

**POBREZA Y MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA:
EL PAPEL DE LA DISCRIMINACIÓN POR RAZÓN DE
GÉNERO ¹**

CARLOS GRADÍN, CORAL DEL RÍO y OLGA CANTÓ

Dpto. Economía Aplicada - Universidade de Vigo

Mayo, 2005

(Versión preliminar)

¹ Esta investigación has sido financiada por el *Ministerio de Educación y Ciencia* (ref. SEJ2004-07373-C03-02/ECON) y por el *Instituto de la Mujer* (ref.35/02). Dirección de correspondencia: Carlos Gradín Lago, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Universidade de Vigo, campus Lagoas-Marcosende s/n, 36310-Vigo, España. E-mail: cgradin@uvigo.es.

RESUMEN

Usando datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP), 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 tiene tres fases. En primer lugar, se estima la brecha salarial individual para cada mujer trabajadora. En segundo lugar, se genera una distribución contrafactual de la renta de los hogares añadiendo el hipotético salario sin discriminación de las mujeres trabajadoras a la renta del hogar al que pertenece. Finalmente, se comparan los niveles de pobreza y desigualdad de la distribución de la renta observada y de la contrafactual. Los resultados sugieren que las diferencias entre ambos escenarios en tasas de pobreza no son muy importantes, dado que las mayores brechas salariales por razón de género no se encuentran en las decilas de renta más bajas. Sin embargo, en algunos grupos poblacionales, tales como los hogares monoparentales con menores, la existencia de salarios no discriminatorios contra las mujeres reduciría fuertemente los niveles de pobreza existentes. Además, parece que en España las bajas tasas de participación y las elevadas tasas de desempleo femenino existentes están provocando incrementos en las tasas de pobreza observadas.

Keywords: pobreza, análisis distributivo, economía de género, discriminación salarial, desempleo, tasas de participación.

JEL Classification: J16, J31, J71.

El fuerte incremento de la participación laboral femenina durante el siglo pasado ha provocado profundos cambios en los mercados de trabajo de los países industrializados. Como informa la OCDE (2004), sólo en los últimos años la tasa de participación laboral femenina en la Unión Europea ha pasado del 54,5 por ciento en 1990 al 61,3 por ciento en 2003. Tendencias similares también se han detectado en Estados Unidos, Canadá, Australia o Japón. Sin embargo, esta tendencia creciente en la participación femenina a nivel internacional oculta diferencias notables en los niveles observados por países. Así, aunque Suecia, Noruega, Finlandia y Dinamarca superan en la actualidad el 70 por ciento, en otros países europeos como España, Italia o Grecia, la tasa de participación femenina no alcanza el 55 por ciento, siendo además significativamente inferior a la de sus compañeros varones. Por otro lado, las mujeres siguen encontrándose con notables dificultades a la hora de incorporarse al mercado laboral, promocionar en su carrera profesional, o alcanzar las mismas condiciones de trabajo y retribución salarial disfrutadas por los varones. Es por ello que la discriminación salarial y la segregación ocupacional por razón de género siguen siendo, hoy en día, fenómenos todavía presentes en la mayoría de los mercados laborales.

La literatura económica no ha sido ajena a todas estas transformaciones, y sus efectos han sido analizados en trabajos recientes, tanto desde el campo de la economía laboral como de la distribución de la renta. Por un lado, algunos estudios han empezado a cuantificar la relevancia de los ingresos femeninos en la renta de los hogares, y cada vez es mayor el número de trabajos preocupados por el fenómeno de la “feminización de la pobreza”. Por otro lado, la discriminación salarial por razón de género y la segregación laboral femenina han sido cuantificadas en muchos trabajos a nivel internacional. Sin embargo, no es tan usual que ambas líneas de investigación, la

preocupada por el funcionamiento de los mercados laborales y la centrada en los aspectos asociados a la distribución de la renta, sean utilizadas simultáneamente para analizar estas cuestiones.

El objetivo de este trabajo es proponer procedimientos empíricos para el estudio de las consecuencias de la discriminación laboral desde un enfoque distributivo, basado en la literatura de mercado laboral y de distribución de la renta. Usando datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP), los autores analizan los efectos de la brecha salarial por razón de género en la distribución de la renta de los hogares en España. Nuestra propuesta es estimar la distribución contrafactual del ingreso, reemplazando los salarios femeninos reales por salarios potenciales sin discriminación para, a continuación, cuantificar los cambios producidos en los niveles de pobreza y desigualdad de la distribución de renta de los hogares. De esta forma, podremos evaluar la relevancia del fenómeno de la discriminación en términos distributivos. Nuestro enfoque empírico nos permitirá, además, diferenciar los efectos distributivos producidos por las múltiples brechas existentes entre hombres y mujeres en el mercado laboral: brechas salariales, brechas en las tasas de participación, y brechas en las tasas de desempleo, fundamentalmente. Además, identificaremos aquellos subgrupos de trabajadoras que, en el mercado laboral español, sufren los mayores efectos discriminatorios en términos de pobreza.

Antecedentes de la Literatura

Los efectos de los crecientes ingresos femeninos en la distribución de la renta de los hogares han sido analizados desde diferentes puntos de vista en la literatura económica.

Por un lado, varios trabajos han estudiado el efecto de los ingresos de las mujeres en la desigualdad de la renta de los hogares. Desde los trabajos seminales de Pyatt *et al.* (1980), Lerman y Yitzhaki (1985) y Shorrocks (1982), centrados en la descomposición de la desigualdad por fuentes de renta, hasta trabajos más recientes como los de Cancian y Reed (1998), Ruiz-Castillo y Sastre (2001) y Paul (2004), se han propuesto diferentes enfoques para medir la contribución de las rentas femeninas en la desigualdad de la renta familiar. Los resultados empíricos, sin embargo, proporcionan evidencia contradictoria. Shorrocks (1983) y Karoly y Burtless (1995), por ejemplo, concluyen que los ingresos de las mujeres casadas han contribuido a incrementar la desigualdad en EEUU. Sin embargo, Cancian y Reed (2001) para EEUU y Albaráñez y Collado (1999) para España, encuentran un efecto igualador.² Parece claro, en cualquier caso, que esta literatura ha permitido poner de manifiesto que la contribución de una fuente de renta a la desigualdad total no sólo depende de su propia distribución, sino también de la forma en que ésta interactúa con el resto de fuentes que conforman el total, lo que provoca que su medición sea necesariamente ambigua.

Por otro lado, la relevancia de los ingresos de las mujeres también ha sido enfatizada, aunque en escasos trabajos. En uno de ellos, Harkness *et al.* (1997) rechazan la hipótesis del *pin money*, según la cual los ingresos de las mujeres suponen sólo una pequeña parte de la renta total de las familias en el Reino Unido. Los autores muestran que estos ingresos representan una proporción creciente de la renta familiar por

² También para el caso español, Gradín y Otero (2001) detectan dos efectos opuestos de las contribuciones de los ingresos de la esposa en la desigualdad de la renta de la familia, dependiendo de si provienen de una creciente participación femenina en el mercado de trabajo o de unos mayores salarios femeninos.

diversas razones: el crecimiento experimentados por la participación femenina en el mercado laboral, la caída de los salarios en trabajos de baja cualificación, y las reducciones experimentadas por la brecha salarial entre hombres y mujeres, entre otras. Asimismo, concluyen que los ingresos femeninos juegan un papel crucial en la prevención de la pobreza. Sorprendentemente, y a pesar de su interés, poco se ha escrito sobre esta cuestión. Quizás la literatura sobre pobreza ha prestado más atención a los colectivos de mujeres pobres que a los efectos de los ingresos femeninos a la hora de evitar que las familias caigan en la pobreza.³

Por otro lado, una extensa literatura se ha ocupado de analizar si las mujeres tienen las mismas oportunidades que los hombres en el mercado de trabajo. De hecho, una de las áreas de investigación más importantes en economía laboral es el análisis de las brechas por razón de género.⁴ Algunos ejemplos de estas brechas son las existentes en las tasas de participación entre varones y mujeres (Antecol 2000), en la segregación por género en los contratos de empleo (Petrongolo 2004), en las diferencias existentes en las tasas de desempleo (Azmat *et al.* 2004) y, fundamentalmente, en los niveles salariales alcanzados por mujeres y varones (Blau y Khan 2003, entre otros muchos). 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 las variables al uso.⁵

En estos estudios, el análisis de las brechas salariales por razón de género se realiza de manera *aislada*, esto es, sin tener en cuenta sus efectos sobre la renta del hogar al que

³ Véase Albelda (1999) para aspectos relacionados.

⁴ Véase Altonji y Blank (1999) para una revisión de la literatura.

