

**REVISTA
SEMESTRAL
DE ECONOMIA
REGIONAL**

DIRECTORA

Loreto Salas Hernández

CONSEJO DE REDACCION

Pedro-Miguel González Ortiz
Jesualdo Breis Abellán
Enrique Jiménez Torres
Rafael Olivares López
Juan A. Aroca Bermejo
Eduardo Fernández-Luna

SECRETARIA DE REDACCION

Loreto Salas Hernández

EDITA

© Consejería de
Fomento y Trabajo
Comunidad Autónoma de
la Región de Murcia

REDACCION Y ADMINISTRACION

Dirección General de Economía
y Planificación
C/ Alejandro Seiquer, 11-2º
30001 MURCIA
Telfs. (968) 362050/362051
Fax (968) 362052

DISEÑO GRAFICO

TANDIS, S.A.

FOTOCOMPOSICION

Miguel Angel Gimeno Arróniz

IMPRIME

IMPRECOM, S.L.

Printed in Spain
Impreso en España

DEPOSITO LEGAL

MU-373-1988

ISSN: 0214-6002

CUADERNOS DE ECONOMIA
MURCIANA

no se solidariza necesariamente con las
opiniones expuestas en los artículos que
publica, cuya responsabilidad
corresponde a los autores.

CUADERNOS *de economía* MURCIANA

10

S U M A R I O

3 EDITORIAL

La economía murciana en 1993 y primera mitad de 1994.

Mª Dolores Ródenas Abad

DOSSIER

14 Análisis de la aplicación de la gestión de la calidad en las empresas de transformación metálica de la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia.

Alejandro Gallego Rodríguez y Angel Rafael Martínez Lorente

38 Caracterización del comerciante minorista en la Región de Murcia.

Francisco J. Sarabia y Miguel Hernández

52 Integración de Murcia con el resto de Comunidades Autónomas del Estado Español. Un análisis basado en la correlación de precios.

Juan Cristóbal Campoy Miñarro

70 La discriminación salarial de la mujer en la Región de Murcia: Un estudio empírico.

Pedro Jesús Hernández Martínez

86 Incidencia de la informática en la organización del trabajo de las Oficinas Estadísticas.

Rafael Olivares López

92 Análisis de resultados de las Cuentas de las Administraciones Públicas de la Región de Murcia, 1988-1990.

Vicenta García Pérez y Antonio Sánchez Martínez

112 Hacia un cambio de modelo locacional, demográfico y socioeconómico en un municipio del Area Metropolitana de Murcia: Molina de Segura.

José Mª Serrano

138 El Comité de las Regiones y la participación regional en el proceso de toma de decisiones a nivel europeo.

Rafael de Bustamante Tello

AGENDA DE ECONOMIA

148 La Comisión Europea aprueba el Marco Comunitario de Apoyo para las regiones españolas del objetivo nº1, durante el período 1994-1999.

149 La Comisión de la Unión Europea aprueba el Programa Operativo de la Región de Murcia para el período 1994-1999.

151 La Comisión de la Unión Europea aprueba la Subvención Global de la Región de Murcia para el período 1994-1999.

LA DISCRIMINACION SALARIAL DE LA MUJER EN LA REGION DE MURCIA: UN ESTUDIO EMPIRICO

Pedro Jesús Hernández
Martínez

RESUMEN

El presente trabajo pone de manifiesto como una parte importante de la diferencia salarial media observada en la Región de Murcia a favor del hombre cabe atribuirla a la discriminación laboral. Para ello se han estimado ecuaciones de salarios para hombres y mujeres corrigiendo el problema de sesgo provocado por la selección de la muestra y por el hecho de que los salarios en la muestra utilizada esten definidos por tramos o intervalos, comparando posteriormente los resultados con un estimador conjunto alternativo. La cuantificación del grado de discriminación consiste en descomponer esa diferencia salarial media en dos sumandos: uno provocado por distintas características personales que aproximan la productividad del individuo y el otro atribuido a la discriminación en el mercado de trabajo.

I. INTRODUCCION

La discriminación salarial de la mujer, lejos de ser un mero tema de discusión, ha pasado a convertirse en una regularidad empírica que se manifiesta en todas las encuestas que recogen información acerca de salarios de hombres y mujeres (Encuesta de Presupuestos Familiares, 1980/81, Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo, 1985 y Encuesta sobre Discriminación Salarial de la Mujer, 1987, para el caso de España). De tal forma, que lo extraño sería que no se verificase en el caso del mercado laboral murciano. La preocupación que suscita este hecho estilizado ha dado lugar a numerosos

y recientes estudios sobre el tema. Baste citar el trabajo de Blau y Kahn (Diciembre 1992) donde muestran evidencia empírica de este fenómeno a nivel internacional.

Los primeros estudios empíricos sobre el tema se deben a autores extranjeros tales como Blinder (1973), Oaxaca (1973) y Mincer y Polachek (1974), aunque desde un punto de vista teórico ya fueron tratados anteriormente por Becker (1957). Comprobamos como la discriminación salarial de la mujer es un tema que siendo antiguo en la literatura no deja de tener un vivo interés. La cuestión de si la mujer se halla o no discriminada salarialmente respecto al hombre es un debate que no pierde actualidad.

