0,108	0,118
Constante	-4,668	-4,796	-7,129	-7,225	-3,488	-3,480	-3,720	-3,724
Parámetros de sesgo de selección								
ρ	0,372	0,064	-0,310	-0,428	-0,593	-0,578	-0,507	-0,450
$\lambda = \rho\sigma$	0,131	0,018	-0,098	-0,100	-0,223	-0,185	-0,160	-0,112
Test de Wald de independencia de ecuaciones ($\rho = 0$)								
χ^2	5,17	0,21	1,81	2,72	11,19	13,77	12,20	1,71
p	0,023	0,66	0,178	0,10	0,00	0,00	0,00	0,19

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

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

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 -15 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 larga duración 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
Nº de Observaciones	3.687	3.685	2.962	2.961	3.246	3.237	1.640	1.640
log MV	-2.137	-1.915	-788	-653	-2.328	-1.994	-637	-546

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

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

Tabla A2
EFFECTOS DE LA DISCRIMINACIÓN EN LOS ÍNDICES DE POBREZA
POR GRUPOS DE INDIVIDUOS Y TIPOS DE HOGARES*

	Variación (Modelo B)				Variación (Modelo A)			
	H	H (%)	HI (%)	FGT2 (%)	H	H (%)	HI (%)	FGT2 (%)
Mujeres 16-65 años	1,0	5,0	4,3	4,4	1,3	6,9	5,6	4,8
Niños/as < 14 años	0,5	1,9	3,5	4,1	0,7	2,7	5,5	5,3
Todos los hogares	0,8	3,9	3,6	3,7	1,0	5,5	5,0	4,4
Hogares con alguna mujer asalariada	2,1	83,4	96,6	128,6	2,8	163,6	196,9	189,7
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/as dependientes – con alguno con 65+ años	0,1	0,4	0,1	0,0	0,1	0,4	0,1	0,0
Otros hogares sin niños/as dependientes	1,5	24,3	15,8	9,1	1,8	30,2	16,8	9,3
Hogar monoparental con 1+ niños/as dependientes	3,4	10,5	27,0	27,0	9,8	38,5	56,2	40,4
Hogar con 2 adultos con 1 niño/a dependiente	0,9	4,1	2,1	1,7	1,1	5,4	4,3	2,9
Hogar con 2 adultos con 2 niños/as dependientes	0,4	1,7	2,7	3,2	1,0	4,5	6,0	5,4
Hogar con 2 adultos con 3+ niños/as dependientes	1,0	2,7	3,0	6,1	0,0	0,0	0,9	3,2
Otros hogares con niños/as 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)			
	Diferencia	Error estándar	Intervalo (95%)	Observado	Error estándar	Intervalo (95%)	Observado	
Población total de hogares:								
<i>Gini</i>	-0,004	0,001	-0,006 -0,001	-0,005	0,002	-0,008 -0,003	-0,003	
<i>GE (-1)</i>	-0,009	0,002	-0,012 -0,007	-0,015	0,002	-0,019 -0,012	-0,012	
<i>GE (0)</i>	-0,005	0,001	-0,007 -0,003	-0,007	0,001	-0,010 -0,005	-0,005	
<i>GE (1)</i>	-0,003	0,001	-0,005 0,000	-0,004	0,002	-0,007 -0,001	-0,001	
<i>GE (2)</i>	0,000	0,002	-0,005 0,003	0,000	0,002	-0,005 0,004	0,004	
Hogares con alguna mujer asalariada:								
<i>Gini</i>	0,015	0,003	0,010 0,020	0,025	0,003	0,020 0,030	0,030	
<i>GE (-1)</i>	0,018	0,004	0,011 0,026	0,028	0,004	0,020 0,037	0,037	
<i>GE (0)</i>	0,013	0,003	0,009 0,019	0,022	0,003	0,016 0,028	0,028	
<i>GE (1)</i>	0,013	0,003	0,008 0,017	0,021	0,003	0,015 0,026	0,026	
<i>GE (2)</i>	0,015	0,003	0,009 0,020	0,024	0,003	0,017 0,030	0,030	

