

# **La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea(\*)**

por  
PEDRO J. HERNÁNDEZ  
ILDEFONSO MÉNDEZ  
Universidad de Murcia

## **RESUMEN**

La corrección del sesgo de selección muestral en la estimación de ecuaciones salariales y el correcto tratamiento de los términos de corrección reduce los porcentajes de discriminación salarial por sexo habitualmente obtenidos en los análisis de corte transversal. Proponemos un nuevo método para descomponer las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres basado en la correcta descomposición de los términos de corrección, y realizamos una aplicación en catorce países de la UE que constituye la primera comparación homogénea del tema porque descompone dichos términos de corrección en los componentes habituales (características y remuneraciones),

---

(\*) Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos, así como la financiación recibida de la Fundación Séneca, proyecto PB/14/FS/02. Pedro J. Hernández agradece la financiación recibida de la DGES, proyecto PB98-1058-C03-03, de la DGI proyecto BEC 2002-04-04294-C02-02 y del Instituto de la Mujer en el marco del proyecto europeo VS/2001/0497

considerando las diferentes pautas de participación laboral existentes en tales países que son ocasionadas tanto por diferentes procesos de selección laboral, como por distintas características personales.

*Palabras clave:* sesgo de selección muestral, ecuaciones salariales, discriminación salarial de la mujer.

*Clasificación AMS:* 62P20, 91B40.

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este estudio es mostrar que el porcentaje de discriminación salarial de la mujer habitualmente obtenido en los estudios de corte transversal se reduce cuando se corrige el sesgo de selección muestral y los términos de corrección son adecuadamente tratados en el cómputo de las descomposiciones salariales del tipo Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973, Oaxaca, 1973). Para este último fin, proponemos una nueva descomposición de los términos de corrección que aúna los criterios seguidos por Neuman y Oaxaca (2003), al considerar que los procesos de selección laboral de hombres y mujeres son diferentes, y la idea de Neumark (1988) acerca de que el esquema no discriminatorio (que él aplica a la estructura salarial pero que nosotros extendemos a la selección laboral) no es observado y, por tanto, no se corresponde exclusivamente ni con el masculino ni con el femenino.

La aplicación concreta de estos resultados se realiza a partir de los catorce países incluidos en la tercera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea (1996). Aunque son numerosos los estudios de corte transversal que sobre discriminación salarial se realizan en muchos países europeos(1), apenas existen análisis comparativos suficientemente homogéneos, ya que las encuestas utilizadas por muchos países suelen ser de distintos años, además de elaborarse con diversas metodologías y contener desigual información. Adicionalmente, las variables utilizadas por los autores suelen diferir de un país a otro en función de la explicación adicional que cada uno de ellos trata de dar acerca del fenómeno de la discriminación(2)

---

(1) En Rubery *et al.* (2002) se puede consultar una amplia gama de tales estudios para los países de la Unión Europea.

(2) La utilización del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) permite realizar una comparación homogénea al procesar la información para los diferentes países con un cuestionario común. Por otra parte, las especificaciones utilizadas para las diferentes ecuaciones de salarios que estimaremos son las mismas para todos los países, salvo que la falta de información sobre alguna variable comporte la exclusión de la misma en algún país.

Excepciones dignas de mención son los análisis de discriminación salarial de la mujer incluidos en los informes de empleo de la Comisión Europea (2002, págs. 35-45) y de la OCDE (2002, págs. 96-108), así como los trabajos de Rice (1999), Dolado *et al.* (2002), Plasman *et al.* (2002) y Beblo *et al.* (2003), puesto que en todos ellos se utiliza el Panel de Hogares de la UE. Sin embargo, en ninguno de los cuatro primeros trabajos se corrige el sesgo de selección muestral y en los dos últimos, aunque sí se hace, no se descomponen los términos de corrección en sus vertientes convencionales de características y retribuciones.

El colectivo asalariado no suele ser una muestra aleatoria de la población, por lo que si no se corrige esta falta de aleatoriedad, las estimaciones de las ecuaciones de salarios suelen contener el conocido sesgo de selección muestral (Heckman, 1979). Este sesgo surge cuando los factores no observados que influyen en la probabilidad de participación están correlacionados con los inobservables que afectan el salario. En tal circunstancia, no se cumplen los supuestos que aseguran la consistencia de los coeficientes estimados en las ecuaciones salariales y, dado que el cálculo de los porcentajes de discriminación se basa en tales estimaciones, provoca que estos resultados arrojen conclusiones erróneas acerca del grado de discriminación salarial de la mujer. La técnica bietápica propuesta por Heckman (1979) para corregir este problema conlleva la estimación de modelos de probabilidad de participación laboral en una primera etapa con los que construir el término de corrección que, incluido en la segunda etapa donde se estima la ecuación salarial, garantiza la consistencia de los parámetros estimados.

Además, la importancia adicional de la inclusión de los modelos de participación laboral en este análisis reside en poder ofrecer una comparación homogénea del problema de la discriminación salarial de la mujer para una serie de países con pautas de oferta laboral diferentes, sobre todo en el caso de la oferta laboral femenina. Si no se tiene en cuenta este aspecto del problema los resultados podrían llevarnos a conclusiones erróneas.

Los distintos grados de discriminación salarial encontrados en diferentes países debieran sentar las bases de políticas antidiscriminación en el seno de la UE al amparo de la mayor coordinación de políticas económicas como proceso integrador aceptado por los Estados miembros, pero sin dejar de observar las diferentes facetas que cada país puede mostrar de un mismo problema<sup>(3)</sup>. La complejidad en

---

(3) Blau y Kahn (2001) señalan que los diferentes grados de discriminación salarial encontrados en distintos países están relacionados con los esquemas de negociación colectiva, el establecimiento de salarios mínimos y la oferta laboral femenina. En concreto, una mayor compresión salarial y una escasez relativa de mano de obra femenina se relaciona con reducidos grados de discriminación salarial. En el informe del proyecto ISOS (2003) se muestra que la discriminación salarial de la mujer en la UE está negativamente correlacionada con la amplitud de los permisos de maternidad, el porcentaje de guarderías públicas y la cobertura de la negociación colectiva, mientras que se relaciona positivamente con la dispersión salarial y el grado de segregación ocupacional.

el diseño de tales iniciativas ha suscitado diversos estudios que evalúan su impacto, así como las condiciones que son necesarias para su correcta aplicación en diferentes países. Gunderson (1989) y Michael *et al.* (1989) discuten las posibilidades y los efectos que los distintos tipos de políticas antidiscriminación han conseguido o podrían conseguir en diferentes países. No obstante, existe una gran controversia en todo este debate(4). Ahora bien, antes de evaluar el impacto de este tipo de políticas en el ámbito de la UE es preciso conocer el paso previo de la cuantificación homogénea del problema para los diferentes Estados miembros.

La estructura del presente trabajo es la siguiente: la sección 2 expone los métodos que han utilizado diversos autores para cuantificar la discriminación salarial cuando se corrige el sesgo de selección mediante el método bietápico de Heckman (1979) y el nuevo método propuesto. En la sección 3 se describen los datos utilizados y la definición de todas las variables incluidas en el análisis. La sección 4 analiza los resultados obtenidos y en la sección 5 se resumen las principales conclusiones.

## 2. LA CORRECCIÓN DEL SESGO DE SELECCIÓN Y LA DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE BLINDER-OAXACA

### 2.1 La inclusión de los términos de corrección en la descomposición salarial

La corrección del sesgo de selección muestral en la estimación de ecuaciones salariales a partir de la estimación bietápica propuesta por Heckman (1979) supone la estimación de las siguientes expresiones:

$$w_m = x'_m \beta_m + \sigma_m \lambda_m + u_m \quad [1]$$

$$w_f = x'_f \beta_f + \sigma_f \lambda_f + u_f \quad [2]$$

---

(4) En Estados Unidos Groshen (1991) argumenta que una política de igual valor tendría importantes efectos en la reducción de la discriminación salarial porque la mayor parte de ésta es debida a la segregación ocupacional de la mujer, al contrario de lo anteriormente expuesto por Johnson y Solon (1986) que destacan la elevada segregación sectorial que dificultaría la efectividad de dicha política. En esta línea de argumentación Bayard *et al.* (2003) concluyen que una parte muy importante de dicha discriminación queda sin explicar a pesar de haber controlado por la segregación de la mujer a nivel de ocupaciones, ramas de actividad, empresas y *job-cell* (ocupación y empresa). En el ámbito europeo, Miller (1987) en el Reino Unido y Hernández (1996) en España obtienen que la segregación ocupacional explica una parte exigua de la discriminación salarial. Por otra parte, el trabajo de Dolado *et al.* (2002) pone de manifiesto la reducción experimentada en Europa en la segregación ocupacional de la mujer e incluso consideran que ésta es consecuencia y no causa de la discriminación salarial.

El subíndice  $m$  se refiere a la submuestra masculina y  $f$  a la femenina. La variable salarial  $w$  es una función del salario horario, generalmente el logaritmo neperiano;  $x$  es un vector de características personales y laborales del individuo con las mismas componentes para hombres y mujeres,  $\beta$  es el vector de parámetros a estimar,  $\lambda$  es el término de corrección (inversa de la ratio de Mills)(5),  $\sigma$  es la covarianza entre los factores inobservables que afectan a la participación laboral y aquellos que influyen en el salario y  $u$  es un término de perturbación aleatoria, donde  $E(u)=0$ . Como los estudios sobre discriminación salarial utilizan estas estimaciones, el sesgo de selección se extiende a esta temática. La estimación mínimo cuadrática que supone la segunda etapa nos permite expresar la conocida relación entre las medias muestrales de las variables incluidas y los parámetros estimados.

$$\bar{w}_m = \bar{x}'_m \hat{\beta}_m + \hat{\sigma}_m \bar{\lambda}_m \quad [3]$$

$$\bar{w}_f = \bar{x}'_f \hat{\beta}_f + \hat{\sigma}_f \bar{\lambda}_f \quad [4]$$

La descomposición salarial de Blinder-Oaxaca nos permite dividir las diferencias salariales medias observadas en un primer sumando explicado por diferentes características personales y laborales y un segundo sumando atribuido a la distinta retribución que una misma característica recibe en función del sexo del trabajador. Este último es el generalmente atribuido a la discriminación laboral de la mujer. Sin embargo, al incluir los términos de corrección, algunos autores descomponen la diferencia salarial media en tres sumandos, esto es

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{\beta}_m + \bar{x}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + (\hat{\sigma}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\sigma}_f \bar{\lambda}_f) \quad [5]$$

Esta es la expresión que se cuantifica en Hernández (1995), Meurs y Ponthieux (2000), Plasman *et al.* (2002) y Beblo *et al.* (2003). Sin embargo, con esta expresión se contradice el espíritu intrínseco en la descomposición de Oaxaca-

---

(5) En concreto,  $\lambda = \frac{\phi(Z' \hat{\alpha})}{\Phi(Z' \hat{\alpha})}$ , donde  $Z$  es un vector de características que determinan la

probabilidad de participación laboral,  $\hat{\alpha}$  es el vector de parámetros estimados según la especificación *probit*, por lo que  $\Phi(\cdot)$  y  $\phi(\cdot)$  son las funciones de distribución y de densidad de una normal estandarizada respectivamente. Por tanto, la primera etapa en el método de Heckman consiste en la estimación de un *probit* de participación laboral que permite construir la variable  $\lambda$  que posteriormente es incluida como un regresor adicional en la segunda etapa donde se estima la ecuación salarial.

Blinder al no descomponer el tercer sumando atribuido a los términos de corrección en sus vertientes de características y retribuciones. Esto ocasiona que cuando dicho sumando es negativo los dos primeros suelen estar sobrevalorados y viceversa. En consecuencia, si descomponemos este sumando y tenemos en cuenta que la descomposición de medias no es única, podríamos obtener las tres expresiones siguientes(6):

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \{(\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{\beta}_m + \hat{\sigma}_m(\bar{\lambda}_m - \bar{\lambda}_f)\} + \{ \bar{x}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{\lambda}_f(\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_f) \} \quad [6]$$

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \{(\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{\beta}_f + \hat{\sigma}_f(\bar{\lambda}_m - \bar{\lambda}_f)\} + \{ \bar{x}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{\lambda}_m(\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_f) \} \quad [7]$$

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \{(\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{b} + \hat{\sigma}_b(\bar{\lambda}_m - \bar{\lambda}_f)\} + \{ \bar{x}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{b}) + \bar{\lambda}_m(\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_b) - \bar{x}'_f (\hat{\beta}_f - \hat{b}) - \bar{\lambda}_f(\hat{\sigma}_f - \hat{\sigma}_b) \} \quad [8]$$

En las dos primeras el supuesto adoptado es que la estructura salarial no discriminatoria es la masculina y femenina respectivamente, mientras que en la expresión[8] ésta se correspondería con el estimador de Neumark (1988), quien partiendo del supuesto de que dicha estructura no es observada propone estimarla ( $\hat{b}$ ) a partir de una ecuación salarial conjunta para hombres y mujeres. Esta última descomposición engloba a las dos anteriores como casos particulares cuando  $b = \beta_m$  o  $b = \beta_f$ , que son los supuestos implícitos en la descomposición de Blinder-Oaxaca.