⁵ Véase Jarrell y Stanley (2004).

pertenecen los individuos que las padecen. Sin embargo, parece relevante analizar las consecuencias de la brecha salarial no-explicada sobre la distribución de la renta de los hogares. Sería interesante, por ejemplo, poder cuantificar la discriminación salarial existente en términos del porcentaje de hogares pobres que podrían dejar de serlo si ésta no existiese; o conocer cómo decrecerían las tasas de pobreza si las tasas de participación o desempleo femenino fueran similares a las masculinas. En estos casos, los resultados habría que analizarlos con cautela. Dado que no estamos incluyendo variables de comportamiento, no podemos cuantificar las reacciones de hombres y mujeres ante la inexistencia de discriminación (por ejemplo, en sus decisiones sobre horas trabajadas, tasas de participación o niveles de inversión en capital humano, etc.). No podemos hacer predicciones de su comportamiento, ni ofrecer recomendaciones cerradas de política económica. Pero sí podemos cuantificar la discriminación salarial por razón de género en términos de la pobreza y la desigualdad que genera.

Esta relevante cuestión no ha sido analizada en la literatura, a pesar de que los salarios son la fuente de ingresos más importante de muchas mujeres, y de que la brecha salarial por razón de género es significativa en la mayoría de los países. Para llevar a cabo este estudio, en primer lugar, necesitamos una encuesta con abundante información estadística que nos permita estimar las ecuaciones salariales de mujeres y hombres, identificar el hogar al cual pertenece cada mujer, y conocer la contribución de cada miembro del hogar a su renta total. En este trabajo proponemos utilizar el Panel de Hogares de la Unión Europea (EHP), realizado por EUROSTAT, para analizar la situación en el mercado de trabajo español, ya que permite obtener toda esta información.

Finalmente, también necesitamos técnicas estadísticas que nos permitan estimar, para cada mujer, su brecha salarial no explicada. El enfoque clásico de Oaxaca (1973) - Blinder (1973) sólo permite estimar la brecha salarial para la mujer media, mientras que los enfoques basados en la estimación de regresiones cuantílicas o de distribuciones salariales contrafactuales sólo analizan las brechas salariales en diferentes cuantiles de la distribución salarial de las mujeres.⁶ Jenkins (1994) y Del Río *et al.* (2004), sin embargo, han desarrollado procedimientos para la identificación y estimación de la brecha salarial individual. Ello nos permitirá cuantificar el salario potencial para cada mujer de no existir discriminación.

La Distribución Contrafactual de la Renta de los Hogares

La discriminación salarial por razón de género se define habitualmente como la diferencia en los ingresos de trabajadoras y trabajadores que son idénticos en el resto de características y que, por tanto, se espera que ofrezcan los mismos niveles de productividad. Para poder detectar su presencia y medir su relevancia, los investigadores tradicionalmente han estimado ecuaciones salariales condicionadas a una lista de variables que, *a priori*, se consideran determinantes potenciales del salario individual.

⁶ Véase García *et al.* (2001), Bonjour y Gerfin (2001), Albrecht *et al.* (2003), Dolado y Llorens (2004), y Gardeazábal y Ugidos (2005), entre otros.

Habitualmente se utilizan dos ecuaciones salariales (en logaritmos) *mincerianas*, para hombres y mujeres, estimadas por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO):⁷

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

$$\ln(y_{fi}) = Z'_{fi}\beta_f + u_{fi}$$

donde m representa a los hombres, f 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. Una vez que el modelo ha sido estimado, podremos predecir tanto el salario estimado para cada trabajadora, \hat{y}_{fi} , como su salario potencial si sus características hubieran sido remuneradas como las de un varón, \hat{r}_{fi} :

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

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

donde $\hat{\sigma}_f^2$ es la varianza estimada de u_f .⁸ La brecha salarial individual, $g_{fi} = (\hat{r}_{fi} - \hat{y}_{fi})$, refleja la discriminación salarial estimada que experimenta la trabajadora i , medida en salario por hora, y $g_f = (\hat{r}_f - \hat{y}_f) = (\hat{r}_{f_1} - \hat{y}_{f_1}, \dots, \hat{r}_{f_N} - \hat{y}_{f_N})$ resume la distribución del

⁷ En clásico survey Cain (1986) ofrece una referencia detallada de las teorías más importantes que intentan explicar la discriminación y discute los modelos de Mincer (1974). Recientemente, en Kunze (2000) encontramos una revisión de la literatura empírica más relevante en cuanto a la consistencia en la estimación de los parámetros de las ecuaciones salariales.

⁸ $\exp(Z'_{fi}\hat{\beta}_f + \hat{\sigma}_f^2 / 2)$ es el valor esperado de la variable log-normal, y_f , condicionada a Z_{fi} en la regresión MCO.

vector estimado de brechas salariales en el grupo de trabajadoras, donde N es el número total de mujeres que trabajan.

Denotamos por w_i^h el salario observado del trabajador/a i que pertenece al hogar h , y por \hat{w}_i^h su salario potencial si no existiese discriminación salarial femenina, esto es:

$$\hat{w}_i^h = w_i^h + (g_{f_i}^h * t_i^h), \quad \text{si } i \text{ es una trabajadora} \quad [1]$$

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

siendo t_i^h el número de horas trabajadas por el individuo i .⁹ Definimos el vector de rentas de los hogares, \mathbf{x} , donde $x = (x^1, \dots, x^h, \dots, x^H)$, siendo H el número de hogares en la población. x^h representa la renta total procedente de todas las fuentes, y de todos los individuos, I^h , en el 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.

⁹ En este trabajo sólo estamos interesados en analizar los efectos 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 algunas actividades y contratos. Nótese, asimismo, que tampoco hemos considerado el salario potencial que podrían alcanzar las mujeres desempleadas y las inactivas si igualásemos (artificialmente) las tasas de paro y participación de hombres y mujeres.

A continuación definimos el vector contrafactual de rentas 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*) que asigna a cada trabajadora con brecha salarial no explicada la cantidad de dinero precisa para anular la discriminación salarial, $g_i^h * t_i^h$.

Efectos Distributivos de la Brecha Salarial por Razón de Género

Existen diferentes enfoques para cuantificar el efecto de una fuente de ingresos en la desigualdad de la renta de los hogares. Algunas medidas han sido discutidas por Shorrocks (1982, 1988) y Cancian y Reed (1998). Como estas autoras muestran, toda medida que pretenda cuantificar la contribución de cada fuente a la desigualdad total debería estar basada en una distribución contrafactual de referencia. Así, su impacto debería ser analizado comparando la desigualdad de la distribución de referencia y la observada.

Una primera medida, S_I , podría comparar el nivel de desigualdad observado con el que habría si la fuente de renta analizada, x^f , estuviese equitativamente distribuida:

$$S_1^r(I) = I(x) - I(x - x^r + \mu^r),$$

siendo μ^r el vector de rentas medias de esta fuente r e I cualquier índice de desigualdad. Una segunda medida, S_2 , podría evaluar el impacto de la fuente de renta por medio del nivel de desigualdad hipotético que existiría si los efectos de desigualdad de otras fuentes fuesen eliminados:

$$S_2^r(I) = I(\mu - \mu^r + x^r),$$

siendo μ el vector de rentas medias de la distribución total.

Si la fuente de renta r estuviese distribuida proporcionalmente en relación con el resto de rentas de los hogares ambas medidas, S_1 y S_2 , mostrarían una contribución positiva de esta fuente a la desigualdad total, para cualquier índice relativo de desigualdad escogido I^R . Sin embargo, el nivel de desigualdad relativo sería el mismo con o sin esta fuente de renta: $I^R(x) = I^R(x - x^r)$. Esta inconsistencia se produce porque, aunque estas medidas pueden ser definidas en términos relativos, la distribución de referencia con la que se compara está construida en términos absolutos, lo cual no parece una buena propiedad para este tipo de medidas.

Una tercera medida podría identificar la contribución de una fuente a la desigualdad total a través de su propio nivel de desigualdad:

$$S_3^r(I) = I(x^r).$$

Sin embargo, como Cancian y Reed (1998) apuntaban, si x^r estuviese distribuida de forma igualitaria esta medida tomaría el valor cero. S_3 no mostraría ningún impacto, aunque para cualquier índice relativo escogido esta fuente haría disminuir la desigualdad.

En este trabajo estamos interesados en medir el impacto de la brecha salarial por razón de género en la desigualdad de la renta de los hogares comparando el nivel de desigualdad observado y el que existiría de no haber discriminación salarial. En otras palabras:

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

Esta es la primera medida propuesta por Cancian y Reed (1998).¹⁰ Hay buenas razones para utilizarla. La renta de los hogares sin discriminación es quizás la distribución de referencia más intuitiva y esta medida no tiene los problemas de inconsistencia mostrados anteriormente al usar índices de desigualdad relativos.

Si I es un índice de desigualdad relativo, cuando S_{wg} es cero la discriminación genera los mismos efectos distributivos que un impuesto sobre la renta proporcional sobre la renta potencial del hogar, $I(x) = I(\hat{x})$. Por el contrario, cuando S_{wg} toma un valor negativo (positivo), la discriminación funciona como un impuesto progresivo (regresivo), lo que significa que cuanto mayor sea la renta del hogar, mayor (menor) será la proporción de discriminación que experimenta.

¹⁰ Note que con este índice, la *fente de renta de no discriminación* puede reducir la desigualdad de la renta aún cuando esté positivamente correlacionada con otras fuentes, si su desigualdad es menor que la de otras fuentes o si su correlación no es perfecta.