Pobreza*	Efecto Discriminación (modelo B)				Efecto Discriminación (modelo A)			
	Dife-rencia	Error estándar	Intervalo (95%)		Obser-vado	Error estándar	Intervalo (95%)	
H								
Mujeres 16-65 años	0,99	0,246	0,59	1,58	1,35	0,263	0,88	1,90
Niños/as < 14 años	0,49	0,359	-0,04	1,42	0,72	0,230	0,35	1,27
Todos los hogares	0,75	0,203	0,42	1,24	1,03	0,207	0,68	1,50
Hogares con alguna mujer asalariada	2,06	0,562	1,17	3,46	2,80	0,580	1,84	4,11
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/as dependientes – alguno con 65+ años	0,11	0,104	0,00	0,35	0,11	0,104	0,00	0,35
Otros hogares sin niños/as dependientes	1,53	0,778	0,44	3,55	1,81	0,793	0,61	3,79
Hogar monoparental con 1+ niños/as dependientes	3,35	2,571	-1,00	9,20	9,83	3,917	3,60	19,32
Hogar con 2 adultos con 1 niño/a dependiente	0,87	0,391	0,25	1,80	1,14	0,447	0,41	2,19
Hogar con 2 adultos con 2 niños/as dependientes	0,39	0,466	-0,40	1,38	1,01	0,455	0,28	2,04
Hogar con 2 adultos con 3+ niños/as dependientes	0,99	0,979	0,00	3,65	0,00	0,000		
Otros hogares con niños/as 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.

Figura A1. Porcentaje de hogares con mujeres trabajando por decilas de ingreso en la población total de hogares

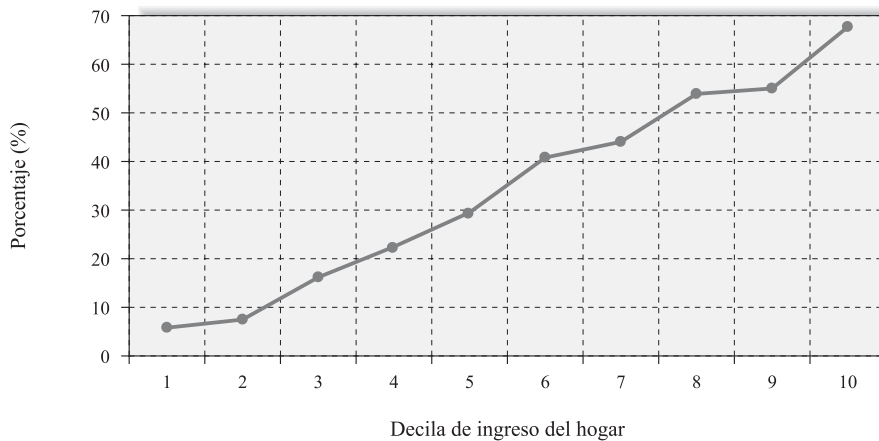


Figura A2. Discriminación salarial absoluta (Modelo B) por decilas de ingreso del hogar

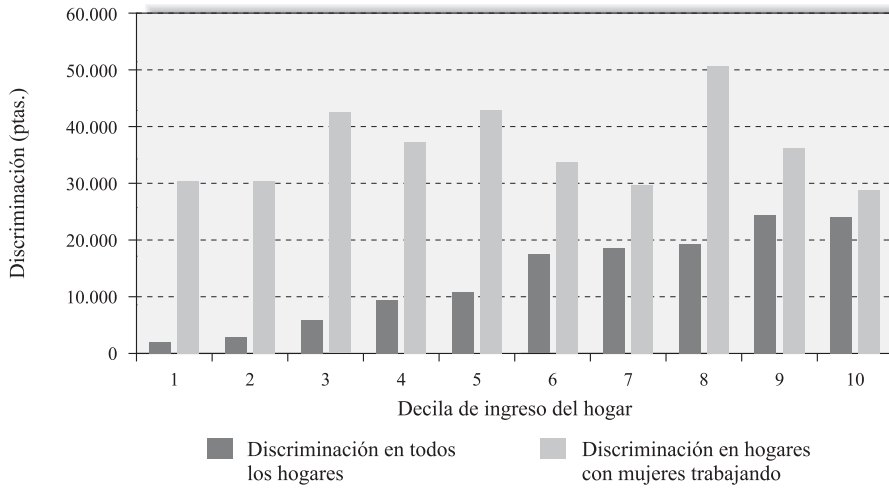


Figura A3. Discriminación salarial relativa (Modelo B) por decilas de ingreso del hogar