Sin embargo, siguiendo uno de los planteamientos de Neuman y Oaxaca (2003), podemos desarrollar aún más estas expresiones si consideramos los diferentes procesos de selección laboral de hombres y mujeres. Es decir, podemos obtener la probabilidad de participación laboral femenina bajo el esquema selectivo de los hombres combinando las características femeninas ( $Z_f$ ) con los parámetros masculinos ( $\alpha_m$ ) y construir el nuevo término  $\lambda_m(Z_f)$  bajo estas circunstancias. De

(6) Algunos autores utilizan una versión restringida de estas expresiones no incluyendo la corrección del sesgo de selección para la submuestra masculina (De la Rica y Ugidos, 1995 y García et al., 2001).

forma similar, también podríamos obtener  $\lambda_f(Z_m)$ . En estos casos, la diferencia entre los términos de corrección medios de hombres y mujeres puede expresarse como:

$$\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_f) = \{\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_m(Z_f)\} + \{\bar{\lambda}_m(Z_f) - \bar{\lambda}_f(Z_f)\} \quad [9]$$

$$\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_f) = \{\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_m)\} + \{\bar{\lambda}_f(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_f)\} \quad [10]$$

El supuesto implícito en el primer caso [9] es que el proceso de selección laboral no discriminatorio es el masculino y en el segundo [10] el femenino.

## 2.2 Nuevo método propuesto de descomposición salarial

El nuevo método que proponemos para descomponer la diferencia salarial media entre hombres y mujeres consiste en aunar la última idea derivada del trabajo de Neuman y Oaxaca (2003) con el planteamiento de Neumark (1988) acerca de que el esquema no discriminatorio (que él aplica a la estructura salarial y nosotros extendemos a la selección laboral) no es observado y, por tanto, no se corresponde exclusivamente ni con el masculino ni con el femenino. En consecuencia, las diferencias anteriores expresadas en las ecuaciones [9] y [10] pueden escribirse de la siguiente forma:

$$\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_f) = \{\bar{\lambda}_b(Z_m) - \bar{\lambda}_b(Z_f)\} + \{\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_b(Z_m)\} - \{\bar{\lambda}_f(Z_f) - \bar{\lambda}_b(Z_f)\} \quad [11]$$

Donde  $\lambda_b(Z_m)$  y  $\lambda_b(Z_f)$  son los términos de corrección para hombres y mujeres respectivamente contruidos a partir de la estimación de un modelo de selección conjunto para ambos colectivos. Las correspondientes expresiones para la descomposición salarial similares a las ecuaciones [6]-[8] vendrían dadas por:

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \{(\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{\beta}_m + \hat{\sigma}_m (\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_m(Z_f))\} + \{\bar{x}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{\lambda}_f (\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_f) + \hat{\sigma}_m (\bar{\lambda}_m(Z_f) - \bar{\lambda}_f(Z_f))\} \quad [12]$$

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \left\{ (\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{\beta}_f + \hat{\sigma}_f (\bar{\lambda}_f(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_f)) \right\} + \left\{ \bar{x}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \bar{\lambda}_m (\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_f) + \hat{\sigma}_f (\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_f(Z_m)) \right\} \quad [13]$$

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = \left\{ (\bar{x}_m - \bar{x}_f)' \hat{b} + \hat{\sigma}_b (\bar{\lambda}_b(Z_m) - \bar{\lambda}_b(Z_f)) \right\} + \left\{ \bar{x}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{b}) + \bar{\lambda}_m (\hat{\sigma}_m - \hat{\sigma}_b) - \bar{x}_f' (\hat{\beta}_f - \hat{b}) - \bar{\lambda}_f (\hat{\sigma}_f - \hat{\sigma}_b) \right\} + \left\{ \hat{\sigma}_b [(\bar{\lambda}_m(Z_m) - \bar{\lambda}_b(Z_m)) - (\bar{\lambda}_f(Z_f) - \bar{\lambda}_b(Z_f))] \right\} \quad [14]$$

De nuevo, es el segundo sumando el que cuantifica la discriminación salarial de la mujer que, como puede comprobarse, incluye un término más que en las ecuaciones precedentes: las diferencias en los términos de corrección que se obtienen para unas mismas características personales ( $Z_m$  o  $Z_f$ ) provocadas por las diferentes estructuras de selección laboral existentes entre hombres y mujeres ( $\alpha_m \neq \alpha_b \neq \alpha_f$ ). Por otra parte, la diferencia entre los términos de corrección medios del primer sumando viene dada por la diferencia que se obtendría para una misma estructura de participación ( $\alpha_m$ ,  $\alpha_b$  o  $\alpha_f$ ) pero diferentes características personales entre hombres y mujeres ( $Z_m \neq Z_f$ ).

### 3. EL PANEL DE HOGARES DE LA UNIÓN EUROPEA (PHOGUE)

El PHOGUE es una encuesta que se realiza a diversos países de la Unión Europea desde 1994 y tiene la ventaja del tratamiento uniforme para todos ellos. En este trabajo utilizaremos los datos correspondientes a 1996. Para centrarnos en el problema que queremos estudiar –la discriminación salarial–, realizamos un proceso de filtrado de la muestra original eliminando a aquellos individuos con más de 64 años, a los trabajadores autónomos, aprendices, jubilados, varones cumpliendo el servicio militar y aquellos que declaran trabajar menos de 15 horas semanales.

Las variables explicativas incluidas en los modelos de selección (*probits*) son las siguientes:

– Educación: se definen tres variables ficticias correspondientes a los niveles de educación “*primaria*”, “*secundaria*” y “*terciaria*” a partir de la respuesta dada por los individuos a la pregunta PT022 del cuestionario. Esta pregunta permite conocer el máximo nivel de estudios terminado por el sujeto.

- Edad: Calculada a 31 de diciembre de 1996 y directamente disponible en la encuesta en la pregunta PD003.
- Estado civil: se define la variable ficticia “casado” que toma el valor uno para aquellos sujetos que declaran estar casados (PD005) o mantener una unión de hecho con otra persona (PD007).
- “Discapac”: variable dicotómica que toma el valor uno para aquellos sujetos que declaran padecer alguna enfermedad crónica física o mental, o alguna incapacidad o deficiencia crónica. La información se obtiene directamente de la respuesta a la pregunta PH002.
- Experiencia previa (“*exprev*”): esta variable indicadora toma el valor uno para aquellos sujetos que tienen experiencia laboral previa en el momento de contestar el cuestionario. La pregunta del cuestionario utilizada para construirla es la PJ001.
- “Dep”: variable ficticia que toma el valor uno en el caso de que el sujeto tenga hijos económicamente dependientes. Esta variable se construye con la información acerca del estado civil y la tipología económica del hogar (pregunta HD006A).
- “Cuidado”: Esta variable toma el valor uno para aquellas personas que teniendo hijos dependientes económicamente a su cargo pueden dejarlos al cuidado de otra persona sin pagar por ese servicio. Podemos extraer esta información a partir de la suministrada por las preguntas HL002 y HL003.
- Educación del cónyuge: para aquellas personas que entran en la categoría de casadas definimos tres variables ficticias que informan del nivel máximo de estudios terminados por el cónyuge (“*primcony*”, “*seccony*” y “*terccony*”). Para obtener esta variable hay que utilizar el fichero de relaciones de parentesco e identificar a la persona que es cónyuge de cada sujeto clasificado como casado. Posteriormente, las variables se construyen a partir de la cuestión PT022 para la persona identificada como cónyuge o pareja de hecho.
- Renta familiar (“*renfam*”): informa de la cuantía del ingreso total familiar de que puede disponer el sujeto una vez descontada la parte que él mismo aporta a dicho ingreso. Se elabora a partir de las preguntas HI200 y PI211M.
- “*Indparo1*”: esta variable toma el valor uno para aquellos individuos que declaran haber estado alguna vez en desempleo en los últimos cinco años (cuestión PU002).
- “*Indparo2*”: en esta variable el valor unitario se reserva para aquellos que, habiendo estado alguna vez en desempleo en los últimos cinco años, alguno de esos periodos se prolongó durante doce meses o más (cuestión PU004).
- Indicadores de localización: variables ficticias para la zona geográfica de residencia del sujeto según la clasificación de regiones NUTS (cuestión PM002). No obs-

tante, esta información no está disponible para Alemania y Holanda, y Dinamarca y Luxemburgo son consideradas regiones únicas.

La variable dependiente en las ecuaciones de salarios es el logaritmo neperiano del salario horario neto. Se construye a partir de la información contenida en las preguntas PI211M y PE005 relativas al ingreso mensual neto procedente del trabajo por cuenta ajena y al número de horas trabajadas a la semana respectivamente.

Además del nivel de estudios, la edad y los indicadores sobre el historial de desempleo definidos anteriormente, el resto de variables explicativas incluidas en las ecuaciones de salarios son:

- Antigüedad con el empleador actual. Se definen cuatro variables ficticias: “*antig1*” toma el valor uno para aquellos trabajadores con una antigüedad igual o inferior al año, “*antig2*” para los que tienen una antigüedad superior al año e igual o inferior a cinco, “*antig3*” para el período de cinco a quince años y “*antig4*” para antigüedades superiores a los quince años. La información se obtiene de la pregunta PE011. Se ha optado por esta definición a partir de un grupo de ficticias en lugar de utilizar una variable continua debido a que muchos de los individuos con mayor experiencia solamente se conoce que comenzaron su trabajo antes de 1979, pero se desconoce la fecha concreta.
- “*Pub*”: indicadora que toma el valor uno para aquellos sujetos ocupados en el sector público (PE009).
- “*Parcial*”: indicadora que toma el valor uno para aquellos individuos que tienen un trabajo a tiempo parcial (PE005c).
- Indicadoras del tipo de contrato: “*indef*” para los contratos indefinidos, “*temp*” para los temporales y “*otros*” para el resto de acuerdos laborales sin contrato específico. Se elaboran a partir de la pregunta PE024.
- “*Subempleo*”: variable ficticia que toma el valor uno para aquellos trabajadores que consideran que sus conocimientos les permitirían realizar un trabajo más cualificado (pregunta PE016).
- Características del puesto de trabajo: se incluye el control “*super*” para los trabajadores que realizan funciones de supervisión y el control “*inter*” para los que tienen responsabilidades intermedias. La categoría de referencia viene dada por los asalariados que no desempeñan ninguna de estas funciones. Se definen a partir de la cuestión PE010.
- Controles sectoriales: se definen variables ficticias (“*indust1*”, ... , “*indust18*”) para los 18 tipos de industrias recogidos en la pregunta PE007B

En el Cuadro A.1 del anexo figura una descripción estadística para la muestra de asalariados. Excepto en Alemania, Gran Bretaña y Luxemburgo, la proporción de asalariadas con educación terciaria es superior a la de asalariados. En el caso de los hombres esta proporción alcanza su máximo en Dinamarca (37,07%) y para las mujeres en Bélgica (52,40%). Destacan los bajos niveles educativos de Portugal, donde el 73,01% de las asalariadas y el 83,94% de los asalariados tienen solamente educación primaria. Las edades medias son muy similares en ambos colectivos, tan sólo en España y Grecia parece ser superior la de los varones debido seguramente a la incorporación más tardía de la mujer al mercado laboral.

La presencia relativa femenina en el sector público es superior a la masculina, excepto en Grecia donde es muy similar. Alemanas, danesas, finlandesas, francesas, holandesas e irlandesas se concentran en el sector de salud y servicios sociales (*indust17*), mientras que belgas, españolas, griegas, italianas y portuguesas lo hacen en el sector educativo (*indust16*).

El desempleo afecta en mayor medida al colectivo femenino en Alemania, Bélgica, Luxemburgo, Portugal, España y Grecia. Además, en estos dos últimos países se detecta la mayor intensidad del problema medida por la mayor proporción de parados/as de larga duración. Los hombres acumulan una mayor antigüedad en la empresa excepto en Dinamarca y Finlandia. En todos los países la proporción de trabajadoras con contratos a tiempo parcial supera a la de los trabajadores y, salvo en Dinamarca, los hombres presentan unas mayores tasas de contratos indefinidos. Finalmente, la proporción de trabajadores que realizan tareas de supervisión es superior en el colectivo masculino en todos los países.

#### 4. RESULTADOS

Las ecuaciones de salarios estimadas para los diversos países presentan en su casi totalidad (excepto para Finlandia) evidencias de la existencia de un sesgo de selección; por lo que, a continuación, comentaremos brevemente los resultados de las estimaciones de dichas ecuaciones según el método de Heckman (1979) que figuran en el Cuadro A.2 del anexo.