La precisión de esta interpretación depende de la existencia de movilidad en la distribución de renta de los hogares cuando pasamos de \hat{x} a x . La discriminación salarial puede provocar cambios en la ordenación de los hogares de la misma forma que las desgravaciones fiscales pueden producir reordenaciones entre los hogares cuando se comparan las distribuciones de renta antes y después de impuestos (efectos que no pueden ser recogidos por los índices de desigualdad ordinarios, al verificar el principio de simetría o anonimidad). La relevancia empírica de este fenómeno, sin embargo, podría ser analizado comparando las curvas de Lorenz de \hat{x} y de x , y la curva de Concentración de x , o bien estimando matrices de transición, o alguno de los índices de movilidad de renta existentes en la literatura.

Finalmente, una vez que los efectos de desigualdad y movilidad han sido analizados, estamos interesados en estimar el impacto de la brecha salarial por razón de género en las tasas de pobreza. Siguiendo el enfoque empírico anterior proponemos comparar el nivel de pobreza observado con el nivel que habría si no existiese discriminación salarial. Esto es:

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

siendo P cualquier índice agregado de pobreza.¹¹

Datos y el Mercado de Trabajo Español

¹¹ Véase el Apéndice para los detalles sobre los índices de pobreza utilizados en la sección empírica.

El Panel de Hogares de la Unión Europea (ECHP) es una encuesta oficial realizada por EUROSTAT, la oficina estadística de la Unión Europea (UE), en el periodo 1994-2001. La ECHP proporciona información detallada de los ingresos y del status laboral a nivel individual para todos los sectores, lo que nos permite examinar la conexión entre ingresos de los individuos, características personales y laborales, y rentas del hogar al que pertenecen. En este trabajo utilizamos los datos transversales de España para el año 2000. En este año, la encuesta detalla la región de residencia de los hogares españoles, lo que nos permitirá controlar, en el análisis de regresión salarial, por las diferencias institucionales y laborales entre comunidades autónomas.

El mercado de trabajo español muestra interesantes características cuando se compara la actividad femenina y masculina. La Tabla 1 muestra las diferencias por género en las tasas de participación y en las de desempleo, para España, Estados Unidos, UE-15 y OCDE. En todos los casos, la tasa de desempleo femenina es mayor que la masculina. En el caso español, la brecha es mucho mayor, dado que la tasa de desempleo femenina incluso duplica a la masculina, superando ligeramente el 20 por ciento. Además, aunque la tasa de participación masculina en España ronda la media europea, sólo una de cada dos mujeres españolas de entre 16 y 64 años está en el mercado de trabajo.¹²

¹² Así, en España la brecha en tasas de empleo entre hombres y mujeres es de más de 30 puntos porcentuales (de un 73 frente a 42 por ciento).

Tabla 1. Tasas de desempleo y participación en 2000.

| <i>Países</i> | <i>tasas de participación de los varones</i> | <i>tasas de participación de las mujeres</i> | <i>tasas de desempleo de los varones</i> | <i>tasas de desempleo de las mujeres</i> |
|---------------|--|--|--|--|
| <i>España</i> | 80.4 | 52.9 | 9.6 | 20.6 |
| <i>EEUU</i> | 83.9 | 70.7 | 3.9 | 4.1 |
| <i>UE-15</i> | 78.6 | 60.1 | 7.2 | 9.8 |
| <i>OCDE</i> | 81.0 | 59.4 | 5.8 | 6.9 |

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

De acuerdo con la última encuesta de estructura salarial, en 2002 el salario medio de las trabajadoras es un 29 por ciento menor que el de los trabajadores varones.¹³ La experiencia laboral de los trabajadores españoles es mayor que la de las trabajadoras, pero sólo un 16 por ciento de ellos tiene un título universitario, mientras que este ratio asciende a un 25 por ciento en el caso de las mujeres. Así, las mujeres muestran niveles educativos superiores al de los hombres, como resultado de los profundos cambios acontecidos en el sistema educativo en los últimos 25 años.¹⁴ Algunos autores sugieren que las elevadas brechas salariales por razón de género y las elevadas tasas de desempleo pueden inducir a las mujeres a adquirir más educación que los hombres. Quizás la tardía y masiva incorporación de la mujer al mercado de trabajo durante este periodo pueda también haber contribuido a explicar estos hechos.

¹³ Fuente INE (2002). Este porcentaje es del 19 por ciento si se usan como referencia los salarios medios por hora de hombres y mujeres.

¹⁴ Para el desarrollo de la economía española en las cuatro últimas décadas, véase Martín (2000), y para tendencias más recientes en segregación ocupacional por género, véase Dolado *et al.* (2002).

Resultados Empíricos

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. Las Tablas A1 y A2 en el Apéndice contienen las estimaciones de las ecuaciones de participación y de salarios para hombres y mujeres, cuyos coeficientes presentan los signos esperados.¹⁵ Con esta información construimos la distribución del salario potencial (sin discriminación) de las mujeres, estimado según la ecuación [1]. La Tabla 2 compara esta distribución con la distribución de los salarios observados de hombres y de mujeres, expresados tanto en salarios hora como en salarios mensuales.¹⁶

¹⁵ Las ecuaciones de participación de hombres y mujeres se han estimado previamente para eliminar el sesgo de selección existente en la muestra de trabajadores al existir todavía un porcentaje importante de mujeres no incorporadas al mercado laboral.

¹⁶ Obsérvese que entre las variables utilizadas en la ecuación de salarios no se incluye la ocupación, el sector, ni el nivel de cualificación requerido para el puesto de trabajo desempeñado. Esto significa incorporar en nuestra medida de discriminación las diferencias salariales entre varones y mujeres que provienen de la segregación ocupacional vertical.

Tabla 2. Salarios

| Mujeres: | | | % Hombre |
|--|---------|--|-----------------|
| Salario mensual neto | | | |
| con discriminación | 149.404 | | 78,9 |
| sin discriminación | 189.768 | | 100,3 |
| Salario hora | | | |
| con discriminación | 922 | | 80,8 |
| sin discriminación | 1.191 | | 104,4 |
| Discriminación | 40.364 | | |
| % salario observado | 33,6 | | |
| % salario estimado sin | 24,1 | | |
| Porcentaje de mujeres discriminadas | 99,7 | | |
| Horas trabajadas | 37,2 | | |
| Hombres: | | | |
| Salario mensual neto | 189.256 | | |
| Salario hora | 1.141 | | |
| Horas trabajadas | 42,0 | | |

Fuente: Elaboración propia a partir del ECHP. Valores monetarios expresados en pesetas de 2000.

Se observa que la discriminación media alcanza un tercio de los salarios observados, y que las mujeres trabajan, en promedio, un menor número de horas que los hombres. Esto explica que, aunque su salario hora promedio sin discriminación sea un 4 por ciento superior al de los varones (al poseer una mayor dotación educativa), ambos prácticamente se igualen en términos del salario mensual. También se comprueba que el porcentaje de mujeres no discriminadas es muy pequeño (0.3 por ciento).

Las Figuras 1 y 2 presentan la distribución de la discriminación por decilas de mujeres, definidas tanto sobre el salario mensual observado como sobre el salario mensual sin discriminación, respectivamente. En ambos casos cuanto mayor es el nivel de ingresos menor es la discriminación respecto al salario de la mujer. También se observa que al pasar de las decilas construidas con el salario real a las estimadas a partir del salario sin discriminación se produce un trasvase de las decilas inferiores a las superiores. Así, con el salario potencial las 5 primeras decilas acumulan menos discriminación, mientras que

el resto experimenta un incremento tanto en términos absolutos como relativos. Esto explica que, en este segundo caso, los niveles de discriminación absolutos presenten un perfil más claramente creciente a medida que nos situamos en niveles salariales superiores.