En España, los primeros trabajos empíricos se encuentran con el problema de la disponibilidad de datos microeconómicos con que abordar el tema, hasta el punto de elaborar estadísticas propias como fue el caso de Moltó (1984), que estudió la discriminación salarial de la mujer en base a una muestra de personal docente de la Universidad de Valencia. Posteriormente, Peinado (1988 y 1990) utiliza dos muestras, una con trabajadores pertenecientes a una empresa del sector Servicios y la otra con trabajadores de una empresa de Automoción. Evidentemente, los resultados que obtienen son de difícil extrapolación al resto de la economía.

El primer trabajo que utiliza una muestra con bastante información a nivel nacional y para todos los sectores económicos es el de Calvo (1991), sin embargo, sus estimaciones presentan una serie de deficiencias al igual que los trabajos de Ribaud y Hernández (1989) y

Ugidos (1993). Estos últimos autores utilizan una encuesta elaborada para este fin (Encuesta sobre Discriminación Salarial de la Mujer, 1987) y las carencias que todos ellos manifiestan son comentadas en Hernández (1993). La metodología que aquí se utiliza es la misma que en dicho trabajo, y brevemente, consiste en la estimación de ecuaciones de salarios de forma separada para hombres y mujeres corrigiendo el problema de sesgo provocado, tanto por la selección de la muestra (Heckman, 1979), como por el hecho de que los salarios en la muestra que utilizamos están definidos por tramos o intervalos (García et al., 1991). A partir de aquí aplicamos la descomposición salarial de Oaxaca (1973) para determinar que porcentaje de la diferencia salarial media observada a favor del hombre cabe atribuirlo al motivo discriminación, y que porcentaje estaría motivado por distintas productividades. Posteriormente, estos resultados serán comparados con un estimador conjunto alternativo (Neumark, 1988).

En la mayoría de los trabajos citados, el eje de la investigación gira en torno a determinar si la diferencia salarial observada a favor del hombre, se debe a distintas productividades entre hombre o mujer, o bien al motivo discriminación en el mercado de trabajo, utilizando para ello la denominada descomposición salarial de Oaxaca (Oaxaca, 1973), que permite la cuantificación de tales efectos. El trabajo que nos ocupa intentará analizar este hecho en el mercado de trabajo de la Región de Murcia comparando los resultados que se obtengan con los ya citados a nivel nacional.

No vamos a entrar en consideraciones teóricas acerca de las causas de tal discriminación y aceptamos las esgrimidas por diversos autores, tales como Becker (1957), que habla de unas prácticas discriminatorias del empresario en contra de la mujer que tan sólo se podrían mantener en mercados monopolísticos u oligopolísticos; sin embargo Goldberg (1982) argumenta que tal discriminación puede manifestarse en mercados

competitivos si lo que prevalece es una preferencia por los hombres en el puesto de trabajo. Lundberg y Startz (1983) introducen la información imperfecta para explicar este hecho, de forma que las empresas pueden predecir mejor la productividad de los hombres que las de las mujeres y esto las lleva a ofrecer fórmulas salariales distintas a ambos.

Las prácticas discriminatorias del empresario, según Cain (1986), conllevarían tan sólo a la segmentación ocupacional de la mujer, pero no implicarían discriminación salarial directa. Sin embargo, autores como Blau (1972), Malkiel y Malkiel (1973) y Zellner (1972) afirman que esta segregación es una fuente de discriminación salarial tanto o más fuerte que las diferencias salariales entre sexos dentro de un mismo trabajo. Una de las causas comúnmente aceptadas como generadora, tanto de segregación ocupacional como de discriminación salarial, es la distinta participación de la mujer en el mercado de trabajo respecto a la del hombre, no solamente manifestada en menores tasas de actividad, sino también en mayor intermitencia en la participación, y en última instancia, una mayor probabilidad de abandono del puesto de trabajo (Lazear y Rosen, 1990).

El trabajo se desarrolla de la forma siguiente: en la sección II se analiza la especificación econométrica elegida para abordar el tema, así como la descomposición salarial que nos permitirá determinar el porcentaje de diferencia salarial atribuido al motivo discriminación en el mercado laboral. En la sección III se describen brevemente los datos a partir de los cuales vamos a realizar el presente trabajo y las variables que serán centro de estudio. En la sección IV se comentan los resultados obtenidos y posteriormente, la sección V resume las principales conclusiones. Algunas de las estimaciones realizadas se presentan en el anexo posterior. El resto de estimaciones están a disponibilidad de cualquier persona interesada solicitándolas al autor.

II. ESPECIFICACION ECONOMETRICA

La cuantificación de la discriminación salarial por medio de la descomposición de Oaxaca (1973) lleva aparejado un paso previo consistente en la estimación de ecuaciones de salarios según la teoría del capital humano (Mincer, 1974) de la forma siguiente:

$$W_m = X'_m \beta_m + u_m \quad (II.1)$$

$$W_f = X'_f \beta_f + u_f \quad (II.2)$$

Donde el subíndice "m" se refiere a los hombres y "f" a las mujeres. La variable a explicar (w) es el salario percibido por el individuo expresado en logaritmos neperianos; X es una matriz de variables explicativas tales como educación y experiencia profesional según la versión de Mincer, y otro tipo de variables que también influyen sobre el salario percibido, como el sector de actividad y la ocupación (Andrés y García, 1991). La influencia de todas estas características personales vendrá recogida en el vector de parámetros estimados (β) y por último, "u" sería el término de perturbación aleatoria, que también puede recoger factores no observados que influyen en la determinación del salario y que asumimos que se distribuyen independientemente de las variables incluidas en X.