Algunas de las variables definidas en la sección anterior no se incluyeron para algunos países debido a las excesivas observaciones con ausencia de información sobre ellas. En concreto, los indicadores sobre el historial de desempleo no se incluyeron en Holanda, Francia e Italia. La experiencia previa y las características del puesto de trabajo (*super e inter*) no se incluyeron en Gran Bretaña. Además, en

Francia no hay trabajadores con acuerdos laborales sin contrato, por lo que solamente se incluyó el control para los contratos indefinidos(7)

En los modelos de participación laboral (*probits*) hay resultados comunes en hombres y mujeres para todos los países, como el hecho de que un mayor nivel educativo aumenta la probabilidad de participación y una mayor renta familiar la reduce, al igual que sufrir alguna enfermedad o incapacidad crónica o haber estado desempleado durante más de un año. La presencia de hijos económicamente dependientes reduce la participación en el caso de las mujeres (excepto en Dinamarca), mientras que en el caso de los hombres hay una mayor variabilidad según el país en cuestión. No obstante, la posibilidad de poder dejarlos al cuidado de alguien aumenta la probabilidad de participación femenina, excepto para Alemania y Austria, donde no se muestra estadísticamente significativo. Esta ausencia de significatividad también se obtiene en todos los modelos estimados para los hombres.

El matrimonio reduce la probabilidad de participación en las mujeres griegas, irlandesas, italianas, luxemburguesas, portuguesas y españolas, mientras que en Gran Bretaña, Holanda, Bélgica, Dinamarca y Finlandia supone un aumento de la misma. En Alemania, Austria y Francia no se muestra significativo. En el caso de los hombres, excepto para alemanes y austriacos donde no es significativo, siempre implica un aumento de la probabilidad de participación.

El tener experiencia laboral previa aumenta la probabilidad de participación en hombres y mujeres en todos los países, excepto en Finlandia, donde sucede lo contrario.

En las ecuaciones de salarios, una mayor acumulación en las variables típicas de capital humano (educación y antigüedad) supone un mayor salario. Excepto en Holanda, Austria, Dinamarca y Finlandia, existe una prima salarial del sector público frente al privado que, salvo en Francia, siempre es superior en la muestra femenina.

Realizar tareas de supervisión y tener un contrato indefinido también suponen un mayor salario, mientras que el sentimiento de subempleo está relacionado negativamente con el salario percibido, aunque esta variable no es significativa en todos los países.

Los controles por tipos de industrias aparecen mucho más significativos en las muestras masculinas. En las muestras femeninas de Gran Bretaña, Holanda, Irlanda, Luxemburgo, Francia y Bélgica no hay diferencias significativas de salarios

---

(7) Estas pequeñas diferencias no son relevantes en el objetivo principal del artículo, ya que los resultados se mantienen si las variables omitidas en algunos países debido a la elevada ausencia de información se omiten también en el resto. No obstante, en éstos últimos el ajuste de las estimaciones empeora, por lo que hemos decidido incluirlas.

entre las diferentes ramas de actividad (en este último país tampoco las hay en el caso de los hombres). En los demás casos, el sector agrícola y pesquero suele ser el que tiene asociado el menor salario, mientras que el sector de mayor salario varía de un país a otro.

Respecto al cálculo de la discriminación salarial, vamos a presentar los resultados obtenidos cuando utilizamos el estimador de Neumark como estructura salarial no discriminatoria(8). En el Cuadro 1 presentamos los resultados del porcentaje de discriminación salarial obtenidos a partir de estimaciones mínimo cuadráticas y de estimaciones corregidas por el método de Heckman (1979). En este último caso presentamos los resultados obtenidos a partir de las expresiones [8] y [14]. De esta forma queda patente, por un lado, el sesgo cometido en el cálculo de la discriminación salarial cuando no tenemos en cuenta el problema de la selección muestral y, por otro, los diferentes resultados que podemos obtener cuando incluyendo la corrección de dicho sesgo utilizamos diferentes tipos de descomposiciones salariales.

Podemos observar que en todos los países considerados existe una diferencia salarial media observada a favor del hombre y en casi todos ellos la mayor parte de esta diferencia está atribuida a la discriminación laboral. El hecho de que el porcentaje de esta última supere en algunos casos el 100 % viene a indicar que, dadas las características productivas de hombres y mujeres, los salarios medios observados de éstas debieran ser superiores a los de los hombres en ausencia de discriminación, cosa que como acabamos de comentar nunca sucede.

En la segunda columna del Cuadro 1 se puede observar que las mayores diferencias salariales entre hombres y mujeres se registran en Alemania, donde el salario de los hombres es un 29% superior al de las mujeres. No obstante, según la estimación mínimo cuadrática, el porcentaje de ese 29% de diferencia salarial que es atribuible a la discriminación laboral es el 76,59%. Según esta estimación, el país que mayor porcentaje de discriminación presenta es Italia, con un 160,93%. Sin embargo, es el país donde menores son las diferencias salariales entre hombres y mujeres: tan sólo el 6,71%.

---

(8) Los resultados obtenidos cuando consideramos que la estructura salarial no discriminatoria es la masculina o femenina están a disposición de cualquier persona interesada que lo solicite.

Gráfico 1

### Porcentaje de la diferencia salarial que se considera discriminatorio según las estimaciones por MCO

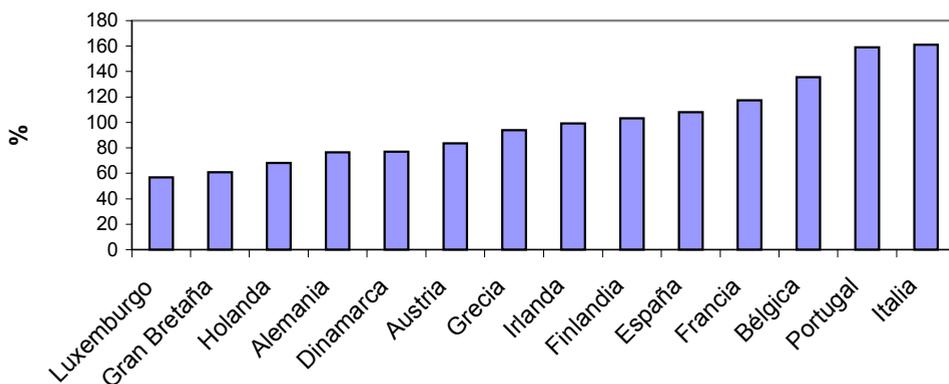
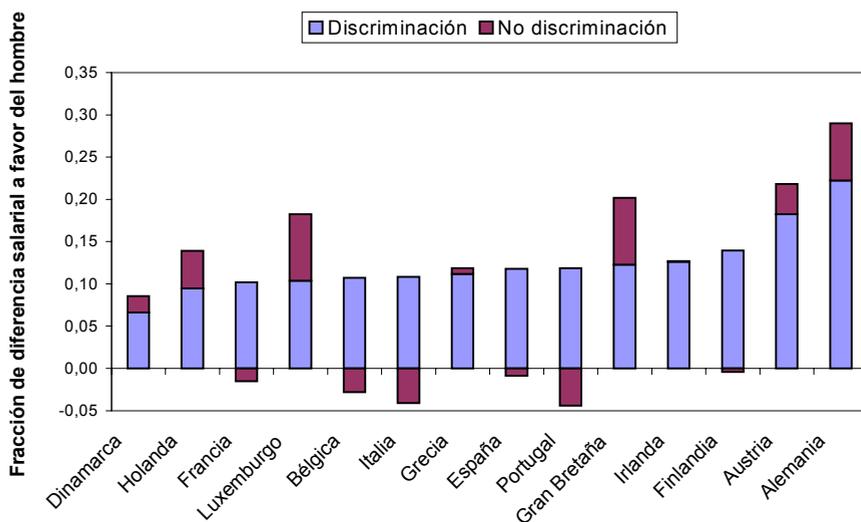


Gráfico 2

### Descomposición de la diferencia salarial según estimaciones por MCO



En el gráfico 1 mostramos los porcentajes de discriminación salarial ordenados de menor a mayor según las estimaciones por MCO y en el gráfico 2 figura la descomposición de la diferencia salarial existente entre hombres y mujeres distinguiendo la parte no discriminatoria (diferencias en características productivas) de la discriminatoria (diferencias en parámetros estimados), también ordenada de menor a mayor según la cuantía total de esta última. Las diferencias entre estos dos gráficos son evidentes en cuanto a la clasificación de países según el grado de discriminación salarial mostrado. Alemania muestra la mayor cuantía de discriminación salarial debido fundamentalmente a las grandes diferencias salariales existentes, ya que su porcentaje es solamente el cuarto más alto (gráfico 1). Algo similar sucede con Austria y Gran Bretaña. Por otra parte, las elevadas cuantías de discriminación salarial obtenidas para Finlandia e Irlanda están más motivadas por sus elevados porcentajes de discriminación salarial (103,16 % y 99,33 % respectivamente) que por sus diferencias salariales (13,52% y 12,68%).

**Cuadro 1**  
DISCRIMINACION SALARIAL

Países	Porcentaje de diferencia salarial	Porcentaje de discriminación		
		Estimación por MCO	Estimación de Heckman	
			Expresión [8]	Expresión [14]
Alemania	29,00	76,59	55,14	65,49
Dinamarca	8,57	77,06	56,46	71,14
Holanda	13,92	68,12	43,74	58,67
Bélgica	7,90	135,58	113,47	127,05
Luxemburgo	18,23	56,97	30,53	40,14
Francia	8,67	117,47	74,75	88,04
Gran Bretaña	20,16	60,84	45,63	54,41
Irlanda	12,68	99,33	71,11	92,54
Italia	6,71	160,93	71,10	108,89
Grecia	11,86	94,12	6,50	54,66
España	10,92	107,95	84,50	95,98
Portugal	7,44	159,09	146,45	152,03
Austria	21,81	83,63	47,57	72,15
Finlandia	13,52	103,16	104,12	103,26

Nota: el porcentaje de diferencia salarial es la diferencia entre la media del logaritmo neperiano de los salarios masculinos y la media del logaritmo neperiano de los salarios femeninos.

Si utilizamos la descomposición salarial de Neuman y Oaxaca (2003) representada por la expresión [8] vemos que se produce un cambio –radical en algunos casos como Grecia– en los porcentajes de discriminación obtenidos, ya que se reducen para todos los países, excepto para Finlandia (donde no se han detectado problemas de selección muestral), y además cambia la ordenación de países según el grado de discriminación, aunque esto último en menor medida (gráfico 4). Hay que tener en cuenta que con la inclusión del término de corrección de Heckman estamos provocando, tanto un cambio en la estimación del resto de parámetros estimados, como la inclusión de una variable más ( $\lambda$ ). Esta variable es una *proxy* de la inversa de la probabilidad de participación, por tanto, en aquellos países donde la participación femenina sea muy inferior a la masculina se obtendrá una  $\lambda$  femenina muy superior a la masculina, que indefectiblemente tiene su repercusión en el porcentaje de diferencia salarial explicado por diferentes características (diferentes *lambdas* en este caso) y reduce el correspondiente a la discriminación. Esto explica lo sucedido en Grecia.

**Grafico 3**

**Porcentaje de la diferencia salarial que se considera discriminatorio según expresión [8]**

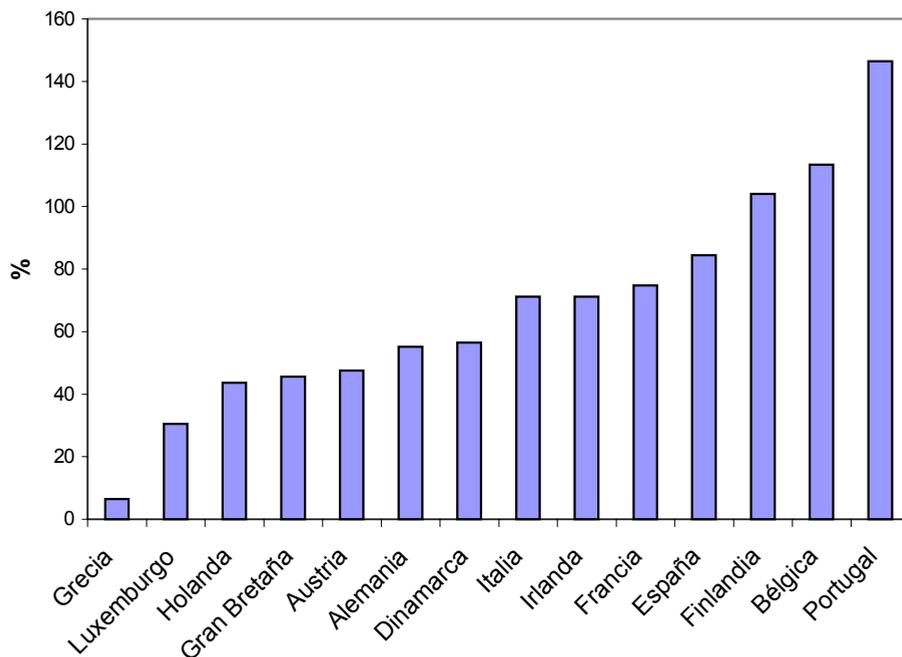
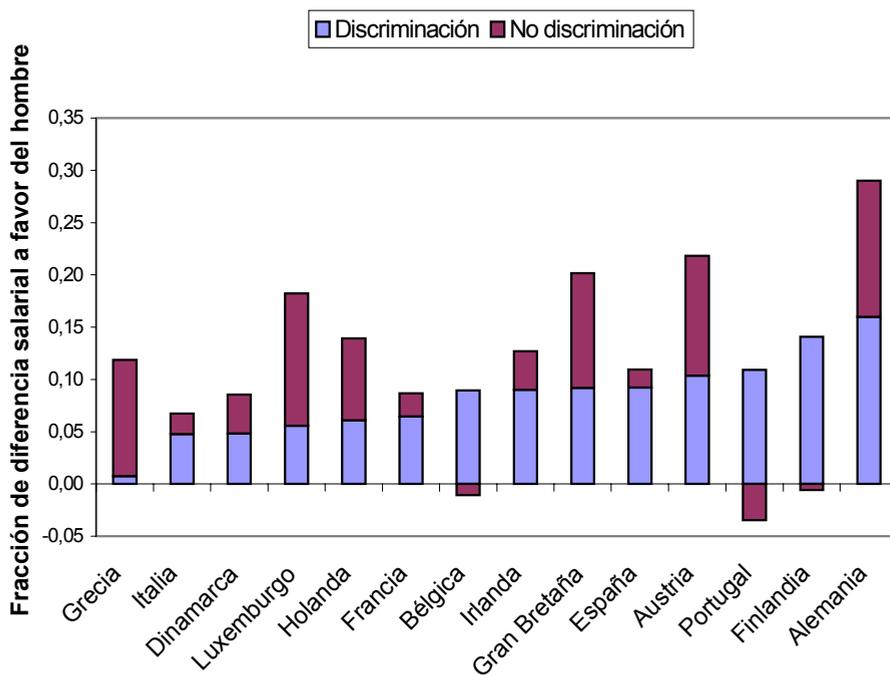