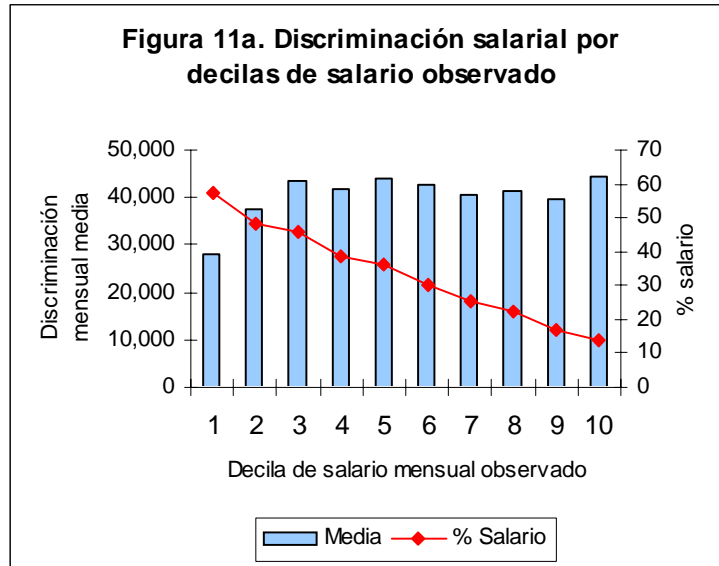


Figura 1

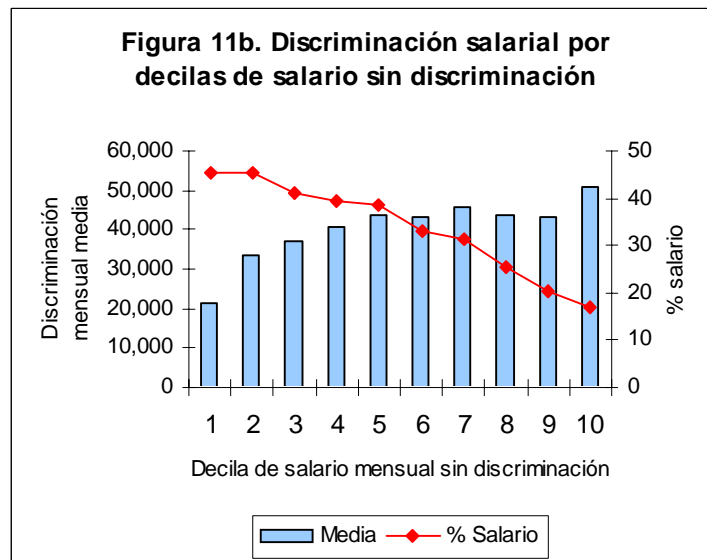


Figura 2

A continuación generamos la distribución de la renta potencial de los hogares, según la ecuación [2], y la comparamos con la distribución realmente declarada por los mismos. La Tabla 3 muestra la renta media, la renta media per cápita, 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 de los hogares. Estas estimaciones se presentan tanto para la población total de hogares como para sólo aquellos hogares con al menos una mujer asalariada.¹⁷ Además, las Figuras 3 y 4 muestran, para estos dos colectivos, los niveles de discriminación y las tasas de participación laboral femenina en cada una de las decilas construidas a partir de los ingresos totales declarados por los hogares.

Tabla 3. Ingresos de los hogares

| Todos | con discriminación | sin discriminación | Discriminación | %/con |
|---|---------------------------|---------------------------|-----------------------|--------------|
| Renta media | 260.657 | 273.710 | 13.053 | 5,0 |
| Renta media per cápita | 85.583 | 89.868 | 4.286 | 5,0 |
| Renta media ajustada | 158.259 | 166.260 | 8.001 | 5,1 |
| Renta media salarial femenina | 47.966 | 60.940 | 12.973 | 27,0 |
| % renta salarial femenina s/renta media | 18,4 | 22,3 | | |
| Con mujeres trabajando | | | | |
| Renta media | 386.315 | 431.145 | 44.830 | 11,6 |
| Renta media per cápita | 107.853 | 120.369 | 12.516 | 11,6 |
| Renta media ajustada | 211.281 | 234.687 | 23.405 | 11,1 |
| Renta media salarial femenina | 165.494 | 210.256 | 44.761 | 27,0 |
| % renta salarial femenina s/renta media | 42,8 | 48,8 | | |

Debido a las bajas tasas de participación femenina en el mercado laboral español el porcentaje que representan los salarios femeninos y la discriminación sobre la renta media de la población total de hogares es de cuantía modesta (18,4 y 5 por ciento, respectivamente). Sin embargo, estas cifras se elevan al 42,8 y al 11,6 por ciento,

¹⁷ Esto es, aquellos hogares que se pueden ver afectados por la discriminación salarial de género. En nuestro caso estos hogares representan al 34 por ciento de la población total.

respectivamente, cuando sólo consideramos los hogares con mujeres trabajando. De hecho, la aportación femenina superaría el 48 por ciento de las rentas familiares si eliminásemos la discriminación salarial. Lo que parece refutar la hipótesis del *pin money* en el caso español.

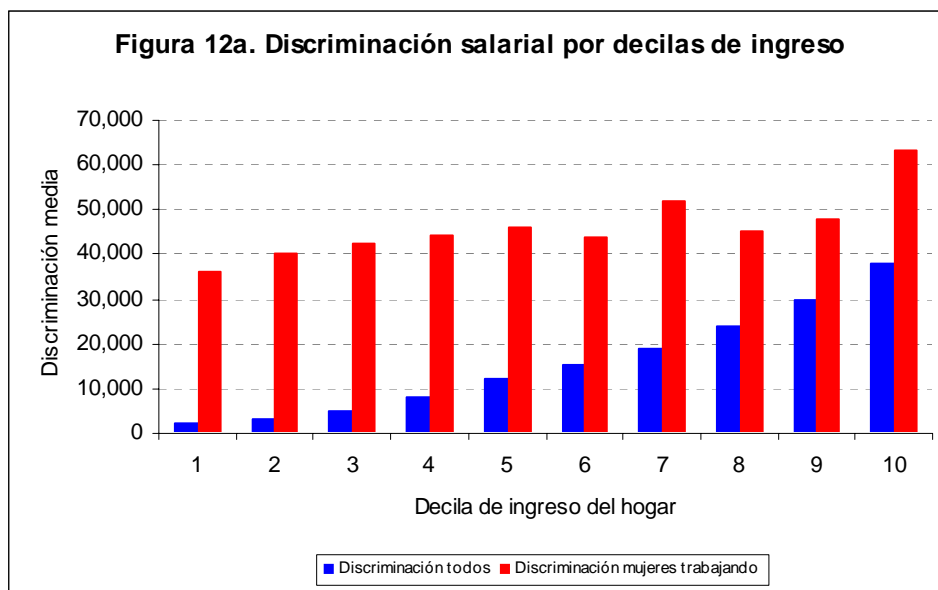


Figura 3

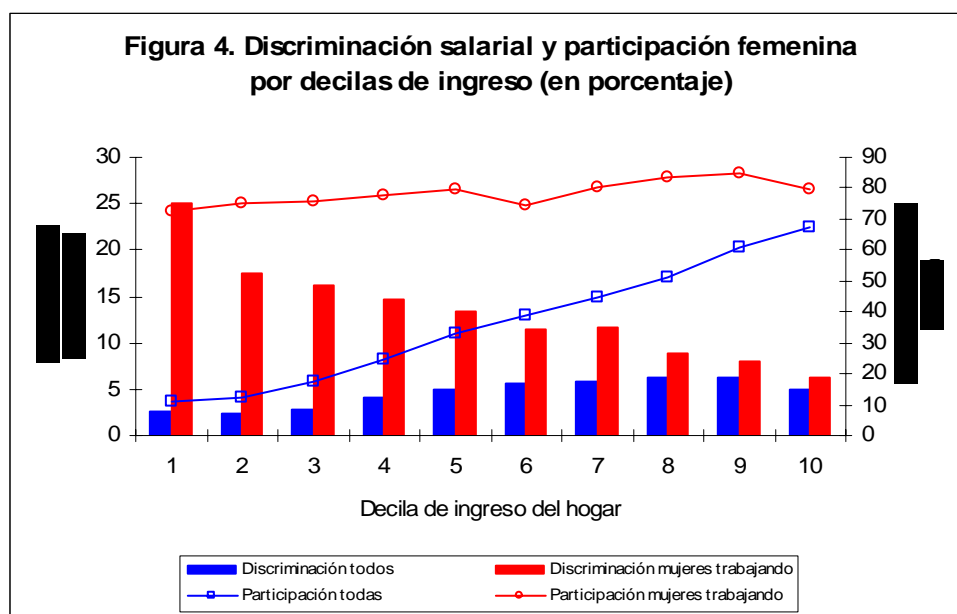


Figura 4

Obsérvese también que las tasas de participación femenina crecen sistemáticamente al aumentar la renta de los hogares cuando consideramos a toda la población (aumentando del 11 por ciento de la primera decila al 70 por ciento de la última).¹⁸ Esto probablemente explique por qué, aunque en los hogares con mujeres asalariadas la discriminación representa un porcentaje decreciente del nivel de renta total del hogar a medida que lo aumentamos, en la población total ocurre a la inversa: el peso de la discriminación salarial en la renta total del hogar se incrementa al situarnos en las decilas superiores (véase Figura 4).

Los efectos de la discriminación salarial sobre la desigualdad de la renta y los niveles de pobreza quedan reflejados en las Tablas 4 y 5, respectivamente. La Tabla 4 presenta los cocientes entre diferentes percentiles de renta, varios índices de desigualdad (Theil y Gini) y el porcentaje de renta que acumulan los hogares pertenecientes a cada una de las decilas de ingresos.¹⁹ Considerando toda la población, la distribución de la renta sin discriminación presenta niveles de desigualdad ligeramente superiores a los existentes en la actualidad. Probablemente las menores tasas de participación femenina en las primeras decilas, y la mayor discriminación que en promedio experimentan las mujeres situadas en las decilas superiores (y que ahora hemos *corregido*) expliquen este resultado.

¹⁸ Sin embargo, cuando sólo consideramos a aquellos hogares con alguna mujer trabajadora, las tasas de participación femenina se mantienen prácticamente constantes en torno al 75-80 por ciento, independientemente del nivel de ingresos del hogar.