La forma funcional semilogarítmica proviene, tanto del desarrollo de un modelo teórico de inversión en capital humano, como de resultados empíricos (Griliches, 1977, Mincer y Polachek, 1974) y por la fácil interpretación que permite de los resultados, ya que el vector de los parámetros estimados nos indica la variación, en tanto por uno, que sufre la variable endógena ante un cambio unitario en la variable explicativa correspondiente.

Adicionalmente, esta forma funcional nos evita predecir salarios negativos.

Estas ecuaciones serán estimadas corrigiendo el problema de sesgo por selección de la muestra (Heckman, 1979).

Este problema surge cuando existe una correlación entre los factores no observados que influyen en la decisión de participación y los factores no observados que influyen en la determinación del salario percibido. En tal caso, en las ecuaciones II.1 y II.2 tendríamos que $E(u_m) \neq 0$ y $E(u_f) \neq 0$, y en consecuencia, los parámetros β_m y β_f estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) serían inconsistentes, lo que nos llevaría a conclusiones erróneas acerca de la discriminación salarial de la mujer (Bloom y Killingsworth, 1982).

La estimación en dos etapas de Heckman (1979) consigue estimaciones consistentes por medio de la inclusión de una variable adicional en las ecuaciones anteriores que corrige el sesgo comentado. Consistiría en estimar las siguientes expresiones:

$$W_m = X'_m \beta_m + \sigma_m^{uv} \hat{\lambda}_m + \eta_m \quad (II.3)$$

$$W_f = X'_f \beta_f + \sigma_f^{uv} \hat{\lambda}_f + \eta_f \quad (II.4)$$

Donde la variable λ , conocida como la inversa de la razón de Mill, se obtiene de la siguiente expresión:

$$\hat{\lambda} = \frac{f(-Z'\hat{\alpha})}{1 - F(-Z'\hat{\alpha})} \quad (II.5)$$

Donde $f(\cdot)$ y $F(\cdot)$ son la función de densidad y de distribución de una normal estandarizada respectivamente, Z es una matriz de características personales y α un vector de parámetros obtenidos en una primera etapa de estimación, que consiste en estimar un modelo *probit* de la forma siguiente:

$$I = \begin{cases} 1 & \text{si } Z'\alpha + v > 0 \\ 0 & \text{si } Z'\alpha + v \leq 0 \end{cases} \quad (II.6)$$

La variable I toma el valor 1 cuando el individuo se encuentre trabajando por cuenta ajena y 0 en caso de no estar trabajando. Hay que hacer constar que este método de estimación es consistente pero

no eficiente; en concreto, la no observabilidad de la variable λ provocaría problemas de heterocedasticidad⁽¹⁾. Una estimación consistente y eficiente supondría maximizar la función de verosimilitud conjunta de la ecuación de salarios y del criterio de participación (II.6) en forma reducida según indican Griliches, Hall y Hausman (1978).

Sin embargo, debido a que en la encuesta que utilizamos los salarios están dados en intervalos, donde solamente conocemos los límites superiores (w^s) e inferiores (w^i), dicha función de verosimilitud también tendrá en cuenta la probabilidad de que el salario de un individuo se halle en un determinado intervalo; por tanto, siguiendo el planteamiento de García et al. (1991) habría que maximizar⁽²⁾ la siguiente función:

$$L^* = \sum_{i=1}^s \ln \int_{-z^i \alpha}^{\infty} \int_{u^i}^{u^s} h(u,v) du dv + \sum_{i=s+1}^N \ln \int_{-\infty}^{z^i \alpha} f(v) dv \quad (II.7)$$

Donde L^* representa el logaritmo neperiano de la función de verosimilitud. Las "s" primeras observaciones están compuestas por aquellos individuos que trabajan y las restantes "N - s" por aquellos que no están ocupados y $h(.,.)$ es la función de densidad de una distribución normal bivalente de varianza unitaria, siendo:

$$u^s = \frac{w^s - x^s \beta}{\sigma_u}$$

$$u^i = \frac{w^i - x^i \beta}{\sigma_u}$$

Dado que este problema de optimización requiere utilizar algoritmos iterativos, los valores iniciales utilizados como punto de partida corresponden a las estimaciones de los parámetros obtenidos según el método en dos etapas de

Heckman.

La corrección del sesgo por selección de la muestra no es habitual en los estudios de discriminación salarial basados en la estimación de ecuaciones de salarios, en concreto, de los realizados en España, tan solo Ugidos (1991) contempla este hecho.

El procedimiento para analizar la posible discriminación salarial se conoce en la literatura con el nombre de la descomposición salarial de Oaxaca (Oaxaca, 1973). Este método tiene la ventaja de que distingue, por un lado, la diferencia salarial provocada por distintas características personales y, por otro, la diferencia salarial causada por distintas retribuciones a igualdad de características entre hombres y mujeres; identificándose esta última con el porcentaje de "gap" salarial atribuido a la discriminación.