Gráfico 4

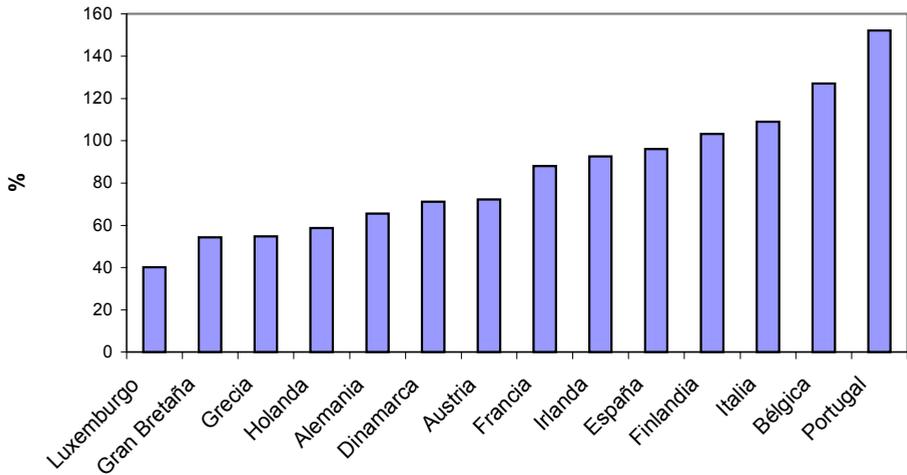
## Descomposición de la diferencia salarial según expresión [8]



Por otra parte, la reducción del porcentaje de discriminación experimentada para todos los países tiene una explicación parecida: estamos incluyendo una variable bastante diferente entre hombres y mujeres al estar relacionada con las distintas pautas de participación laboral de ambos colectivos. Por tanto, estamos ampliando el vector de diferentes características que, dada una diferencia salarial constante, tiene su consiguiente repercusión en la reducción del porcentaje atribuido a la discriminación laboral.

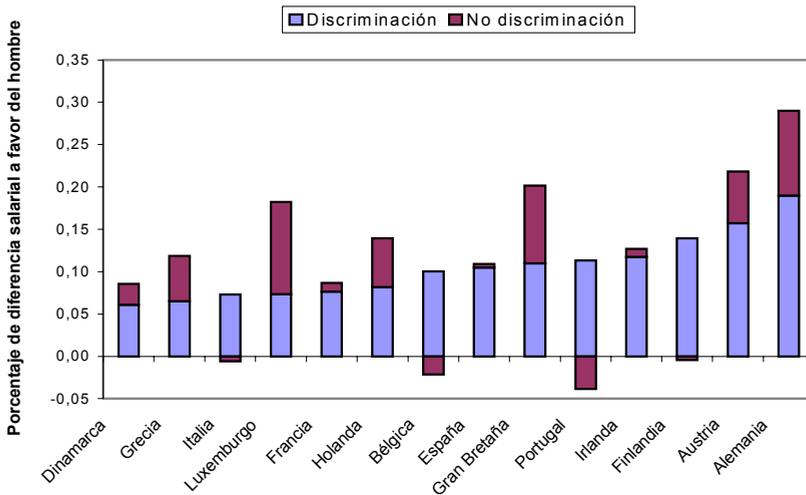
**Gráfico 5**

**Porcentaje de la diferencia salarial que se considera discriminatorio según expresión [14]**



**Gráfico 6**

**Descomposición de la diferencia salarial según expresión [14]**



Sin embargo, cuando tenemos en cuenta que no todas las diferencias en *lambdas* son diferencias en características productivas, tal y como sucede si utilizamos la expresión [14], los porcentajes de discriminación aumentan respecto a los derivados de la expresión [8], aunque son inferiores a los calculados según la estimación por MCO. Tal y como se discutió en la sección 2, las diferencias en participación laboral observadas entre hombres y mujeres pueden descomponerse en una parte motivada por diferentes características personales para un mismo esquema de selección laboral, y otra parte atribuida a distintos esquemas selectivos dadas las mismas características personales en hombres y mujeres. Constituyen los dos sumandos de las expresiones [9], [10] y [11] respectivamente. El primero de ellos formaría parte de la diferencia salarial no discriminatoria y el segundo se añadiría a la fracción de diferencia salarial considerada discriminatoria.

Por esta razón los porcentajes de discriminación que aparecen en la última columna del Cuadro 1 son superiores a los de la columna inmediatamente anterior. La ordenación de países según el porcentaje y la cuantía de discriminación obtenidos a partir de la expresión [14] aparece en los gráficos 5 y 6 respectivamente. Se comprueba que un correcto tratamiento de los términos de corrección en las descomposiciones salariales es fundamental, no sólo para corregir el sesgo de los resultados obtenidos por las estimaciones mínimo cuadráticas, sino también para evitar los resultados erróneos que se derivan al considerar que todas las diferencias en *lambdas* son diferencias en características.

## 5. CONCLUSIONES

Los porcentajes de discriminación salarial habitualmente obtenidos en análisis de corte transversal se reducen considerablemente cuando corregimos el sesgo de selección muestral e incluimos de forma correcta los términos de corrección en las descomposiciones salariales del tipo Blinder-Oaxaca. En este sentido, proponemos un método para descomponer tales diferencias que considera tanto las distintas pautas de selección laboral existentes entre hombres y mujeres como el hecho de que el proceso de selección laboral no discriminatorio no es observado y, por tanto, no puede corresponderse exclusivamente con el masculino o el femenino.

La aplicación llevada a cabo muestra que en trece de los catorce países estudiados se ha encontrado evidencia empírica de un sesgo de selección, por lo que el correcto tratamiento de los términos de corrección incluidos en las descomposiciones salariales cobra una especial importancia. En general, esta consideración genera unos porcentajes de discriminación inferiores a los obtenidos a partir de las estimaciones mínimo cuadráticas. No obstante, pensamos que las diferentes pautas de selección laboral de hombres y mujeres han de ser descompuestas en

las dos vertientes tradicionales: diferencias en parámetros y diferencias en características. Esto ocasiona en todos los países donde se han detectado evidencias de sesgo de selección (todos salvo Finlandia) que el porcentaje de discriminación obtenido sea superior al calculado en ausencia de esta división, aunque siempre inferior al que se obtendría si no se corrige el sesgo de selección. En consecuencia, los porcentajes de discriminación obtenidos en este trabajo con la metodología propuesta son inferiores a los estimados en otros estudios que han utilizado el PHOGUE pero que no han considerado el sesgo de selección muestral (Comisión Europea, 2002, Dolado *et al.*, 2002, OCDE, 2002 y Rice, 1999). Por otro lado, la correcta descomposición de los términos de corrección según el método propuesto supone una mejora en cuanto a homogeneidad de los resultados y mayor información obtenida respecto a aquellos trabajos que, aunque utilizan el PHOGUE y corrigen el sesgo de selección, no descomponen dichos términos en sus vertientes habituales de características y remuneración (Plasman *et al.*, 2002 y Beblo *et al.*, 2003).

Los mayores porcentajes de discriminación salarial se registran en Italia, Bélgica y Portugal. Sin embargo, estos países son los que presentan las menores diferencias salariales entre hombres y mujeres, por lo que la cuantía total de la discriminación no es muy elevada en ellos. Las mayores cuantías de discriminación salarial aparecen en Alemania, Austria, Finlandia e Irlanda. En los dos primeros países son debidas fundamentalmente a las grandes diferencias salariales existentes entre hombres y mujeres, mientras que las elevadas cuantías de discriminación obtenidas en los dos últimos están más motivadas por sus elevados porcentajes de discriminación salarial.

Finalmente, cabe señalar como posibles mejoras al método de descomposición propuesto su extensión al caso de datos longitudinales para, de forma similar a lo desarrollado para datos de corte transversal, poder realizar análisis de discriminación salarial que contemplen el sesgo de selección y su correcto tratamiento en las descomposiciones salariales cuando se estiman ecuaciones con datos de panel.

## ANEXO

**Cuadro A.1**  
DESCRIPCION ESTADISTICA DE LAS SUBMUESTRAS DE ASALARIADOS  
DESVIACION ESTANDAR ENTRE PARENTESIS

(Continúa)

	Alemania		Austria		Bélgica		Dinamarca		España	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Secundaria	0,5679	0,5166	0,6849	0,8005	0,2970	0,3856	0,3778	0,4209	0,2363	0,1929
Terciaria	0,1651		0,1093	0,0758	0,5240	0,3511	0,4238	0,3707	0,3778	0,2483
Edad	39,622	41,049	35,747	37,671	37,405	39,454	40,086	40,275	35,935	38,330
	(10,67)	(10,74)	(10,56)	(10,78)	(8,82)	(9,12)	(10,55)	(10,76)	(10,42)	(11,23)
antig2	0,2737	0,2189	0,2650	0,1815	0,2023	0,1733	0,2320	0,2474	0,1948	0,1573
antig3	0,2803	0,2568	0,2596	0,2623	0,3528	0,3100	0,3020	0,2968	0,2607	0,2426
antig4	0,2436	0,3749	0,2577	0,3878	0,3191	0,4078	0,2512	0,2253	0,2148	0,3211
pub	0,3955	0,2905	0,3251	0,2909	0,4293	0,3667	0,5484	0,2840	0,3259	0,2410
indparo1	0,2113	0,1488	0,1749	0,1827	0,2361	0,1611	0,2761	0,3010	0,3852	0,3469
indparo2	0,0616	0,0338	0,0401	0,0137	0,0882	0,0444	0,0901	0,0604	0,2259	0,1444
indust2	0,0088	0,0281	0,0064	0,0317	0,0026	0,0300	0,0038	0,0187	0,0007	0,0255
indust3	0,0249	0,0205	0,0291	0,0348	0,0298	0,0278	0,0192	0,0459	0,0319	0,0400
indust4	0,0249	0,0123	0,0392	0,0118	0,0311	0,0156	0,0077	0,0051	0,0400	0,0214
indust5	0,0169	0,0363	0,0264	0,0429	0,0091	0,0267	0,0182	0,0281	0,0119	0,0344
indust6	0,0271	0,0614	0,0128	0,0323	0,0298	0,0633	0,0211	0,0281	0,0193	0,0388
indust7	0,0330	0,1289	0,0337	0,1038	0,0104	0,0811	0,0230	0,0876	0,0089	0,0635
indust8	0,0345	0,0859	0,0319	0,0777	0,0363	0,0656	0,0278	0,0553	0,0200	0,0594
indust9	0,0257	0,1289	0,0164	0,1293	0,0104	0,0722	0,0192	0,1199	0,0141	0,1318
indust10	0,1174	0,0737	0,1931	0,1007	0,0649	0,0633	0,0949	0,0961	0,1356	0,1254
indust11	0,0183	0,0061	0,0592	0,0168	0,0233	0,0122	0,0201	0,0128	0,0615	0,0412
indust12	0,0249	0,0588	0,0301	0,0938	0,0246	0,0967	0,0374	0,0825	0,0311	0,0817
indust13	0,0668	0,0384	0,0592	0,0460	0,0661	0,0633	0,0460	0,0434	0,0304	0,0360
indust14	0,0492	0,0343	0,0319	0,0367	0,0597	0,0511	0,0547	0,0714	0,0926	0,0445
indust15	0,1460	0,1223	0,0847	0,1187	0,0739	0,1078	0,0901	0,0731	0,0970	0,0970
indust16	0,0902	0,0358	0,1011	0,0323	0,2283	0,0922	0,1170	0,0723	0,1437	0,0421
indust17	0,1695	0,0292	0,1557	0,0242	0,2231	0,0356	0,3183	0,0527	0,1326	0,0311
indust18	0,1108	0,0875	0,0792	0,0423	0,0726	0,0844	0,0738	0,0757	0,1126	0,0376
parcial	0,2817	0,0113	0,2304	0,0149	0,2490	0,0167	0,1553	0,0264	0,1319	0,0202
indef.	0,8738	0,8864	0,8889	0,9136	0,8716	0,9256	0,8792	0,8605	0,5919	0,6571
temp.	0,0697	0,0558	0,0647	0,0342	0,1025	0,0622	0,0748	0,0485	0,3059	0,2952
subempleo	0,6060	0,6818	0,6047	0,6408	0,5785	0,6956	0,5647	0,6633	0,5993	0,5431
super	0,0462	0,1504	0,0565	0,1367	0,0636	0,1556	0,0719	0,2024	0,0370	0,0914
inter	0,1438	0,2568	0,1712	0,2989	0,1427	0,2544	0,1640	0,1548	0,1430	0,1965
lambda	0,5219	0,1599	0,5969	0,1855	0,4116	0,1495	0,3201	0,1659	0,8948	0,4402
	(0,329)	(0,208)	(0,304)	(0,234)	(0,421)	(0,284)	(0,309)	(0,254)	(0,509)	(0,397)
Observac.	1363	1955	1098	1609	771	900	1043	1176	1350	2473