Tabla 4. Distribución de ingresos de los hogares

| | TODOS LOS HOGARES | | HOGARES CON MUJERES TRABAJANDO | |
|-------------------|-------------------|-------------|--------------------------------|-------------|
| | con discrim | sin discrim | con discrim | sin discrim |
| p90/p10 | 4.3 | 4.5 | 3.3 | 3.1 |
| p90/p50 | 2.0 | 2.1 | 1.8 | 1.8 |
| p10/p50 | 0.5 | 0.5 | 0.6 | 0.6 |
| p75/p25 | 2.2 | 2.2 | 1.8 | 1.8 |
| p75/p50 | 1.5 | 1.5 | 1.3 | 1.3 |
| p25/p50 | 0.7 | 0.7 | 0.7 | 0.8 |
| Theil (-1) | 0.210 | 0.223 | 0.138 | 0.114 |
| Theil (0) | 0.166 | 0.173 | 0.117 | 0.100 |
| Theil (1) | 0.162 | 0.168 | 0.115 | 0.099 |
| Theil (2) | 0.188 | 0.193 | 0.127 | 0.109 |
| Gini | 0.313 | 0.320 | 0.265 | 0.246 |
| Decila 1 | 3.1 | 2.99 | 3.75 | 4.07 |
| Decila 2 | 4.66 | 4.52 | 5.52 | 5.82 |
| Decila 3 | 5.79 | 5.63 | 6.68 | 6.84 |
| Decila 4 | 6.91 | 6.73 | 7.37 | 7.69 |
| Decila 5 | 7.95 | 7.94 | 8.41 | 9.37 |
| Decila 6 | 9.26 | 9.25 | 9.47 | 8.75 |
| Decila 7 | 10.62 | 10.77 | 10.76 | 10.65 |
| Decila 8 | 12.54 | 12.72 | 12.46 | 12.17 |
| Decila 9 | 15.37 | 15.64 | 14.12 | 14.08 |
| Decila 10 | 23.8 | 23.81 | 21.45 | 20.55 |

Sin embargo, si nos limitamos a la población de hogares con mujeres asalariadas la desigualdad de la renta disminuye, mejorando la posición relativa de las cinco primeras decilas. En este caso, como mencionamos anteriormente, las tasas de participación son similares en hogares con diferentes niveles de renta y, además, los niveles relativos de discriminación decrecen del 25 al 6 por ciento cuando pasamos de la primera a la última decila (véase Figura 4), mostrando que dentro de este colectivo las mujeres que en mayor medida sufren discriminación (en relación a los ingresos de su hogar) son las de menores recursos.

¹⁹ 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 Gradín y Del Río (2001).

En el análisis de los efectos de la discriminación salarial sobre la pobreza las cuestiones a destacar son varias. En la Tabla 5 se recogen las estimaciones realizadas con diferentes índices: el *headcount* ratio (H), el *poverty gap ratio* (HI), y el índice de Foster, Greer y Thorbecke (1984) con valor del parámetro igual a 2 (FGT2).²⁰ Finalmente, en las Figuras 5, 6 y 7 se dibujan las funciones de densidad de la renta observada y potencial para diversas poblaciones de hogares.

El primer resultado es que la pobreza disminuye alrededor de un 4 por ciento al pasar de la distribución de rentas observada a la distribución estimada sin discriminación. 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.²¹ Obsérvese que al utilizar una noción de pobreza absoluta (el umbral de pobreza se mantiene constante en las comparaciones) la mejoría de la situación económica en la práctica totalidad de hogares con mujeres asalariadas hace que la pobreza disminuya. En cualquier caso la reducción es de una cuantía modesta, como se puede también observar en la Figura 5, debido nuevamente a las bajas tasas de participación femenina en las primeras decilas.

²⁰ Para detalles sobre estos y otros índices habitualmente utilizados en la literatura véase Gradín y Del Río (2001).

²¹ Se ha elegido el 60 por ciento de la mediana como umbral de pobreza por ser el habitualmente utilizado por Eurostat en sus estudios.

Tabla 5. Índices de Pobreza (*100)

| | % Pob | Con | | | Sin | | | variación | | | |
|----------------------|-------------|----------------|-------------|------------|----------------|-------------|------------|------------|--------------|--------------|--------------|
| | | discriminación | | | discriminación | | | H | H (%) | HI (%) | FGT2 % |
| | | H | HI | FGT2 | H | HI | FGT2 | | | | |
| Todos los hog | 100 | 19.2 | 4.9 | 1.9 | 18.4 | 4.7 | 1.9 | 0.8 | 4.2 | 4.4 | 4.5 |
| Hog muj trabj | 34.0 | 4.3 | 1.1 | 0.4 | 2.0 | 0.4 | 0.2 | 2.3 | 116.3 | 137.4 | 156.7 |
| Muj 16-65 años | 32.7 | 16.3 | 4.4 | 1.8 | 15.2 | 4.1 | 1.7 | 1.1 | 7.2 | 6.7 | 6.5 |
| Niños <14 años | 14.1 | 24.4 | 6.8 | 3.0 | 23.4 | 6.5 | 2.8 | 1.0 | 4.2 | 5.5 | 5.7 |
| Hogar tipo 1 | 0.3 | 17.4 | 6.2 | 3.4 | 17.4 | 6.2 | 3.4 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Hogar tipo 2 | 1.1 | 21.6 | 6.8 | 2.7 | 21.6 | 6.8 | 2.7 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Hogar tipo 3 | 0.7 | 35.7 | 4.8 | 1.0 | 35.7 | 4.8 | 1.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Hogar tipo 4 | 0.2 | 15.1 | 2.0 | 0.6 | 8.0 | 0.9 | 0.3 | 7.0 | 87.6 | 135.8 | 119.8 |
| Hogar tipo 5 | 0.9 | 19.2 | 5.4 | 2.0 | 17.9 | 5.3 | 2.0 | 1.2 | 6.9 | 3.1 | 1.7 |
| Hogar tipo 6 | 2.4 | 60.6 | 10.5 | 2.6 | 60.5 | 10.5 | 2.6 | 0.1 | 0.2 | 0.2 | 0.1 |
| Hogar tipo 7 | 9.4 | 34.5 | 8.4 | 2.6 | 34.4 | 8.4 | 2.6 | 0.2 | 0.5 | 0.4 | 0.3 |
| Hogar tipo 8 | 7.4 | 15.7 | 4.4 | 1.8 | 14.7 | 4.3 | 1.7 | 1.0 | 6.8 | 3.6 | 1.8 |
| Hogar tipo 9 | 20.1 | 7.4 | 1.9 | 0.7 | 6.9 | 1.7 | 0.7 | 0.5 | 7.1 | 6.1 | 5.0 |
| Hogar tipo 10 | 1.3 | 46.4 | 15.9 | 7.4 | 37.1 | 12.8 | 6.0 | 9.4 | 25.3 | 24.3 | 23.3 |
| Hogar tipo 11 | 9.6 | 17.6 | 4.4 | 1.8 | 17.2 | 4.1 | 1.6 | 0.4 | 2.1 | 6.0 | 7.4 |
| Hogar tipo 12 | 17.3 | 22.0 | 5.4 | 2.3 | 21.3 | 5.2 | 2.2 | 0.7 | 3.4 | 3.1 | 3.7 |
| Hogar tipo 13 | 5.6 | 37.0 | 11.5 | 5.2 | 34.6 | 11.0 | 5.1 | 2.3 | 6.8 | 3.8 | 2.4 |
| Hogar tipo 14 | 23.8 | 12.3 | 3.5 | 1.4 | 11.6 | 3.2 | 1.4 | 0.7 | 5.6 | 6.7 | 7.0 |

Por el contrario, los hogares con mujeres asalariadas presentan niveles de pobreza mucho menores, que no alcanzan el 5 por ciento, pero más del 50 por ciento de ellos podrían salir de la pobreza si no existiese discriminación salarial (véase Figura 6).