Entenderemos por salario no discriminatorio aquel que se corresponde con la productividad marginal del trabajador, por tanto, la estructura salarial no discriminatoria será la retribución que recibe cada característica de un trabajador determinado bajo este supuesto. Si no existe discriminación y la estructura salarial no discriminatoria se corresponde con la masculina, aplicando las propiedades de los MCO, tendríamos:

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (II.8)$$

Esta ecuación nos indica que la diferencia salarial media⁽³⁾ entre hombres y mujeres vendría explicada por diferentes características de éstos en el primer sumando, y sería el segundo sumando el que nos representaría la discriminación, pues nos estaría indicando que unas mismas características personales son retribuidas de forma distinta si $\beta_m \neq \beta_f$.

Sin embargo, si adoptamos el supuesto de que la estructura salarial no discriminatoria es la femenina, llegaríamos a la expresión:

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_f + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (II.9)$$

De nuevo, el primer sumando representa la diferencia salarial provocada por diferentes características y el segundo sumando la atribuida a la discriminación.

Por tanto, tenemos dos formas alternativas de medir la discriminación. En principio, los resultados que se obtengan bajo uno u otro supuesto no deberían diferir mucho, sin embargo, tal y como señala Neumark (1988) esto no ocurre siempre. Cita una serie de trabajos donde los resultados son bastante distintos según el supuesto adoptado, y lo justifica argumentando que, la estructura salarial no discriminatoria no puede ser exclusivamente, o bien, la masculina, o bien, la femenina, sino que debería derivarse de un modelo teórico. Por ello propone el cálculo de una estructura salarial no discriminatoria desarrollando un modelo teórico de comportamiento discriminador del empresario.

Para estimar esta estructura salarial no discriminatoria distinta de la masculina y la femenina, Neumark propone efectuar la estimación de la siguiente ecuación para toda la muestra:

$$w^* = X^* 'b + u \quad (II.10)$$

Donde el asterísco indica que las variables correspondientes a los hombres y a las mujeres han sido ponderadas por el porcentaje de hombres y mujeres que hay en la muestra respectivamente.

A partir de este estimador, la forma de analizar que porcentaje de diferencia salarial se debe a diferentes características y cual a discriminación, consistiría en calcular la siguiente expresión:

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_f + [\bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{b}_f) - \bar{X}_f' (\hat{\beta}_f - \hat{b}_f)] \quad (II.11)$$

Fácilmente se comprueba que las expresiones II.8 y II.9 son un caso particular de esta última cuando $b = \beta_m$ o $b = \beta_f$, respectivamente, o sea, cuando la estructura salarial no discriminatoria (b) se corresponda con la masculina (β_m) o con la femenina (β_f), que era el supuesto implícito en la descomposición de Oaxaca. Con esta expresión, el primer sumando sería la proporción de diferencia salarial explicada por diferentes características entre hombres y mujeres, siendo el segundo sumando el que nos indicaría qué porcentaje de diferencia salarial se debe a la discriminación en el mercado de trabajo, ya que, en caso de que sea positivo, nos estaría indicando que las características masculinas y femeninas son retribuidas por encima y por debajo, respectivamente, de lo que se considera como estructura salarial no discriminatoria.

Todas estas expresiones se corresponden con la estimación de las ecuaciones de salarios por MCO. Si las estimamos por el método en dos etapas de Heckman, dado que en la segunda etapa aplicamos MCO, obtendríamos:

$$[(\bar{w}_m - \bar{w}_f) - (\hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda} - \hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda})] = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_f + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (II.12)$$

$$[(\bar{w}_m - \bar{w}_f) - (\hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda} - \hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda})] = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_f + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (II.13)$$

$$[(\bar{w}_m - \bar{w}_f) - (\hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda} - \hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda})] = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_f + [\bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{b}_f) - \bar{X}_f' (\hat{\beta}_f - \hat{b}_f)] \quad (II.14)$$

Donde calculamos los porcentajes anteriores sobre la diferencia salarial media excluida la parte atribuida al sesgo en la estimación. La ecuación II.12 supone como estructura salarial no discriminatoria la masculina, la II.13 la femenina y la II.14 el estimador de Neumark.

Y por último, estimando las ecuaciones por máxima verosimilitud llegaríamos a las expresiones:

$$\overline{(w_m - w_f)} = (\overline{X_m} - \overline{X_f})' \hat{\beta}_m + \overline{X_f}' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (II.15)$$

$$\overline{(w_m - w_f)} = (\overline{X_m} - \overline{X_f})' \hat{\beta}_f + \overline{X_m}' (\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_m) \quad (II.16)$$

$$\overline{(w_m - w_f)} = (\overline{X_m} - \overline{X_f})' \hat{b}_m + [\overline{X_m}' (\hat{\beta}_m - \hat{b}_m) - \overline{X_f}' (\hat{\beta}_f - \hat{b}_f)] \quad (II.17)$$

En este caso, los porcentajes atribuidos a distintas características y a la discriminación se calculan sobre la diferencia salarial media ajustada ($w_m - w_f$), ya que no podemos aplicar la propiedad de los MCO, mediante la cual, la media muestral de la variable endógena es igual a las medias muestrales de las variables explicativas multiplicadas por el vector de parámetros estimados. En este caso es interesante calcular que porcentaje de la diferencia salarial media observada ($w_m - w_f$) captura la diferencia salarial media ajustada, ya que lo que difiera del 100 % será el porcentaje de diferencia salarial atribuida al sesgo en la estimación.