**Cuadro A.1**  
**DESCRIPCION ESTADISTICA DE LAS SUBMUESTRAS DE ASALARIADOS**  
**DESVIACION ESTANDAR ENTRE PARENTESIS** (Continuación)

	Finlandia		Francia		Gran Bretaña		Grecia		Holanda	
	Mujeres	Hombres								
Secundaria	0,3257	0,4363	0,4190	0,4645	0,3820	0,3385	0,3174	0,3515	0,5518	0,5652
Terciaria	0,4767	0,3646	0,2899	0,2170	0,2569	0,3319	0,4343	0,2822	0,2142	0,2053
Edad	41,382 (9,84)	40,078 (10,14)	39,513 (9,42)	39,726 (9,87)	40,393 (10,72)	40,862 (11,25)	35,813 (9,53)	39,248 (10,79)	36,497 (10,45)	39,167 (10,67)
antig2	0,1349	0,1705	0,2141	0,1783	0,3030	0,2558	0,2178	0,1974	0,2764	0,2162
antig3	0,3446	0,2999	0,3155	0,3058	0,3622	0,3550	0,3307	0,2626	0,3248	0,2966
antig4	0,3722	0,3535	0,3202	0,3733	0,1723	0,2668	0,1846	0,3377	0,1530	0,2912
pub	0,5556	0,3410	0,4282	0,2845	0,3985	0,2878	0,4024	0,4070	0,3603	0,2576
indparo1	0,2009	0,2651			0,1767	0,2117	0,2722	0,2276		
indparo2	0,0445	0,0654			0,0494	0,0441	0,1740	0,0856		
indust2	0,0054	0,0251	0,0079	0,0179	0,0055	0,0176	0,0053	0,0522	0,0049	0,0125
indust3	0,0216	0,0278	0,0198	0,0369	0,0165	0,0408	0,0252	0,0334	0,0138	0,0383
indust4	0,0155	0,0090	0,0290	0,0115	0,0209	0,0154	0,0996	0,0351	0,0069	0,0086
indust5	0,0492	0,0891	0,0138	0,0242	0,0154	0,0320	0,0199	0,0212	0,0296	0,0367
indust6	0,0216	0,0313	0,0250	0,0496	0,0220	0,0507	0,0212	0,0302	0,0128	0,0343
indust7	0,0121	0,1016	0,0224	0,0692	0,0231	0,0684	0,0080	0,0351	0,0069	0,0414
indust8	0,0310	0,0675	0,0375	0,0825	0,0373	0,0838	0,0120	0,0318	0,0158	0,0664
indust9	0,0054	0,0779	0,0138	0,1062	0,0088	0,0485	0,0106	0,1313	0,0227	0,0859
indust10	0,0944	0,1002	0,1344	0,1368	0,1592	0,1301	0,1567	0,1264	0,1540	0,1499
indust11	0,0364	0,0111	0,0217	0,0173	0,0395	0,0187	0,0438	0,0302	0,0247	0,0141
indust12	0,0445	0,1044	0,0303	0,0917	0,0505	0,0849	0,0359	0,1052	0,0336	0,0804
indust13	0,0492	0,0188	0,0408	0,0254	0,0571	0,0463	0,0584	0,0310	0,0444	0,0351
indust14	0,0641	0,0912	0,0744	0,0796	0,0538	0,0915	0,0544	0,0171	0,0918	0,1101
indust15	0,0681	0,0675	0,1311	0,1079	0,0911	0,1058	0,1049	0,1582	0,0849	0,1077
indust16	0,1194	0,0564	0,1364	0,0594	0,1482	0,0684	0,1726	0,0726	0,1125	0,0796
indust17	0,2987	0,0480	0,1838	0,0444	0,2042	0,0419	0,1036	0,0367	0,2892	0,0562
indust18	0,0459	0,0369	0,0698	0,0242	0,0439	0,0397	0,0598	0,0334	0,0405	0,0242
parcial	0,0802	0,0285	0,1871	0,0283	0,3458	0,0320	0,0837	0,0277	0,3425	0,0422
indef.	0,8409	0,8754	0,9091	0,9215	0,8979	0,9239	0,7703	0,8018	0,8618	0,9087
temp.	0,1403	0,0932			0,0406	0,0364	0,0850	0,0653	0,0415	0,0328
subempleo	0,5792	0,6242	0,4723	0,5666	0,6301	0,7431	0,6600	0,6444	0,3751	0,4083
super	0,0816	0,2192	0,0725	0,1518			0,0186	0,0661	0,0415	0,1280
inter	0,1693	0,1656	0,1891	0,2429			0,0385	0,0653	0,1234	0,1866
lambda	0,2987 (0,383)	0,2383 (0,383)	0,4939 (0,390)	0,2257 (0,294)	0,5377 (0,297)	0,2341 (0,278)	0,9127 (0,493)	0,3002 (0,330)	0,5597 (0,395)	0,2537 (0,349)
Observac.	1483	1437	1518	1733	911	907	753	1226	1013	1281

**Cuadro A.1**  
DESCRIPCION ESTADISTICA DE LAS SUBMUESTRAS DE ASALARIADOS  
DESVIACION ESTANDAR ENTRE PARENTESIS

	(Conclusión)							
	Irlanda		Italia		Luxemburgo		Portugal	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Secundaria	0,5237	0,4170	0,5225	0,4072	0,3422	0,2834	0,1732	0,1168
Terciaria	0,2345	0,1995	0,1112	0,1014	0,1728	0,2281	0,0967	0,0438
Edad	34,649	36,268	37,496	39,243	35,286	38,445	37,555	37,242
	(10,31)	(11,55)	(10,24)	(10,93)	(9,15)	(9,66)	(11,50)	(12,66)
antig2	0,2403	0,1840	0,1823	0,1739	0,2890	0,2396	0,2150	0,1968
antig3	0,2892	0,2748	0,2874	0,2489	0,3389	0,3111	0,2738	0,2734
antig4	0,1540	0,2820	0,3609	0,4188	0,1794	0,3525	0,2908	0,3289
pub	0,3295	0,2832	0,4247	0,3503	0,3256	0,2903	0,3063	0,2179
indparo1	0,2245	0,2354			0,0731	0,0622	0,1933	0,1636
indparo2	0,0647	0,0920			0,0266	0,0161	0,1176	0,0590
indust2	0,0014	0,0167	0,0073	0,0269	0,0033	0,0253	0,0039	0,0193
indust3	0,0288	0,0717	0,0200	0,0269	0,0299	0,0115	0,0286	0,0333
indust4	0,0360	0,0251	0,0960	0,0273	0,0000	0,0023	0,1268	0,0339
indust5	0,0144	0,0323	0,0128	0,0293	0,0066	0,0115	0,0139	0,0374
indust6	0,0302	0,0406	0,0261	0,0389	0,0066	0,0599	0,0178	0,0339
indust7	0,0144	0,0538	0,0358	0,1082	0,0100	0,0876	0,0093	0,0421
indust8	0,0662	0,0609	0,0352	0,0553	0,0266	0,0161	0,0263	0,0380
indust9	0,0058	0,1219	0,0049	0,0974	0,0033	0,1820	0,0101	0,2068
indust10	0,1424	0,1290	0,0966	0,0770	0,1362	0,1106	0,1176	0,1454
indust11	0,0705	0,0215	0,0389	0,0212	0,0532	0,0161	0,0750	0,0438
indust12	0,0331	0,0932	0,0298	0,0741	0,0332	0,0853	0,0247	0,0578
indust13	0,0576	0,0287	0,0298	0,0409	0,1661	0,0806	0,0139	0,0280
indust14	0,0791	0,0490	0,0431	0,0244	0,0764	0,0415	0,0263	0,0251
indust15	0,0576	0,0908	0,0954	0,1178	0,0698	0,1037	0,0835	0,1215
indust16	0,1281	0,0585	0,1847	0,0577	0,0997	0,0668	0,1539	0,0263
indust17	0,1583	0,0227	0,1385	0,0745	0,1262	0,0184	0,0982	0,0134
indust18	0,0734	0,0346	0,0802	0,0637	0,1495	0,0530	0,1237	0,0175
parcial	0,2561	0,0203	0,1495	0,0257	0,2724	0,0115	0,0696	0,0099
indef.	0,7942	0,8578	0,8712	0,8946	0,9037	0,9677	0,7889	0,8037
temp.	0,0547	0,0442	0,0808	0,0641	0,0365	0,0230	0,1307	0,0952
subempleo	0,5554	0,5281	0,5176	0,5463	0,3987	0,4424	0,5654	0,5210
super	0,0719	0,1673	0,0292	0,0950	0,0565	0,1429	0,0209	0,0479
inter	0,2014	0,1434	0,1409	0,1848	0,1894	0,2558	0,0534	0,0654
lambda	0,6603	0,3583	0,7768	0,3100	0,5307	0,0783	0,6493	0,3033
	(0,510)	(0,403)	(0,443)	(0,383)	(0,424)	(0,172)	(0,396)	(0,317)
Observac.	695	837	1646	2495	301	434	1293	1712

**Cuadro A.2**  
**ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS**  
**POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)**

(Continúa)

	Alemania		Austria				Bélgica					
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Probits</b>												
Secundaria	0,1343	2,07	0,1334	1,30	0,5315	7,85	0,4269	3,92	0,4386	4,30	0,4359	2,93
Terciaria	0,6147	5,97	0,3321	2,51	1,0772	7,89	0,6080	2,66	1,3475	11,84	0,7995	4,39
discapac	-0,2979	-4,03	-0,2525	-2,49	-0,2960	-3,09	-0,3536	-2,92	-0,7260	-5,15	-0,7921	-4,90
exprev	0,2127	2,26	0,1984	1,50	0,4023	4,39	0,7707	6,67	0,3449	3,16	0,3224	1,63
dep	-0,7762	-9,85	0,2947	2,33	-0,6241	-7,67	0,2738	1,89	-0,4508	-4,07	-0,0616	-0,35
casado	-0,1092	-1,26	0,1309	0,97	-0,0743	-0,88	0,1454	1,06	0,1641	1,35	0,5809	3,10
seccony	0,3948	2,95	0,1933	1,50	-0,0272	-0,24	0,1845	1,23	-0,0796	-0,28	0,1772	0,80
primcony	0,2320	1,06	0,0548	0,39	-0,0219	-0,09	0,0762	0,44	-0,5169	-1,42	-0,3552	-1,79
cuidado	-0,1404	-1,38	-0,0629	-0,33	0,0969	0,87	-0,2984	-1,45	1,0007	6,88	0,2086	0,80
renfam	-162,1364	-10,64	-195,4833	-10,11	-4,1960	-3,98	-7,4575	-3,94	-12,4586	-9,66	-15,0572	-8,13
edad	0,2750	12,52	0,1708	5,86	0,2090	9,87	0,1997	7,09	0,2907	8,58	0,3666	8,42
(edad) <sup>2</sup>	-0,0036	-13,39	-0,0020	-5,89	-0,0030	-11,05	-0,0025	-6,98	-0,0038	-9,02	-0,0047	-8,58
indparo1	-0,1003	-1,11	-0,4167	-3,47	0,1335	1,31	-0,3135	-2,73	0,1070	0,71	-0,8116	-4,30
indparo2	-0,6749	-5,47	-0,7542	-4,36	-0,4565	-2,74	-1,4235	-6,93	-1,0958	-6,46	-1,1382	-5,38
constante	-3,7269	-9,84	-1,8548	-3,63	-3,2213	-9,51	-3,3416	-7,36	-4,7169	-7,53	-5,6415	-7,44
Observac.	2305		2219		2050		1907		1397		1112	

Todas las estimaciones (probits y ec. salarios) incluyen controles geográficos excepto Alemania, Dinamarca, Holanda y Luxemburgo. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad.