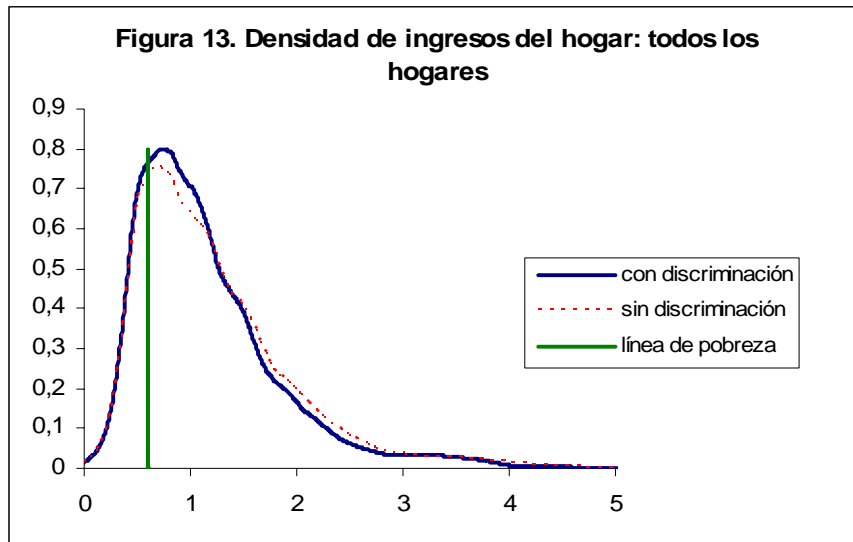


Figura 5

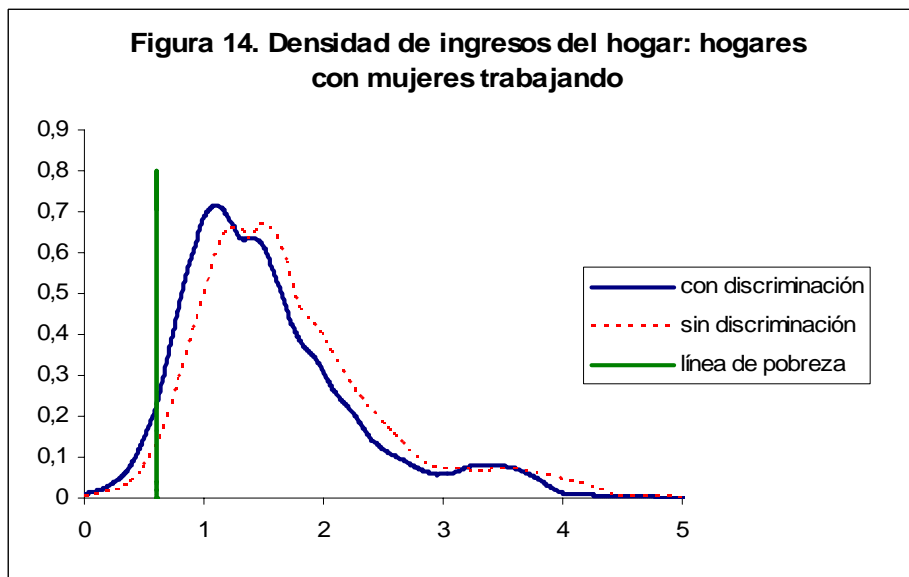


Figura 6

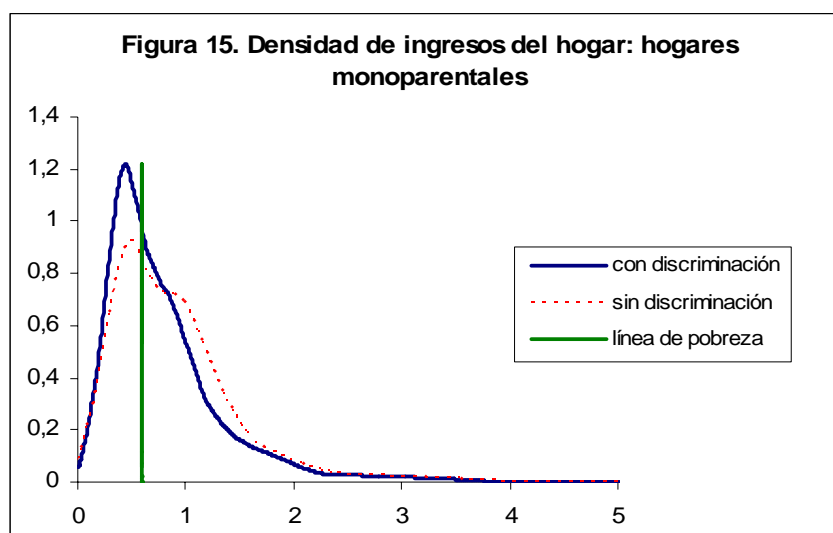


Figura 7

Por último, en la Tabla 5 también se presentan resultados para una partición de hogares elaborada según la clasificación económica de EUROSTAT.²² Obsérvese la situación de los hogares tipo 10 que representa a los hogares monoparentales con al menos un menor dependiente, principalmente madres con hijos pequeños a su cargo. Aunque su peso demográfico todavía es pequeño (apenas representan al 1,3 por ciento de la población) el efecto de la discriminación sobre sus elevados niveles de pobreza es muy importante. Así, en este colectivo, donde la pobreza afecta a casi la mitad de los hogares, ésta se reduciría alrededor de un 24 por ciento si descontásemos la discriminación salarial. Se trata por tanto de un colectivo que, aunque cuantitativamente aún no es importante, posee unas características de vulnerabilidad en el mercado laboral que lo hacen especialmente interesante en el estudio de los efectos de la discriminación salarial (véase Figura 7).

²² Para una descripción detallada de la partición de hogares utilizada véase la Tabla A3 del Apéndice.

Conclusiones

Este trabajo presenta un nuevo procedimiento empírico que permite cuantificar los efectos de la discriminación salarial sobre los niveles de pobreza y desigualdad en la distribución de renta de los hogares. Para ello se analiza el mercado de trabajo en España. 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 está trabajando) podemos concluir que tanto la desigualdad relativa como, sobre todo, la pobreza absoluta alcanzan niveles mucho más reducidos en la distribución de rentas sin discriminación que los existentes en la actualidad.

Estas diferencias según el universo analizado, se explican por las reducidas tasas de participación femenina 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 medida importante los niveles de pobreza.

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

handicap añadido a la escasa provisión de servicios públicos a la infancia. Así, estimamos que alrededor de un 24 por ciento de estos hogares saldría 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 como un colectivo cualitativamente vulnerable ante estas situaciones discriminatorias.

REFERENCIAS

- Alba, Alfonso, y Dolores Collado. 1999. "Do Wives' Earnings Contribute to Reduce Income Inequality? Evidence from Spain." Working Paper WP-AD 99-11. Valencia: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE).
- Albelda, Randy. 1999. "Women and poverty: Beyond earnings and welfare." *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 39, pp. 723-742.
- Albrecht, James, Anders Björklund, y Susan Vroman. 2003. "Is there a glass ceiling in Sweden?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 145-177.
- Altonji, Joseph G., y Rebecca M. Blank. 1999. "Race and Gender in the Labor Market." In Orley C. Ashenfelter, and David Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C. Amsterdam: North-Holland, pp. 3143-3259.
- Antecol, Heather. 2000. "An Examination of Cross-Country Differences in the Gender Gap in Labor Force Participation Rates." *Labour Economics*, Vol. 7, pp. 409-426.
- Azmat, Ghazala, Maia Güell, y Alan Manning. 2004. "Gender Gaps in Unemployment Rates in OCDE Countries." Discussion Papers 4307 (March), CEPR.
- Blau, Francine D., y Lawrence M. Kahn. 2003. "Understanding International Differences in the Gender Pay Gap." *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 106-144.
- Blinder, Alan S. 1973. "Wage discrimination: reduced forms and structural estimates." *Journal of Human Resources*, Vol. 8, pp. 436-455.
- Bonjour, Dorothe, y Michael Gerfin. 2001. "The unequal distribution of unequal pay – An empirical analysis of the gender wage gap in Switzerland." *Empirical Economics*, Vol. 26, pp. 407-427.
- Cain, Glen C. 1986. "The economic analysis of labour market discrimination", in Orley C. Ashenfelter, and Richard Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 693-785.
- Cancian, Maria, y Deborah Reed. 1998. "Assesig the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, pp.73-79.
- Del Río, Coral, Carlos Gradín, y Olga Cantó. 2004. "The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited." *Estudios sobre Economía Española*, EEE 192, Fundación de Estudios de Economía Aplicada. Available at <http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>.

- Dolado, Juan J., Florentino Felgueroso, y Juan F. Jimeno. (2002), "Recent Trends in Occupational Segregation by Gender: A look across the Atlantic." Discussion Paper 3421, CEPR.
- Dolado, Juan J. y Vanesa Llorens. 2004. "Gender wage gaps by education in Spain: Glass floors versus glass ceilings." Discussion Paper 4203 (January), CEPR.
- Foster, James, Joel Greer, y Erik Thorbecke. 1984. "A class of decomposable poverty measures." *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-766.
- García, Jaume, Pedro J. Hernández, y Ángel López-Nicolás. 2001. "How wide is the gap? An investigation of gender wages differences using quantile regression." *Empirical Economics*, Vol. 26, pp. 149-167.
- Gardeazábal, Javier, y Arantza Ugidos. 2005. "Gender wage discrimination at quantiles." Forthcoming in *Journal of Population Economics*, Vol. 18, No. 1.
- Gradín, Carlos, y Coral del Río. 2001. *Desigualdad, pobreza y polarización en la distribución de la renta en Galicia*. Serie Renta, No. 11. A Coruña: Instituto de Estudios económicos de Galicia – Fundación Pedro Barrié de la Maza.
- Gradín, Carlos, y María Soledad Otero. 2001. "Incorporación Laboral de la Mujer en España y su efecto sobre la Desigualdad en la Renta Familiar." *Ekonomiaz*, Vol. II/01, No. 47, pp.226-247.
- Harkness, Susan, Stephen Machin, y Jane 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*, Vol. 10, pp. 137-158.
- INE. 2002. *Encuesta de Estructura Salarial 2002. Resultados definitivos*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Jarrell, Stephen B., y Tom D. Stanley. 2004. "Declining Bias and Gender Wage Discrimination? A Meta-Regression Analysis." *The Journal of Human Resources*, Vol. XXXIX, No. 3, pp. 828-838.
- Jenkins, Stephen P. 1994. "Earnings discrimination measurement: a distributional approach." *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 81-102.
- Karoly, Lynn A., y Gary Burtless. 1995. "Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989." *Demography*, Vol. 32, No. 3, pp. 379-405.
- Kunze, Astrid. 2000. "The determination of wages and the gender wage gap: a survey." Discussion paper series IZA DP No. 193. Bonn: The Institute for the Study of Labor.