III. DATOS Y DESCRIPCION DE VARIABLES

Una de las principales dificultades que tiene la realización de este tipo de estudios a nivel regional es la disponibilidad de datos que contemplen la información requerida para ello. La encuesta que se

realizó expresamente para este tipo de análisis, Encuesta sobre Discriminación Salarial de la Mujer, elaborada por el Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer en el año 1987, solamente se hizo en seis grandes ciudades españolas, entre las cuales, evidentemente, no se encuentra Murcia. Por esto, utilizamos la Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo elaborada por el Ministerio de Economía y Hacienda en 1985. Esta encuesta recoge una extensa información sobre la situación laboral de más de sesenta mil individuos en todo el ámbito nacional, y el objetivo sería seleccionar la submuestra perteneciente a la Comunidad Autónoma de la Región de Murcia y efectuar el análisis que se describe en las páginas precedentes, comparando los resultados con el trabajo comentado anteriormente (Hernández 1993), donde se efectua este mismo estudio pero a nivel nacional.

Las ventajas de utilizar estos datos provienen de que dicha encuesta recoge una exhaustiva información acerca de salarios, educación, experiencia profesional, categoría socioeconómica y sector de actividad tanto en el mercado regular como irregular de la economía. Los inconvenientes serían que no contempla información sobre las horas trabajadas para aquellos individuos que están ocupados en el sector regular de la economía y que, evidentemente, al centrarnos en las observaciones exclusivas de la Región de Murcia los grados de libertad en las estimaciones se reducen considerablemente. Por ello, las ecuaciones de salarios se estimarán bajo esta restricción que imponen los grados de libertad, y consecuentemente, no se podrá explotar toda la información con el detalle que sería deseable, y que si se realiza en el trabajo citado anteriormente. Para las ecuaciones de salarios utilizaremos la submuestra de asalariados y para los modelos de participación (probit) incluiremos también a los que no están trabajando.

Sobre los salarios, solamente conocemos que están comprendidos entre

siete posibles intervalos correspondientes a retribuciones netas mensuales. Por ello, para realizar las estimaciones por MCO y por el método de Heckman, la variable dependiente estará formada por el valor medio del intervalo en el cual el sujeto declara esta comprendido su salario. En las estimaciones por máxima verosimilitud se tendrán en cuenta los límites de los intervalos tal y como se detalla en la expresión (II.7).

Solamente incluiremos los salarios obtenidos en el sector regular de la economía, incluyendo unas variables ficticias en caso de empleo a tiempo parcial, así como cuando el contrato sea transitorio o temporal ⁽⁴⁾. El resto de variables explicativas tiene el siguiente detalle:

Educación: se han definido cuatro variables ficticias (EDU1,...,EDU4) que recogen los diferentes estudios realizados por el sujeto. De esta forma, EDU1 correspondería a menos de estudios primarios, EDU2 a EGB, EDU3 a BUP, COU y formación profesional, y EDU4 a estudios de grado medio y estudios universitarios o técnicos de grado superior.

Sector de actividad: se definen cuatro variables ficticias correspondientes a la división tradicional de los sectores económicos: AGRICULTURA, INDUSTRIA, CONSTRUCCION Y SERVICIOS.

Ocupación: solamente se incluyen ocupaciones propias de asalariados (ya que el interés se centra en los determinantes del salario) por medio de cinco variables ficticias (OCUP1,...,OCUP5). OCUP1 hace referencia a directores gerentes, alto personal directivo y personal intermedio, OCUP2 a resto de personal no agrario, OCUP3 a contra maestres, capataces y jefes de grupo de servicios, OCUP4 a obreros especializados y OCUP5 a obreros sin especialización, resto de trabajadores agrarios y de servicios y activos no clasificados.

Tiempo de Permanencia en el trabajo: se definen dos variables ficticias (EXP1,EXP2), donde EXP1 se refiere a menos de cinco años y EXP2 a más de cinco años de permanencia en el último empleo. De esta forma se intenta captar el efecto de la experiencia profesional específica en el salario recibido.

Número de meses en paro (NMPARO)

Edad: se intenta captar el efecto no lineal que la edad puede tener sobre el salario recibido mediante la inclusión de una variable (EDAD) para la edad del individuo medida en años, y otra igual a ésta pero elevada al cuadrado (EDAD2).

Con estas dos últimas variables se intenta analizar el efecto de la experiencia laboral general acumulada por el individuo según la idea de Mincer (1974).

En la estimación de los modelos de probabilidad de participación en el mercado de trabajo (II.6) se incluyen, además de la educación y la edad, las siguientes variables:

Estado civil: se define una variable ficticia en el caso de que el individuo sea casado (CASADO) y otra para cuando no lo sea (NOCASADO), que agrupa los estados de soltero, separado, divorciado y viudo.