**Cuadro A.2**  
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS  
POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)

(Continuación)

	Alemania				Austria				Bélgica			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Ec. Salarios</b>												
Secundaria	0,5166	-0,15	-0,0358	-1,38	0,0159	0,33	0,0166	0,47	0,1007	3,26	0,0363	1,37
Terciaria	0,2941	3,55	0,1253	4,09	0,1896	2,37	0,2383	4,12	0,2657	7,52	0,1919	6,05
Edad	41,0486	2,93	0,0191	2,08	-0,0233	-1,77	-0,0256	-2,26	0,0039	0,38	-0,0075	-0,68
(edad) <sup>2</sup>	-0,0003	-2,69	-0,0002	-1,89	0,0005	2,52	0,0004	2,64	0,0000	0,07	0,0002	1,27
antig2	0,2189	4,07	0,0339	1,05	-0,0345	-0,75	0,0454	1,23	0,1277	3,65	-0,0045	-0,11
antig3	0,2568	3,18	0,1674	4,88	-0,0177	-0,35	0,1083	2,86	0,1438	4,07	0,1134	2,75
antig4	0,3749	4,13	0,1733	4,72	0,1332	2,32	0,1228	2,97	0,2762	6,48	0,1560	3,48
pub	0,2905	2,33	0,0101	0,32	0,0356	0,70	0,0317	0,84	0,0927	3,38	0,0539	1,62
indparo1	0,1488	-3,00	-0,0454	-1,38	-0,0368	-0,74	0,0366	1,11	0,0066	0,22	-0,0569	-1,63
indparo2	0,0338	-1,20	0,1371	2,22	0,0840	0,93	-0,0383	-0,34	-0,0164	-0,36	0,0300	0,49
indust2	0,0281	2,79	0,1395	1,35	0,2030	0,83	0,4374	4,79	0,0394	0,17	0,2217	1,98
indust3	0,0205	0,54	0,1256	1,15	0,0747	0,42	0,2657	2,96	0,1058	0,66	0,0170	0,15
indust4	0,0123	0,67	0,1144	0,94	0,1050	0,61	0,1534	1,27	0,0421	0,26	-0,0643	-0,52
indust5	0,0363	3,16	0,3087	3,07	0,2735	1,53	0,3097	3,59	-0,0709	-0,39	0,0716	0,63
indust6	0,0614	2,84	0,2922	3,05	0,0815	0,40	0,4864	5,34	0,1653	1,03	0,1278	1,23
indust7	0,1289	3,52	0,2726	2,98	0,2665	1,53	0,3901	5,08	0,0986	0,56	0,0675	0,66
indust8	0,0859	2,30	0,4194	4,49	0,0896	0,51	0,4124	5,20	0,1573	0,99	0,0783	0,75
indust9	0,1289	2,38	0,1452	1,59	0,1837	0,95	0,4146	5,49	0,0853	0,49	0,0127	0,12
indust10	0,0737	1,70	0,0921	0,98	0,1713	1,09	0,3496	4,52	0,0984	0,63	0,0265	0,25
indust11	0,0061	0,88	-0,0026	-0,02	0,0307	0,19	0,1851	1,72	0,1013	0,62	0,0190	0,14
indust12	0,0588	2,97	0,2034	2,13	0,0050	0,03	0,3054	3,90	0,1700	1,05	0,0759	0,75
indust13	0,0384	3,35	0,4331	4,33	0,3510	2,12	0,4458	5,20	0,1949	1,25	0,1593	1,52
indust14	0,0343	2,17	0,2284	2,27	0,2486	1,42	0,5149	5,78	0,1576	1,01	0,0790	0,74
indust15	0,1223	2,40	0,3834	4,11	0,1793	1,09	0,3753	4,70	0,1820	1,17	-0,0181	-0,18
indust16	0,0358	4,35	0,4787	4,65	0,3382	2,03	0,5935	6,05	0,0812	0,53	0,0743	0,71
indust17	0,0292	2,53	0,2434	2,35	0,3009	1,90	0,3288	3,36	0,1578	1,03	0,1508	1,37
indust18	0,0875	2,00	0,1694	1,83	0,0986	0,61	0,2831	3,28	0,0721	0,47	0,0649	0,63
parcial	0,0113	2,09	0,0436	0,49	0,1273	3,23	-0,0443	-0,50	0,1266	5,49	-0,0639	-0,80
indef.	0,8864	0,42	0,0822	2,02	0,1677	2,27	-0,0115	-0,23	0,2691	4,43	-0,0045	-0,05
temp.	0,0558	0,63	-0,1793	-3,12	0,1987	2,07	-0,1441	-1,91	0,2281	3,36	0,0010	0,01
subempleo	0,6818	-1,02	-0,0083	-0,41	0,0126	0,40	-0,0123	-0,55	-0,0206	-1,06	-0,0289	-1,29
super	0,1504	1,21	0,1724	6,02	0,2104	3,07	0,1798	5,30	0,0818	2,06	0,0792	2,60
inter	0,2568	1,94	0,0819	3,54	0,1189	2,82	0,0919	3,73	-0,0050	-0,18	0,0348	1,40
lambda	0,1599	-3,00	-0,4565	-7,01	-0,3504	-4,22	-0,4243	-4,91	-0,0354	-1,00	-0,0981	-1,92
constante	1,5412	7,21	1,9156	8,98	4,2191	13,56	4,5129	17,92	4,7120	18,42	5,5025	20,33
Observac.	1363		1955		1098		1609		771		900	

**Cuadro A.2**  
**ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS**  
**POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)**

(Continuación)

	Dinamarca				España				Finlandia			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Probits</b>												
Secundaria	0,1638	1,60	-0,0733	-0,55	0,3149	5,49	-0,0698	-1,15	0,1675	1,79	0,6319	6,54
Tercaria	0,4621	3,93	0,1355	0,86	1,1636	19,20	0,4765	6,43	0,5255	5,18	0,7278	5,70
discapac	-0,3365	-3,62	-0,2469	-2,05	-0,2570	-3,85	-0,5966	-9,47	-0,0840	-1,03	-0,2103	-2,21
exprev	0,1862	1,19	0,0801	0,40	0,4818	9,25	0,3994	5,74	-0,6139	-4,42	-0,3959	-2,74
dep	0,0550	0,42	-0,1372	-0,74	-0,4863	-7,88	-0,0932	-1,31	-0,3270	-3,54	0,0490	0,43
casado	0,3691	3,17	0,8402	5,74	-0,4598	-7,41	0,6408	6,80	0,3843	3,69	0,1027	0,85
seccony	-0,0429	-0,31	-0,2963	-1,85	0,8977	4,58	0,0055	0,04	-0,0422	-0,38	0,1484	1,13
primcony	0,0442	0,24	-0,2839	-1,55	0,2859	2,00	-0,3270	-3,58	-0,2682	-1,93	-0,0587	-0,37
cuidado	0,1750	1,14	0,0036	0,02	0,9079	10,20	0,1187	0,97	0,7730	5,77	0,6500	3,42
renfam	-62,2967	-10,36	-67,1815	-8,76	-1,5535	-8,37	-2,6058	-13,84	-78,7383	-10,67	-75,2777	-8,11
edad	0,2185	7,47	0,2201	6,01	0,2275	15,09	0,1861	13,17	0,3393	13,15	0,3132	11,05
(edad) <sup>2</sup>	-0,0026	-7,08	-0,0025	-5,68	-0,0028	-15,25	-0,0023	-13,54	-0,0038	-11,60	-0,0035	-9,70
indparo1	-0,5000	-4,65	-0,4133	-3,22	0,1611	2,26	-0,1619	-2,49	-0,8791	-10,42	-0,8767	-8,75
indparo2	-0,6611	-5,16	-1,1577	-7,54	-0,4239	-5,58	-0,5330	-7,67	-1,0307	-9,13	-1,2768	-11,52
constante	-3,0280	-6,14	-2,5748	-4,24	-4,6616	-17,27	-2,9378	-11,82	-5,0694	-12,13	-4,5122	-9,76
Observac.	1413		1373		5094		4111		2320		2066	

**Cuadro A.2**  
**ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS**  
**POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)**

(Continuación)

	Dinamarca				España				Finlandia			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Ec. Salarios</b>												
Secundaria	0,0748	3,64	0,0775	3,40	0,1367	4,83	0,0900	4,56	0,0543	2,65	0,0833	3,56
Terciaria	0,1800	8,13	0,1879	7,32	0,3050	8,64	0,2528	12,31	0,2230	10,62	0,2769	10,45
Edad	0,0297	4,66	0,0276	3,97	0,0481	6,13	0,0287	4,62	0,0250	3,56	0,0271	3,28
(edad) <sup>2</sup>	-0,0003	-4,45	-0,0003	-3,23	-0,0006	-5,59	-0,0003	-3,82	-0,0003	-3,40	-0,0003	-2,62
antig2	0,0349	1,53	-0,0133	-0,55	0,0503	1,68	0,0765	3,35	0,0436	1,63	0,0148	0,52
antig3	0,0255	1,04	0,0020	0,08	0,1255	3,71	0,1057	3,96	0,0775	2,92	0,0959	3,24
antig4	0,0356	1,27	-0,0503	-1,63	0,1852	4,59	0,2146	7,20	0,1126	3,87	0,0910	2,78
pub	-0,0348	-1,48	-0,0196	-0,69	0,2286	7,20	0,1702	6,51	-0,0068	-0,33	0,0349	1,60
indparo1	-0,0114	-0,52	-0,0253	-1,10	-0,0355	-1,15	0,0096	0,44	-0,0123	-0,49	-0,0169	-0,66
indparo2	0,0375	1,20	0,0569	1,30	-0,0433	-1,32	-0,0446	-1,75	-0,0395	-0,93	-0,0901	-1,98
indust2	0,1678	1,21	0,3067	4,04	0,0652	0,18	0,4307	7,87	0,1224	1,17	0,2351	3,63
indust3	0,1499	1,58	0,2510	4,16	0,2184	2,36	0,1865	3,93	0,2210	3,21	0,1153	1,83
indust4	0,1163	1,03	0,0656	0,54	0,0619	0,69	0,0972	1,69	0,0306	0,41	0,1206	1,31
indust5	0,1692	1,77	0,3108	4,61	0,3083	2,64	0,1764	3,56	0,2001	3,35	0,2622	5,28
indust6	0,2935	3,12	0,3073	4,56	0,2847	2,77	0,2730	5,71	0,1752	2,55	0,1022	1,69
indust7	0,1508	1,62	0,2087	3,83	0,2184	1,72	0,2056	4,77	0,1582	1,99	0,2087	4,31
indust8	0,0847	0,94	0,2822	4,82	0,1800	1,78	0,2378	5,45	0,2009	3,14	0,1636	3,15
indust9	0,1357	1,42	0,2885	5,47	0,2165	1,96	0,2537	6,74	0,1100	1,05	0,2122	4,23
indust10	0,0469	0,56	0,1609	2,98	0,1164	1,44	0,1762	4,60	0,1901	3,38	0,0819	1,66
indust11	0,1515	1,60	0,0923	1,08	0,1188	1,40	0,0104	0,22	0,1500	2,43	0,0170	0,19
indust12	0,1474	1,65	0,1804	3,27	0,2648	2,80	0,1703	4,07	0,2379	3,96	0,1570	3,24
indust13	0,2140	2,44	0,3814	6,15	0,3236	3,38	0,5888	11,63	0,2458	4,10	0,1819	2,53
indust14	0,2038	2,36	0,3535	6,23	0,1533	1,84	0,1886	3,99	0,2301	4,00	0,1415	2,86
indust15	0,1873	2,17	0,2311	3,84	0,1571	1,78	0,1785	3,83	0,2019	3,46	0,0636	1,18
indust16	0,1984	2,32	0,1520	2,50	0,4229	4,99	0,3771	7,18	0,2611	4,69	0,0758	1,38
indust17	0,1244	1,48	0,2452	3,90	0,1540	1,83	0,2862	5,24	0,1995	3,76	0,0402	0,72
indust18	0,0915	1,08	0,1932	3,49	0,0684	0,84	0,2462	5,05	0,1696	2,83	0,0922	1,57
parcial	0,0191	0,94	-0,1434	-2,67	0,1341	4,43	0,1807	3,65	0,0573	2,18	-0,0084	-0,17
indef.	0,0687	1,93	0,0956	3,06	0,2872	7,27	0,1704	4,61	0,0690	1,32	0,0489	1,02
temp.	0,0208	0,49	0,0158	0,34	0,1866	4,96	0,0553	1,57	0,0605	1,12	0,0369	0,71
subempleo	-0,0036	-0,25	-0,0239	-1,36	-0,0683	-3,34	-0,0198	-1,37	-0,0244	-1,74	-0,0009	-0,06
super	0,0955	3,42	0,0970	4,40	0,2314	4,50	0,3077	11,90	0,1582	6,17	0,0937	4,37
inter	0,0499	2,54	0,0299	1,27	0,1389	4,99	0,1065	5,89	0,0635	3,41	0,0578	2,59
lambda	-0,1104	-3,09	-0,1419	-2,96	-0,0172	-0,54	-0,0671	-2,34	-0,0047	-0,14	0,0232	0,54
constante	3,2310	20,81	3,1920	21,15	4,8539	26,00	5,3530	40,04	2,5945	15,56	2,6797	14,18
Observac.	1043		1176		1350		2473		1483		1437	