- Lerman, Robert, y Shlomo Yitzhaki. 1985. "Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 1, (February), pp. 151-156.
- Martín, Carmela. 2000. *The Spanish Economy in the New Europe*. London: Macmillan.
- Mincer, Jacob. 1974. *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University.
- Oaxaca, Roynald L. 1973. "Male-female wage differentials in urban labour markets." *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, pp. 693-709.
- OCDE. 2004. *Employment Outlook*. Statistical Annex.
- Paul, Satya. 2004. "Income sources effects on inequality." *Journal of Development Economics*, Vol. 73, pp. 435-451.
- Petrongolo, Barbara. 2004. "Gender Segregation in Employment Contracts." Discussion Paper 637 (May), Center for Economic Performance (CEP).
- Pyatt, Graham, Chau-nan Chen, y John C. H. Fei. 1980. "The distribution of income by factor components." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 3, (November), pp. 451-473.
- Reed, Deborah, y Maria Cancian. 2001. "Sources of Inequality: Measuring the Contributions of Income Sources to Rising Family Income Inequality." *Review of Income and Wealth*, Vol. 47, No. 3, pp. 321-333.
- Ruiz-Castillo, Javier, y Mercedes Sastre. 2001. "Distributive implications of member level income aggregation within the household." *Economics of Transition*, Vol. 9, No. 2, pp. 487-513.
- Shorrocks, Anthony F. 1982. "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp.193-211.
- Shorrocks, Anthony F. 1983. "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, No. 2, pp. 311-326.
- Shorrocks, Anthony F. 1988. "Aggregation issues in inequality measures." In Wolfgang Eichhorn, ed., *Measurement in Economics*. Heidelberg: Physica-Verlag.

Apéndice: Tablas

| Tabla A4. Regresión salarial: hombres | | | | | |
|--|-------------|----------------|----------|----------|--|
| Ecuación salarial: salario por hora | | | | | |
| | Coef | E. Est. | z | p | |
| Estudios primarios | 0,052 | 0,024 | 2,170 | 0,030 | |
| Estudios Secundarios: 1er nivel | 0,128 | 0,028 | 4,630 | 0,000 | |
| Estudios Secundarios: 2º nivel | 0,257 | 0,029 | 8,980 | 0,000 | |
| Estudios Universitarios | 0,580 | 0,033 | 17,680 | 0,000 | |
| Edad | 0,017 | 0,006 | 2,810 | 0,005 | |
| Edad ² | 0,000 | 0,000 | -1,230 | 0,217 | |
| Antigüedad 1 - 5 años | 0,014 | 0,019 | 0,730 | 0,463 | |
| Antigüedad 5 - 15 años | 0,051 | 0,021 | 2,410 | 0,016 | |
| Antigüedad > 15 años | 0,111 | 0,022 | 5,140 | 0,000 | |
| Sector público | 0,051 | 0,014 | 3,520 | 0,000 | |
| Desempleo últimos 5 años | 0,020 | 0,031 | 0,640 | 0,519 | |
| Desempleo LP últimos 5 años | -0,012 | 0,018 | -0,690 | 0,489 | |
| Contrato tiempo parcial | 0,008 | 0,035 | 0,220 | 0,827 | |
| Contrato tiempo indefinido | 0,233 | 0,031 | 7,490 | 0,000 | |
| Contrato temporal | 0,133 | 0,029 | 4,520 | 0,000 | |
| Subempleo | -0,037 | 0,012 | -3,110 | 0,002 | |
| Asturias | 0,103 | 0,033 | 3,090 | 0,002 | |
| Cantabria | -0,017 | 0,037 | -0,470 | 0,641 | |
| País Vasco | 0,216 | 0,026 | 8,270 | 0,000 | |
| Navarra | 0,144 | 0,026 | 5,640 | 0,000 | |
| Aragón | 0,106 | 0,027 | 3,930 | 0,000 | |
| Madrid | 0,115 | 0,030 | 3,820 | 0,000 | |
| Castilla León | 0,059 | 0,028 | 2,140 | 0,032 | |
| Castilla La Mancha | 0,048 | 0,026 | 1,830 | 0,067 | |
| Extremadura | -0,060 | 0,028 | -2,130 | 0,033 | |
| Cataluña | 0,240 | 0,026 | 9,170 | 0,000 | |
| C. Valenciana | 0,051 | 0,026 | 2,010 | 0,045 | |
| Baleares | 0,168 | 0,039 | 4,320 | 0,000 | |
| Andalucía | 0,078 | 0,023 | 3,360 | 0,001 | |
| Murcia | 0,039 | 0,029 | 1,320 | 0,185 | |
| Canarias | 0,045 | 0,027 | 1,680 | 0,094 | |
| Constante | 5,888 | 0,179 | 32,930 | 0,000 | |
| Ecuación de participación: ocupado | | | | | |
| Estudios primarios | 0,396 | 0,059 | 6,710 | 0,000 | |
| Estudios Secundarios: 1er nivel | 0,777 | 0,061 | 12,670 | 0,000 | |
| Estudios Secundarios: 2º nivel | 0,698 | 0,063 | 11,110 | 0,000 | |
| Estudios Universitarios | 0,965 | 0,071 | 13,650 | 0,000 | |
| Niños < 3 años | 0,349 | 0,115 | 3,020 | 0,003 | |
| Niños < 6 años | -0,314 | 0,044 | -7,060 | 0,000 | |
| Monoparental | -0,410 | 0,256 | -1,600 | 0,110 | |
| Dependientes | -0,668 | 0,051 | -13,100 | 0,000 | |
| Menores | -0,030 | 0,002 | -15,610 | 0,000 | |
| Casado | 0,494 | 0,045 | 10,980 | 0,000 | |
| Horas de trabajo cónyuge | 0,002 | 0,001 | 2,800 | 0,005 | |
| Cuidados | 0,338 | 0,069 | 4,870 | 0,000 | |
| Cuidados gratuitos | -0,342 | 0,088 | -3,880 | 0,000 | |
| Otras rentas familiares | 0,000 | 0,000 | -8,400 | 0,000 | |
| Edad | 0,256 | 0,008 | 33,230 | 0,000 | |
| Edad ² | -0,003 | 0,000 | -33,980 | 0,000 | |
| Experiencia previa | -0,433 | 0,039 | -11,040 | 0,000 | |
| Desempleo últimos 5 años | 0,360 | 0,062 | 5,820 | 0,000 | |
| Desempleo LP últimos 5 años | 0,267 | 0,042 | 6,410 | 0,000 | |
| Asturias | -0,057 | 0,070 | -0,820 | 0,410 | |
| Cantabria | 0,296 | 0,115 | 2,580 | 0,010 | |
| País Vasco | 0,324 | 0,062 | 5,230 | 0,000 | |
| Navarra | 0,415 | 0,060 | 6,960 | 0,000 | |
| Aragón | 0,350 | 0,063 | 5,580 | 0,000 | |
| Madrid | 0,571 | 0,078 | 7,310 | 0,000 | |
| Castilla León | 0,070 | 0,056 | 1,260 | 0,208 | |
| Castilla La Mancha | 0,285 | 0,059 | 4,800 | 0,000 | |
| Extremadura | -0,123 | 0,064 | -1,920 | 0,055 | |
| Cataluña | 0,435 | 0,054 | 8,040 | 0,000 | |
| C. Valenciana | 0,262 | 0,058 | 4,520 | 0,000 | |
| Baleares | 0,140 | 0,094 | 1,490 | 0,137 | |
| Andalucía | -0,031 | 0,049 | -0,640 | 0,524 | |
| Murcia | 0,358 | 0,068 | 5,240 | 0,000 | |
| Canarias | 0,250 | 0,061 | 4,120 | 0,000 | |
| Constante | -4,354 | 0,211 | -20,600 | 0,000 | |
| /athrho | -0,4548434 | 0,1216577 | -3,74 | | |
| /lnsigma | -1,081338 | 0,0227069 | -47,62 | | |

| | | | |
|---|----------------------|-----------|---|
| rho | -0,4258721 | 0,099593 | 0 |
| sigma | 0,3391414 | 0,0077008 | 0 |
| lambda | -0,1444309 | 0,036237 | 0 |
| Núm. Observaciones | 10925 | | |
| Censuradas | 3789 | | |
| Sin censurar | 7136 | | |
| Wald chi2(31) | 2465,13 | | |
| Prob > chi2 | 0 | | |
| Wald test de Ecuaciones independientes (rho = 0): | | | |
| | chi2(1) 13,98 | | |
| | Prob > chi2 = 0.0002 | | |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del ECHP (España), 2000.