Número de Hijos (NHIJOS) del individuo. En las ecuaciones de las mujeres también será interesante definir una variable ficticia (HIJOS) en el supuesto de que los tenga y otra (NOHIJOS) para cuando no los tenga, y conjugar el efecto de estas variables con las anteriores, creando así, las variables de casado con hijos, casado sin hijos, no casado con hijos y no casado sin hijos por medio de multiplicar dichas variables ficticias. Esta interacción también se efectuará cuando se estimen ecuaciones para la muestra completa.

Ingresos familiares mensuales obtenidos exceptuado el salario propio

(INGFAM). Esta variable se obtuvo restando de los ingresos totales familiares los obtenidos por el sujeto, donde ambas variables están definidas por tramos, por lo que hubo que calcular el valor medio del intervalo correspondiente como ya se ha explicado.

A partir de la estimación de estos modelos se construye la variable **lambda** como indica la ecuación II.5, que actúa como un regresor más en las ecuaciones de salarios cuando estimamos según el método en dos etapas de Heckman (1979).

IV. RESULTADOS

Una primera forma de abordar el tema de la discriminación salarial por sexos, consiste en estimar una ecuación de salarios conjunta para toda la muestra incluyendo una variable ficticia según el sexo. Esto viene representado en el cuadro 2 del anexo, donde la variable MUJER es una variable ficticia que toma el valor 1 en caso de que la persona sea mujer y 0 en caso de ser hombre. Observamos como dicha variable es significativa y el valor concreto del parámetro estimado indica que el hecho de ser mujer, una vez que se han controlado el resto de variables importantes, supone recibir un salario neto mensual entre un 28 % y un 29 % inferior al del hombre, según consideremos la estimación por MCO o corrigiendo el problema de sesgo (Heckman y máxima verosimilitud).

A partir de aquí ya podemos observar un rasgo diferenciador de la discriminación salarial que sufre la mujer en Murcia respecto a la que se produce a nivel nacional, ya que a este nivel los porcentajes anteriores se sitúan entre el 16 % y 19 % respectivamente (Hernández, 1993).

Pero este tipo de discriminación tan sólo indicaría que el término constante en la ecuación de salarios difiere según el sexo, suponiendo un salario medio distinto para individuos con igualdad en el resto de características, pero que dichas características son igualmente retribuidas.

Otra forma de discriminación sería considerar que, no solamente el término constante fuese distinto por este motivo, sino que el sexo también implicase una retribución distinta del resto de características según se trate de hombre y mujer. Es decir, que los parámetros del resto de variables explicativas también difieran entre hombres y mujeres. Esto supondría incluir en la estimación anterior un nuevo conjunto de regresores formados por esas mismas variables multiplicadas por la variable ficticia MUJER, lo cual equivaldría a estimar ecuaciones de salarios separadas para hombres y mujeres tal y como se indicaba en la sección II.

En el cuadro 2 del anexo se presentan las estimaciones de las ecuaciones de salarios y los probits de participación según el método de estimación por máxima verosimilitud. Respecto al modelo probit de participación, observamos como un mayor grado de educación supone una mayor probabilidad de estar ocupado tanto en hombres como en mujeres. Los ingresos familiares inciden negativamente en dicha probabilidad tal y como era de esperar.

El estado civil y el número de hijos influyen de distinta forma en hombres y mujeres. Mientras que en aquéllos no se muestran estadísticamente significativos, sin embargo, en éstas, el hecho de estar casada supone una reducción de la probabilidad de estar ocupada. Adicionalmente, son las casadas con hijos donde se registra una menor probabilidad de participación como cabía suponer (Gronau, 1973a, 1973b).

La edad muestra una relación no lineal respecto a dicha probabilidad en ambos colectivos, estimándose una edad óptima que implica una mayor probabilidad de estar ocupado de 35 años para las mujeres y 38 para los hombres.

En las ecuaciones de salarios, el ajuste obtenido cuando estimamos por MCO o por el método de Heckman $\bar{R}^2 = 0,49$ en hombres y $\bar{R}^2 = 0,56$ en mujeres es bastante bueno considerando este tipo de datos individualizados, superando el

ajuste que obtienen todos los autores citados en este estudio que estiman este tipo de ecuaciones.

En dichas ecuaciones, comprobamos cómo la educación está relacionada positivamente con el salario recibido. En concreto, el hecho de poseer estudios de grado medio o universitarios (EDU4) supone un incremento del salario del 40 % y 76 % en hombres y mujeres respectivamente, respecto a tener menos de estudios primarios (variable ficticia omitida), todo ello en términos esperados y suponiendo inalteradas el resto de variables.

Los sectores económicos donde cabe esperar una menor retribución son agricultura en el caso de los hombres e industria en el de las mujeres (variables ficticias omitidas respectivamente),⁽⁵⁾ aunque en éstas no se muestran muy significativos. En el caso de los hombres, la pertenencia al sector servicios puede llegar a incrementar su salario en un 32 %, debido seguramente a la inclusión en este sector de ramas de actividad con una elevada prima salarial como son Finanzas y Seguros y Administración Pública (Andrés y García, 1991).