**Cuadro A.2**  
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS  
POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)

(Continuación)

	Francia		Gran Bretaña				Grecia					
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Probits</b>												
Secundaria	0,4897	7,69	0,3728	4,40	0,3049	3,82	-0,0399	-0,35	0,4475	6,20	0,1931	2,09
Tercaria	1,0157	12,25	0,6454	5,13	0,6830	6,67	0,7324	4,48	1,1802	14,46	0,6581	5,13
discapac	-0,3871	-4,96	-0,7175	-7,58	-0,5936	-7,45	-0,9250	-8,26	-0,3064	-2,60	-1,3395	-9,58
exprev	0,9651	13,74	0,8369	8,51					0,2983	4,83	0,3324	3,06
dep	-0,4239	-6,15	0,1558	1,50	-0,8241	-9,03	-0,4549	-3,19	-0,3411	-4,27	-0,4128	-3,08
casado	-0,0669	-0,85	0,7575	5,47	0,2537	2,73	0,7790	4,27	-0,3616	-4,13	0,8052	5,37
secony	1,4542	2,32	-0,0090	-0,06	0,0515	0,20	0,0760	0,44	0,1362	0,58	0,0890	0,55
primcony	0,3092	1,18	-0,1879	-1,32	-0,2921	-1,42	0,1779	1,04	0,4516	2,55	0,2962	2,00
cuidado	1,2387	10,65	0,4353	2,34	0,8283	6,44	0,3700	1,66	0,9070	7,61	0,3956	1,69
renfam	-55,0500	-12,87	-67,9981	-9,16	-247,4149	-5,19	-138,8040	-4,12	-0,5923	-4,22	-0,7014	-4,85
edad	0,2499	11,76	0,1250	4,98	0,1841	7,69	0,0320	1,05	0,2557	11,86	0,2758	10,73
(edad) <sup>2</sup>	-0,0032	-12,21	-0,0017	-5,36	-0,0022	-7,67	-0,0005	-1,36	-0,0033	-12,06	-0,0034	-10,62
indparo1					-0,0857	-0,79	-0,6014	-4,58	0,0682	0,63	-0,5740	-5,36
indparo2					-0,3529	-2,16	-0,9614	-5,75	-0,2569	-2,07	-0,2386	-1,76
constante	-4,3530	-11,07	-2,0132	-4,56	-2,8564	-6,27	0,2452	0,41	-5,1020	-13,75	-4,7694	-11,10
Observac.	2901		2259		1507		1153		2918		1726	

**Cuadro A.2**  
**ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS**  
**POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)**

(Continuación)

	Francia				Gran Bretaña				Grecia			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Ec. Salarios</b>												
Secundaria	0,1411	5,81	0,0452	2,08	0,1003	3,94	0,1421	5,19	0,0232	0,43	0,1065	3,10
Terciaria	0,4329	14,44	0,3667	12,89	0,4045	12,19	0,3976	12,47	0,1699	2,31	0,1995	4,70
Edad	0,0123	1,37	0,0081	0,89	0,0296	3,98	0,0455	6,31	0,0450	2,81	0,0185	1,36
(edad) <sup>2</sup>	-0,0001	-1,07	0,0000	-0,43	-0,0004	-4,04	-0,0005	-5,81	-0,0005	-2,43	-0,0002	-1,06
antig2	0,0765	2,19	0,0771	2,20	0,0494	1,56	0,0440	1,11	0,1874	4,07	0,2643	6,27
antig3	0,2153	6,25	0,1519	4,43	0,0801	2,42	0,0522	1,29	0,3378	6,46	0,3151	6,73
antig4	0,4014	10,52	0,2353	6,25	0,1656	4,09	0,1263	2,82	0,4728	7,26	0,3878	7,61
pub	0,0859	3,03	0,1228	3,83	0,0824	2,91	0,0599	1,64	0,1721	3,35	0,1686	3,65
indparo1					0,0055	0,17	-0,1269	-3,57	0,0938	1,70	-0,0649	-1,50
indparo2					-0,0387	-0,71	0,0659	0,91	-0,0699	-1,14	-0,0279	-0,48
indust2	0,1381	0,93	0,2051	2,07	0,2311	1,03	0,4405	3,64	0,8375	3,14	0,6416	5,68
indust3	-0,0631	-0,51	0,0799	0,92	-0,0703	-0,36	0,4580	4,47	0,4751	2,42	0,5451	4,54
indust4	-0,0611	-0,52	0,1253	1,13	-0,1449	-0,76	0,3223	2,57	0,5574	3,15	0,7011	5,89
indust5	0,1157	0,88	0,1192	1,29	-0,0752	-0,39	0,5620	5,28	0,4386	2,16	0,7451	5,67
indust6	0,0617	0,51	0,1310	1,56	0,1887	0,99	0,4460	4,44	0,6184	3,08	0,6057	4,90
indust7	-0,0121	-0,10	0,1332	1,64	-0,0436	-0,23	0,4052	4,14	0,6994	2,91	0,7366	6,18
indust8	0,0764	0,66	0,1616	2,03	-0,0970	-0,52	0,4674	4,88	0,7379	3,39	0,6717	5,55
indust9	0,1763	1,36	0,0348	0,45	-0,0218	-0,11	0,3623	3,59	0,5738	2,58	0,5064	4,93
indust10	-0,0076	-0,07	0,0206	0,27	-0,1815	-1,01	0,3416	3,65	0,5823	3,28	0,5432	5,18
indust11	-0,1963	-1,61	-0,2540	-2,56	-0,2611	-1,42	0,1883	1,58	0,5448	2,93	0,7458	6,10
indust12	0,1100	0,93	0,0989	1,25	-0,0822	-0,45	0,3223	3,31	0,5377	2,83	0,5640	5,38
indust13	0,1003	0,87	0,2253	2,44	0,1514	0,83	0,6791	6,68	0,6671	3,61	0,6601	5,33
indust14	-0,0155	-0,14	0,1290	1,61	-0,0927	-0,51	0,4730	4,92	0,4806	2,59	0,5691	4,08
indust15	0,0150	0,14	0,0924	1,14	-0,0183	-0,10	0,3967	3,96	0,5271	2,89	0,4615	4,35
indust16	0,1224	1,10	0,1505	1,77	-0,0852	-0,47	0,2771	2,68	0,8190	4,56	0,7467	6,62
indust17	0,0268	0,25	0,0265	0,31	-0,1371	-0,76	0,2406	2,24	0,4855	2,68	0,4794	3,99
indust18	-0,1556	-1,41	-0,0578	-0,63	-0,1454	-0,79	0,3407	3,26	0,4947	2,73	0,6178	5,17
parcial	0,0793	3,07	-0,0160	-0,28	-0,0335	-1,45	-0,2409	-3,54	0,0670	1,15	0,1588	1,92
indef.	0,1011	2,61	0,1379	3,37	0,1574	3,60	0,0354	0,58	0,1523	3,14	0,1661	3,69
temp.					0,2083	3,20	0,0505	0,62	-0,0349	-0,51	0,1203	1,86
subempleo	-0,0770	-4,09	-0,0165	-0,89	0,0076	0,35	-0,0255	-1,01	-0,0167	-0,49	0,0160	0,55
super	0,1636	4,42	0,2159	7,96					0,0322	0,29	0,3032	5,41
inter	0,0760	3,03	0,0864	3,89					0,0817	1,03	0,1115	2,05
lambda	-0,0465	-1,57	-0,2852	-7,23	-0,0300	-0,69	-0,2148	-3,59	-0,1296	-2,09	-0,2359	-3,61
constante	3,0807	14,46	3,2845	17,23	0,6085	2,50	0,0544	0,30	4,9018	12,84	5,3847	18,32
Observac.	1518		1733		911		907		753		1226	

**Cuadro A.2**  
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS  
POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)

(Continuación)

	Holanda				Irlanda				Italia			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Probits</b>												
Secundaria	0,3703	5,12	0,3335	3,54	0,6406	8,28	0,4478	4,54	0,6598	14,28	0,1569	2,61
Terciaaria	0,9564	8,66	0,6692	4,51	1,4577	11,72	0,8186	4,70	1,1312	12,17	0,5934	4,59
discapac	-0,5829	-7,55	-0,8004	-8,49	-0,7870	-7,00	-1,2212	-9,90	-0,1655	-1,89	-0,7784	-7,76
exprev	0,2223	2,33	0,2976	2,30	0,2200	2,23	0,1186	0,96	0,9408	19,67	0,4647	6,92
dep	-1,1106	-13,06	-0,4475	-3,48	-0,9761	-9,49	-0,3575	-2,27	-0,2391	-3,97	0,0124	0,12
casado	0,3191	3,56	0,9082	6,82	-0,1637	-1,50	0,6673	3,24	-0,4121	-6,23	0,9195	7,02
seccony	0,2187	1,41	0,0716	0,52	0,3294	1,48	-0,2658	-1,32	-0,2368	-1,27	-0,1159	-0,80
primcony	0,1136	0,65	-0,2512	-1,69	0,1225	0,56	-0,4974	-2,66	0,5058	3,44	-0,1941	-1,43
cuidado	0,5606	2,75	0,3112	0,71	1,6607	11,27	0,8290	3,27	0,9278	10,86	0,0444	0,30
renfam	-174,3904	-7,75	-353,1927	-12,39	-323,0310	-6,95	-490,3755	-8,09	-62,5870	-6,65	-112,6330	-9,33
edad	0,2482	10,42	0,2582	9,32	0,1915	8,04	0,1722	6,93	0,1866	12,13	0,2220	13,08
(edad) <sup>2</sup>	-0,0035	-12,19	-0,0036	-11,14	-0,0027	-9,01	-0,0021	-6,81	-0,0023	-11,98	-0,0025	-11,80
indparo1					0,4576	3,46	-0,0035	-0,03				
indparo2					-0,4758	-2,57	-1,2587	-8,07				
constante	-3,5271	-8,48	-3,1983	-6,48	-3,2051	-7,93	-2,2034	-5,41	-4,1051	-14,89	-3,9884	-13,16
Observac.	2079		1808		1916		1294		5087		3903	

**Cuadro A.2**  
**ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS**  
**POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)**

(Continuación)