Tabla A1

| Tabla A5. Regresión salarial: mujeres | | | | | |
|--|-------------|----------------|----------|----------|--|
| Ecuación salarial: salario por hora | | | | | |
| | Coef | E. Est. | z | p | |
| Estudios primarios | 0,195 | 0,039 | 4,96 | 0 | |
| Estudios Secundarios: 1er nivel | 0,258 | 0,041 | 6,32 | 0 | |
| Estudios Secundarios: 2º nivel | 0,433 | 0,045 | 9,66 | 0 | |
| Estudios Universitarios | 0,774 | 0,048 | 16,08 | 0 | |
| Edad | 0,041 | 0,005 | 8,27 | 0 | |
| Edad2 | 0,000 | 0,000 | -6,9 | 0 | |
| Antigüedad 1 - 5 años | 0,059 | 0,019 | 3,04 | 0,002 | |
| Antigüedad 5 -1 5 años | 0,132 | 0,023 | 5,85 | 0 | |
| Antigüedad > 15 años | 0,230 | 0,027 | 8,53 | 0 | |
| Sector público | 0,202 | 0,017 | 11,84 | 0 | |
| Desempleo últimos 5 años | 0,061 | 0,043 | 1,42 | 0,155 | |
| Desempleo LP últimos 5 años | 0,033 | 0,026 | 1,3 | 0,193 | |
| Contrato tiempo parcial | 0,086 | 0,022 | 3,9 | 0 | |
| Contrato tiempo indefinido | 0,299 | 0,030 | 9,94 | 0 | |
| Contrato temporal | 0,193 | 0,032 | 6 | 0 | |
| Subempleo | -0,043 | 0,013 | -3,23 | 0,001 | |
| Asturias | 0,088 | 0,051 | 1,74 | 0,082 | |
| Cantabria | -0,050 | 0,037 | -1,34 | 0,18 | |
| País Vasco | 0,228 | 0,033 | 6,94 | 0 | |
| Navarra | 0,141 | 0,028 | 4,98 | 0 | |
| Aragón | 0,055 | 0,033 | 1,67 | 0,094 | |
| Madrid | 0,194 | 0,027 | 7,06 | 0 | |
| Castilla León | 0,035 | 0,032 | 1,1 | 0,273 | |
| Castilla La Mancha | 0,060 | 0,039 | 1,52 | 0,129 | |
| Extremadura | -0,049 | 0,038 | -1,28 | 0,199 | |
| Cataluña | 0,247 | 0,030 | 8,2 | 0 | |
| C. Valenciana | 0,116 | 0,028 | 4,11 | 0 | |
| Baleares | 0,225 | 0,049 | 4,55 | 0 | |
| Andalucía | 0,048 | 0,028 | 1,73 | 0,084 | |
| Murcia | 0,101 | 0,036 | 2,82 | 0,005 | |
| Canarias | 0,154 | 0,030 | 5,22 | 0 | |
| Constante | 4,802 | 0,167 | 28,84 | 0 | |
| Ecuación de participación: ocupado | | | | | |
| Estudios primarios | 0,358 | 0,082 | 4,39 | 0 | |
| Estudios Secundarios: 1er nivel | 0,600 | 0,083 | 7,19 | 0 | |
| Estudios Secundarios: 2º nivel | 0,927 | 0,087 | 10,69 | 0 | |
| Estudios Universitarios | 1,407 | 0,084 | 16,77 | 0 | |
| Niños < 3 años | 0,136 | 0,114 | 1,19 | 0,235 | |
| Niños < 6 años | -0,291 | 0,065 | -4,48 | 0 | |
| Monoparental | -0,003 | 0,099 | -0,03 | 0,973 | |
| Dependientes | -0,680 | 0,042 | -16,03 | 0 | |
| Menores | -0,014 | 0,002 | -7,22 | 0 | |
| Casado | -0,678 | 0,114 | -5,97 | 0 | |
| Estudios primarios -cónyuge | 0,205 | 0,133 | 1,54 | 0,123 | |
| Estudios Secundarios: 1er nivel -cónyuge | 0,000 | 0,116 | 0 | 0,999 | |
| Estudios Secundarios: 2º nivel -cónyuge | 0,136 | 0,116 | 1,17 | 0,242 | |
| Estudios Universitarios Diplomatura | 0,192 | 0,115 | 1,67 | 0,096 | |
| Estudios Universitarios Licenciado c | 0,508 | 0,126 | 4,03 | 0 | |
| Horas de trabajo cónyuge | -0,001 | 0,001 | -0,53 | 0,597 | |
| Cuidados | 0,823 | 0,078 | 10,5 | 0 | |
| Cuidados gratuitos | 0,122 | 0,073 | 1,67 | 0,095 | |
| Otras rentas familiares | 0,000 | 0,000 | -7,39 | 0 | |
| Edad | 0,221 | 0,010 | 22,46 | 0 | |
| Edad2 | -0,003 | 0,000 | -21,86 | 0 | |
| Experiencia previa | -0,194 | 0,033 | -5,94 | 0 | |
| Desempleo últimos 5 años | 0,319 | 0,082 | 3,91 | 0 | |
| Desempleo LP últimos 5 años | 0,356 | 0,059 | 6,01 | 0 | |
| Asturias | -0,103 | 0,082 | -1,25 | 0,213 | |
| Cantabria | 0,130 | 0,115 | 1,13 | 0,259 | |
| País Vasco | 0,082 | 0,066 | 1,25 | 0,211 | |
| Navarra | 0,222 | 0,062 | 3,55 | 0 | |
| Aragón | 0,074 | 0,070 | 1,07 | 0,287 | |
| Madrid | 0,194 | 0,072 | 2,7 | 0,007 | |
| Castilla León | -0,093 | 0,064 | -1,45 | 0,146 | |
| Castilla La Mancha | 0,025 | 0,065 | 0,38 | 0,702 | |
| Extremadura | -0,311 | 0,075 | -4,14 | 0 | |
| Cataluña | 0,463 | 0,058 | 7,99 | 0 | |
| C. Valenciana | 0,114 | 0,059 | 1,93 | 0,054 | |
| Baleares | 0,294 | 0,118 | 2,49 | 0,013 | |
| Andalucía | -0,272 | 0,055 | -4,95 | 0 | |
| Murcia | 0,109 | 0,070 | 1,56 | 0,119 | |

| | | | | | |
|--|-------------|---------|-------|--------|-------|
| Canarias | | 0,226 | 0,074 | 3,04 | 0,002 |
| Constante | | -4,611 | 0,289 | -15,98 | 0 |
| | | | | | |
| /athrho | | 0,221 | 0,082 | 2,7 | 0,007 |
| /lnsigma | | -1,126 | 0,020 | -57,33 | 0 |
| | | | | | |
| rho | | 0,218 | 0,078 | 0 | 0 |
| sigma | | 0,324 | 0,006 | 0 | 0 |
| lambda | | 0,071 | 0,026 | 0 | 0 |
| | | | | | |
| Núm. Observaciones | | 12723 | | | |
| Censuradas | | 8427 | | | |
| Sin censurar | | 4296 | | | |
| | | | | | |
| Wald chi2(31) | | 2620,61 | | | |
| Prob > chi2 | | 0 | | | |
| | | | | | |
| Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 7.28 Prob > chi2 = 0.0070 | | | | | |
| Wald test de Ecuaciones independientes (rho = 0): | | | | | |
| | chi2(1) | 7.28 | | | |
| | Prob > chi2 | 0.0070 | | | |
| | | | | | |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del *ECHP* (España), 2000.

Tabla A2

| Tabla A6. Descripción de la tipología de hogares | |
|---|---|
| Hogares tipo 1 | 1 varón de menos de 30 años |
| Hogares tipo 2 | 1 varón entre 30 y 64 años |
| Hogares tipo 3 | 1 varón de 65 o más años |
| Hogares tipo 4 | 1 mujer de menos de 30 años |
| Hogares tipo 5 | 1 mujer entre 30 y 64 años |
| Hogares tipo 6 | 1 mujer de 65 o más años |
| Hogares tipo 7 | 2 adultos, uno con 65 o más años, sin niños dependientes económicamente |
| Hogares tipo 8 | 2 adultos, ambos con menos de 65, sin niños dependientes económicamente |
| Hogares tipo 9 | Otros hogares sin niños dependientes económicamente |
| Hogares tipo 10 | 1 adulto con al menos 1 niño dependiente |
| Hogares tipo 11 | 2 adultos con 1 niño dependiente |
| Hogares tipo 12 | 2 adultos con 2 niños dependientes |
| Hogares tipo 13 | 2 adultos con 3 o más niños dependientes |
| Hogares tipo 14 | Otros hogares con niños dependientes |

Fuente: Clasificación económica del ECHP (España), 2000.

Tabla A3