El número de meses en paro no aparece significativo ni en hombres ni en mujeres, sin embargo, el signo negativo de su coeficiente sería el esperado, ya que esta variable muestra el efecto depreciación que la no participación supone en el capital humano del individuo (Zabalza y Arrufat, 1983), estando correlacionado negativamente con el salario percibido.

La edad muestra una relación no lineal respecto al salario percibido, de forma que, la edad óptima que se corresponde con un mayor salario estaría en torno a los 45 y 46 años en los hombres y unos cinco o seis años más en mujeres. Un contrato a tiempo parcial reduce el salario de los hombres en un 34 % y el de las mujeres en un 53 %, cifras superiores a la media nacional, situada en el 17 % y 26 % respectivamente. Sin embargo, si dicha relación contractual es transitoria no aparece significativa ni en hombres ni en

mujeres.

La experiencia profesional específica, medida a través del tiempo de permanencia en el trabajo, nos indica que el hecho de llevar más de cinco años en el último empleo eleva el salario de los hombres en un 10 % y el de las mujeres en un 18 %.

La ocupación donde cabe esperar un menor salario es en el resto de trabajadores agrarios, de servicios, no cualificados y no clasificables (OCUP5, que es la variable ficticia omitida),⁽⁶⁾ y aquellas donde es de esperar un mayor salario son en directores gerentes y alto y medio personal directivo (OCUP1) en ambos sexos; donde suponen un incremento del salario del 27 % respecto a la variable ficticia omitida en hombres y un 49 % en mujeres.

La muestra escogida determina que el salario neto mensual medio del hombre es aproximadamente un 39 % ($w_m - w_f = 0,393$) mayor que el de la mujer, cifra superior a la media nacional situada en el 35 %. Esta diferencia es mayor cuando se evalúa a partir de salarios mensuales o anuales que cuando se realiza a partir de salarios/hora tal y como argumenta Cain (1985, pag. 753), ya que no se tiene en cuenta el hecho de que la mujer puede decidir voluntariamente trabajar menos horas, lo que reduciría su salario global. Efectivamente, en Hernández (1991), donde se utiliza la Encuesta sobre Discriminación Salarial de la Mujer (1987) que si incluye información acerca de las horas trabajadas, cosa que no ocurre en la Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo (1985) como ya se ha comentado, la diferencia salarial media entre el salario/hora masculino y femenino es de 0,18 (medidos ambos en términos logarítmicos).

La descomposición salarial según la estructura salarial no discriminatoria considerada y según el método de estimación tal y como se expuso en la sección II se presenta en el cuadro IV.1.

Observamos cómo de esa diferencia salarial a favor del hombre del 39 %, entre un 76 % y un 84% (30 % y 33 %

CUADRO IV. 1

Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = 0,393$$

Porcentaje debido a diferentes características	Estructuras Salariales no discriminatorias consideradas		
	β_m	β_f	b
Porcentaje debido a diferentes características	22,56	19,02	24,15
Porcentaje atribuido a la discriminación	77,44	80,98	75,85

Estimación en dos etapas de Heckman

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f - (\hat{\sigma}_m \lambda - \hat{\sigma}_f \lambda) = 0,460$$

Porcentaje debido a diferentes características	Estructuras Salariales no discriminatorias consideradas		
	β_m	β_f	b
Porcentaje debido a diferentes características	17,53	15,83	19,29
Porcentaje atribuido a la discriminación	82,47	84,17	80,71

Estimación por Máxima Verosimilitud

$$(\bar{w}_m - \hat{w}_f) = 0,549$$

Porcentaje debido a diferentes características	Estructuras Salariales no discriminatorias consideradas		
	β_m	β_f	b
Porcentaje debido a diferentes características	15,38	22,17	16,63
Porcentaje atribuido a la discriminación	84,62	77,83	83,37

sobre el total) se debería al motivo discriminación en el mercado de trabajo.

Comprobamos como el estimador de Neumark (b) reduce el porcentaje de discriminación salarial respecto a utilizar la estructura salarial masculina (β_m) o femenina (β_f) como no discriminatoria; corroborando de esta forma lo expuesto por Neumark (1988).

Comparando estos resultados con los obtenidos a nivel nacional (Hernández, 1993), podemos afirmar que el porcentaje de diferencia salarial a favor del hombre atribuido al motivo discriminación en el mercado de trabajo, es superior en la Región de Murcia que a nivel nacional, ya que en este último caso ese porcentaje se situa entre el 55 % y el 65 %.

V. CONCLUSIONES

A partir de los datos de la Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo en España (1985) se corroboran los resultados obtenidos por distintos autores anteriormente citados (que utilizan otras

muestras tanto a nivel nacional como internacional), en tanto en cuanto se mantiene que, una parte de la diferencia salarial por sexos existente en la Región de Murcia cabe atribuirla al motivo discriminación en el mercado de trabajo, y en todos los casos estudiados, dicha parte siempre supera el 75 % de la diferencia salarial media observada a favor del hombre.