	Holanda				Irlanda				Italia			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat										
<b>Ec. Salarios</b>												
Secundaria	0,0046	0,20	0,0049	0,25	0,0672	1,91	0,0628	2,21	0,1729	7,15	0,0874	5,12
Terciaria	0,1253	3,90	0,2291	8,24	0,3524	7,22	0,2185	5,49	0,3281	8,40	0,2171	7,40
Edad	0,0406	5,28	0,0219	2,90	0,0220	2,58	0,0390	4,54	0,0192	2,53	0,0083	1,12
(edad) <sup>2</sup>	-0,0004	-4,34	-0,0002	-1,66	-0,0003	-2,26	-0,0004	-3,76	-0,0002	-1,72	0,0000	-0,58
antig2	0,0696	2,61	0,0280	1,05	0,1366	3,99	-0,0404	-1,09	0,1603	5,19	0,2163	7,97
antig3	0,1226	4,37	0,1031	3,80	0,2096	5,77	0,0035	0,09	0,2201	7,17	0,2631	9,59
antig4	0,1624	4,58	0,1142	3,70	0,3643	7,64	0,1085	2,34	0,2671	7,66	0,3250	10,92
pub	0,0316	1,26	-0,0524	-1,69	0,2275	5,33	0,1540	3,29	0,1427	4,43	0,0893	3,45
indparo1					-0,0399	-1,07	-0,0102	-0,28				
indparo2					-0,0639	-1,12	0,0125	0,21				
indust2	0,2182	1,47	0,2719	2,99	0,0268	0,07	0,3836	3,62	0,3140	2,64	0,1720	2,89
indust3	0,0928	0,84	0,1594	2,30	0,1177	0,51	0,3323	4,94	0,2783	3,24	0,1982	3,34
indust4	-0,2980	-2,24	0,0600	0,60	0,1299	0,57	0,2639	2,96	0,1966	2,99	0,1651	2,76
indust5	0,0578	0,60	0,1232	1,77	0,0800	0,33	0,2095	2,55	0,4020	4,14	0,0475	0,81
indust6	0,0396	0,35	0,2020	2,85	0,2289	0,99	0,3968	5,13	0,3041	3,82	0,1443	2,66
indust7	0,1324	1,00	0,0744	1,09	0,1970	0,82	0,2118	2,94	0,2775	3,65	0,1328	2,92
indust8	0,0604	0,56	0,0695	1,08	0,2459	1,09	0,3369	4,82	0,3534	4,67	0,1025	2,04
indust9	0,0212	0,21	0,0377	0,60	-0,0367	-0,14	0,2213	3,59	0,0399	0,29	0,0859	1,91
indust10	0,0034	0,04	0,0319	0,53	0,0681	0,31	0,0764	1,25	0,2363	3,58	0,0116	0,25
indust11	-0,1348	-1,36	-0,0138	-0,16	0,0290	0,13	0,0732	0,78	0,3164	4,27	0,1150	1,80
indust12	0,1684	1,77	0,0066	0,10	0,2289	0,99	0,2458	3,49	0,2536	3,19	0,1937	4,03
indust13	0,1943	2,10	0,2070	2,94	0,3486	1,53	0,4280	4,95	0,4480	5,64	0,3211	5,92
indust14	0,1097	1,25	0,1070	1,75	0,1685	0,75	0,2308	3,08	0,1834	2,49	0,1412	2,32
indust15	0,1237	1,37	0,2319	3,38	0,1061	0,46	0,2059	2,66	0,2323	3,22	0,1165	2,41
indust16	0,2105	2,33	0,2057	2,85	0,3370	1,48	0,5058	5,89	0,4144	5,93	0,2709	4,96
indust17	0,1299	1,52	0,1085	1,57	0,1500	0,66	0,2068	2,08	0,2834	4,17	0,1978	3,95
indust18	0,0231	0,25	-0,0425	-0,56	-0,0200	-0,09	0,0881	1,06	0,1748	2,61	0,0929	1,90
parcial	0,0022	0,11	0,0976	2,41	0,0561	1,82	0,0741	0,88	0,2152	8,52	0,2285	4,62
indef.	0,1202	3,60	0,1556	4,22	0,0882	2,22	0,1213	2,78	0,2714	6,18	0,2204	5,62
temp.	0,0048	0,09	-0,0452	-0,85	0,1186	1,87	0,0440	0,65	0,2343	4,52	0,1837	3,85
subempleo	-0,0457	-2,51	-0,0013	-0,08	-0,0525	-2,14	0,0049	0,21	-0,0021	-0,11	0,0059	0,38
super	0,1484	3,34	0,1302	5,32	0,1647	3,41	0,2104	5,97	0,1433	2,75	0,2218	8,25
inter	0,1004	3,75	0,0110	0,55	0,0538	1,72	0,0949	2,74	0,0270	1,05	0,0738	3,63
lambda	-0,0840	-2,68	-0,1828	-6,09	-0,1005	-2,88	-0,1260	-2,69	-0,0673	-2,30	-0,1580	-4,62
constante	1,4854	9,10	1,8293	11,62	0,5294	1,94	0,2441	1,41	0,8736	4,98	1,4169	8,44
Observac.	1013		1281		695		837		1646		2495	

**Cuadro A.2**  
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS  
POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)

	(Conclusión)							
	Luxemburgo				Portugal			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Probits</b>								
Secundaria	0,3198	2,33	0,0576	0,18	0,4548	5,43	-0,2653	-2,72
Terciaría	0,9793	4,45	0,1495	0,34	1,6414	8,91	0,8490	3,05
discapac	-0,2092	-1,18	-0,7423	-2,04	-0,5599	-7,62	-0,9803	-11,07
exprev	0,2843	1,81	-0,2760	-0,77	0,8086	12,88	0,6873	7,46
dep	-0,8459	-5,41	-0,6533	-1,30	-0,1686	-2,33	-0,0811	-0,67
casado	-0,4964	-2,68	0,7060	1,59	-0,2336	-2,98	0,2115	1,38
secony	0,5141	1,06	0,1782	0,33	0,4297	0,94	0,8279	2,56
primcony	0,2781	0,77	0,3086	0,66	0,6292	5,17	0,2200	1,55
cuidado	1,2387	5,72	-0,0023	-0,01	0,8069	6,95	0,2018	1,06
renfam	-6,8348	-5,95	-7,0815	-3,84	-2,5146	-8,34	-2,3113	-9,07
edad	0,2582	5,59	0,3756	4,16	0,1518	9,35	0,1690	8,75
(edad) <sup>2</sup>	-0,0036	-6,31	-0,0041	-3,37	-0,0020	-9,86	-0,0021	-8,94
indparo1	0,3209	0,97	-0,6138	-1,41	0,0557	0,49	-0,1024	-0,94
indparo2	-0,2587	-0,50	-0,8837	-1,39	-0,1089	-0,81	-0,0997	-0,65
constante	-3,0557	-3,82	-5,1606	-3,74	-2,4844	-8,87	-2,0475	-6,49
Observac.	595		478		2801		2316	

**Cuadro A.2**  
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE SALARIOS  
POR EL MÉTODO DE HECKMAN (1979)

(Conclusión)

	Lusemburgo				Portugal			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
<b>Ec. Salarios</b>								
Secundaria	0,1977	4,33	0,1129	2,63	0,3135	11,54	0,1963	7,05
Terciaria	0,4418	6,93	0,2768	5,22	0,8573	21,31	0,7782	17,36
Edad	0,0247	1,49	0,0473	2,77	0,0346	5,35	0,0304	5,27
(edad) <sup>2</sup>	-0,0003	-1,17	-0,0005	-2,43	-0,0004	-5,06	-0,0003	-4,93
antig2	0,0307	0,55	0,0748	1,15	-0,0566	-1,89	0,0303	1,12
antig3	0,0688	1,18	0,0434	0,65	0,0183	0,57	0,0604	2,11
antig4	0,2926	3,70	0,0717	0,94	0,1536	4,27	0,1802	5,79
pub	0,1864	3,28	0,1849	3,04	0,2111	6,76	0,1271	4,06
indparo1	-0,1618	-1,86	-0,0416	-0,51	-0,0262	-0,72	-0,0475	-1,71
indparo2	0,1452	1,03	-0,0534	-0,33	-0,0385	-0,91	-0,0223	-0,54
indust2	0,0491	0,11	0,3602	2,53	0,6294	4,20	0,5480	8,22
indust3	0,0907	0,27	0,0848	0,46	0,0222	0,32	0,3017	5,64
indust4			0,1049	0,30	0,0201	0,38	0,2798	5,03
indust5	0,5498	1,44	0,3211	1,75	0,1331	1,51	0,3052	5,80
indust6	0,4887	1,27	0,4069	3,35	0,2151	2,66	0,4344	7,96
indust7	0,3193	0,88	0,2793	2,38	0,1966	1,90	0,3685	7,21
indust8	0,0306	0,09	0,2435	1,48	0,2097	2,95	0,3496	6,62
indust9	0,2574	0,58	0,1798	1,64	0,2868	2,82	0,3401	9,54
indust10	0,0481	0,15	0,3002	2,68	0,1046	2,01	0,2995	7,83
indust11	-0,0904	-0,28	-0,0817	-0,50	0,1196	2,16	0,2378	4,74
indust12	0,3264	1,00	0,3582	3,17	0,3340	4,51	0,5095	10,79
indust13	0,3623	1,15	0,4131	3,56	0,4608	5,15	0,7618	12,83
indust14	0,0998	0,31	0,3606	2,81	0,2030	2,87	0,3625	6,01
indust15	0,2086	0,66	0,3460	2,97	0,2026	3,32	0,3628	7,68
indust16	0,4640	1,46	0,5042	3,97	0,2389	4,28	0,4026	6,20
indust17	0,1410	0,45	0,3445	2,21	0,2014	3,64	0,3328	4,18
indust18	0,2741	0,87	0,3878	3,16	-0,0462	-0,93	0,3160	4,55
parcial	0,0499	1,10	-0,0478	-0,29	0,1257	3,35	0,1706	2,05
indef.	-0,0861	-1,05	-0,2579	-1,46	0,1596	4,20	0,0691	2,25
temp.	-0,1421	-1,12	-0,5720	-2,73	0,1098	2,51	0,0594	1,55
subempleo	0,0207	0,52	-0,0612	-1,76	0,0322	1,71	0,0232	1,38
super	0,3457	4,20	0,1505	2,73	0,2443	3,80	0,3285	8,32
inter	0,2101	4,24	0,1774	4,20	0,2120	5,05	0,2432	7,10
lambda	-0,0464	-0,85	-0,4231	-3,04	0,0632	1,96	-0,1095	-3,01
constante	4,9410	10,82	4,8277	12,44	4,7863	34,11	4,8848	42,00
Observac.	301		434		1293		1712	

## REFERENCIAS

- BAYARD, K., HELLERSTEIN, J., NEUMARK, D. Y TROSKE, K. (2003), «New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data», *Journal of Labor Economics*, 21(4): 887-922.
- BEBLO, M., BENINGER, D., HEINZE, A. Y LAISNEY, F. (2003), Methodological Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earnings and Career Progression. Informe encargado por la Comisión Europea.
- BLAU, F.D. Y KAHN, L.M. (2001), «Understanding International Differences in the Gender Pay Gap», NBER Working Paper No. 8200.
- BLINDER, A.S. (1973): «Wage discrimination: Reduced Form and Structural Estimates», *Journal of Human Resources*, 8: 436-455.
- COMISIÓN EUROPEA (2002): Employment in Europe 2002. Recent Trends and Prospects
- DE LA RICA, S. AND UGIDOS, A. (1995): «¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?», *Investigaciones Económicas*, 19: 395-414.
- DOLADO, J.J., FELGUEROSO, F. Y JIMENO, J.F. (2002), «Recent Trends in Occupational Segregation by Gender: A Look Across The Atlantic», Documento de Trabajo 2002-11, FEDEA
- GARCÍA, J., HERNÁNDEZ, P.J., LÓPEZ-NICOLÁS, A. (2001): «How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression», *Empirical Economics*, 26: 149-167.
- GROSHEN, E.L. (1991), «The Structure of the Female/Male Wage Differential: Is it Who You Are, What You Do, or Where or Work?», *Journal of Human Resources*, 26(3):457-472.
- GUNDERSON, M. (1989), «Male-Female Differentials and Policy Responses», *Journal of Economic Literature*, 27: 46-72.
- HECKMAN, J. (1979), «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47: 153-161.
- HERNÁNDEZ, P.J. (1995): «Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España», *Investigaciones Económicas*, XIX(2): 195-215.
- HERNÁNDEZ, P.J. (1996), «Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial», *Revista de Economía Aplicada*, 11: 57-80.

- ISOS (2003): Las diferencias salariales entre mujeres y hombres y la valoración de los puestos de trabajo. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer. Mimeo.
- JOHNSON, G. Y SOLON, G. (1986), «Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy», *American Economic Review*, 76(5):1117-1125.
- MEURS, D. Y PONTHEUX, S. (2000), «Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre homes et femmes», *Economie et Statistique*, 337-338: 135-158.
- MICHAEL, R.T., HARTMANN, H.I. Y O'FARRELL, B. (1989), *Pay Equity. Empirical Inquiries*. National Academy Press. Washington, USA.
- MILLER, P. W. (1987), «The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain», *Economic Journal*, 97: 885-896.
- NEUMAN, S. Y OAXACA, R.L. (2003), «Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel», The Pinhas Sapir Center for Development, Tel-Aviv University. Discussion Paper N° 2-2003.
- NEUMARK, D. (1988), «Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination», *Journal of Human Resources*, 23: 279-295.
- OAXACA, R. (1973), «Male-female wage differentials in urban labour markets», *International Economic Review*, 14: 693-709.
- OECD (2002): *Employment Outlook*, París, 2002.
- PLASMAN, A., PLASMAN, R. Y RUSINEK, M. (2002), «L'évolution de l'écart Salarial de Genre dans L'Union Européenne», *Cahiers Économiques de Bruxelles*, 45(2): 41-69.
- RICE, P. (1999): «Gender Earnings Differentials: The European Experience», Policy Research Report on Gender and Development, World Bank, Working Paper Series, No. 8.
- RUBERY, J., GRIMSHAY, D. Y FIGUEIREDO, H. (2002), The Gender Pay Gap and Gender Mainstreaming Pay Policy in EU Member Status. Informe del grupo de expertos en género y empleo de la Comisión Europea.

**ON THE CORRECTION OF SAMPLE SELECTION IN CROSS-SECTIONAL STUDIES OF GENDER WAGE DISCRIMINATION: A COMPARATIVE STUDY FOR THE COUNTRIES OF THE EUROPEAN UNION**

**ABSTRACT**

The correction of sample selection biases in the estimation of wage equations and the correct treatment of correction terms significantly reduces the percentages of gender wage discrimination in cross-sectional studies. A new method to decompose gender wage differentials is proposed and illustrated using data for fourteen countries of the UE. This is the first homogeneous comparison of gender wage discrimination in the UE because the selection correction terms are divided in the familiar endowment and remuneration components, since the existence of country specific rules of labour participation is taken into account.

*Key words:* sample selection bias, gender wage discrimination, wage equations.

*AMS Classification:* 62P20, 91B40.