Como se comentó en páginas precedentes, este trabajo y el realizado a nivel nacional son los únicos trabajos respecto a los realizados, tanto en España como en el extranjero, que incorpora la descomposición salarial de Oaxaca como medida más precisa para evaluar la discriminación salarial, ya que permite cuantificar, no sólo el porcentaje de diferencia salarial atribuido a la discriminación laboral, sino también aquel porcentaje explicado por diferentes características que aproximan la productividad del individuo, junto con la corrección del sesgo por selección de la muestra y la comparación de los resultados con un estimador conjunto, que permite

ANEXO CUADRO 1

DESCRIPCION ESTADISTICA DE LA POBLACION OCUPADA MEDIA (DESVIACION TIPICA)

VARIABLES	HOMBRES	MUJERES
W	10,882 (0,496)	10,488 (0,562)
EDU1	0,319 (0,466)	0,313 (0,464)
EDU2	0,471 (0,500)	0,337 (0,476)
EDU3	0,115 (0,320)	0,132 (0,341)
EDU4	0,094 (0,293)	0,217 (0,415)
EXP1	0,414 (0,492)	0,554 (0,497)
EXP2	0,586 (0,494)	0,446 (0,500)
EDAD	36,937 (12,63)	32,458 (11,61)
NMPARO	3,089 (8,486)	8,096 (20,77)
TRANSI	0,068 (0,252)	0,084 (0,279)
PARCIAL	0,037 (0,188)	0,120 (0,327)
OCUP1	0,141 (0,349)	0,108 (0,313)
OCUP2	0,131 (0,338)	0,169 (0,377)
OCUP3	0,026 (0,160)	0,000 (0,000)
OCUP4	0,251 (0,435)	0,132 (0,341)
OCUP5	0,451 (0,498)	0,591 (0,492)
AGRICULTURA	0,141 (0,349)	0,120 (0,327)
INDUSTRIA	0,277 (0,449)	0,193 (0,397)
CONSTRUCCION	0,084 (0,278)	0,000 (0,000)
SERVICIOS	0,497 (0,501)	0,687 (0,467)
LAMBDA	0,241 (0,347)	0,877 (0,419)

CUADRO 2
ECUACIONES DE SALARIOS
Método de estimación: Máxima Verosimilitud

VARIABLES	HOMBRES		MUJERES		MUESTRA TOTAL	
	Probit	Ec. Salarios	Probit	Ec. Salarios	Probit	Ec. Salarios
CONSTANTE	-1,2592 (-1,128)	9,2685 (25,80)	-2,4009 (-2,511)	8,9738 (13,24)	-2,9173 (-3,666)	8,9856 (31,99)
EDU2	0,7113 (2,090)	0,2379 (2,606)		0,3137 (1,631)	0,3010 (1,437)	0,2889 (4,033)
EDU3	1,2117 (2,279)	0,4176 (3,705)	0,2477 (0,801)	0,3317 (1,091)	0,6010 (2,355)	0,4247 (4,681)
EDU4	4,0428 (5,445)	0,3968 (3,007)	0,7590 (2,701)	0,7641 (3,305)	1,3191 (5,181)	0,5572 (5,696)
EDAD	0,1457 (2,354)	0,0526 (2,791)	0,1839 (3,123)	0,0361 (0,833)	0,1655 (4,338)	0,0640 (4,161)
EDAD2	-0,0020 (-2,678)	-0,0006 (-2,471)	-0,0026 (-3,380)	-0,0002 (-0,454)	-0,0023 (-4,743)	-0,0007 (-3,422)
CASADA*HIJOS			-0,8594 (-3,380)			
CASADA*NO HIJOS			-0,6282 (-1,301)		0,0822 (0,168)	
CASAD*HIJOS					1,3766 (6,679)	
CASADO*NO HIJOS					0,9366 (1,167)	
NO CASADO					1,1760 (4,119)	
NO CASADA					0,7456 (3,371)	
CASADO	0,1803 (0,407)					
NHIJOS	-0,0131 (-0,131)					
INGFAMIL	-3,0680 (-5,888)		-0,7850 (-4,933)		-1,4430 (-12,75)	
EXP2		0,1005 (1,298)		0,1869 (1,323)		0,0985 (1,523)
NMPARO		-0,0027 (-0,797)		-0,0010 (-0,242)		-0,0023 (-1,114)
TRANSI		-0,0316 (-0,272)		0,1454 (0,409)		0,0356 (0,337)
PARCIAL		-0,3416 (-2,243)		-0,5346 (-2,526)		-0,4031 (-3,820)
OCUP1		0,2667 (1,911)		0,4942 (2,137)		0,2958 (2,637)
OCUP2		0,1741 (1,613)		0,5203 (2,865)		0,2382 (2,840)

CUADRO 2 (Continuación)
ECUACIONES DE SALARIOS
Método de estimación: Máxima Verosimilitud

VARIABLES	HOMBRES		MUJERES		MUESTRA TOTAL	
	Probit	Ec. Salarios	Probit	Ec. Salarios	Probit	Ec. Salarios
OCUP3		0,2668 (1,944)				0,2258 (1,672)
OCUP4		0,1914 (2,057)		0,3950 (1,791)		0,2062 (2,480)
AGRICULTURA				0,1066 (0,531)		
INDUSTRIA		0,1799 (1,828)				0,1263 (1,507)
CONSTRUCCION		0,2482 (1,832)				0,1937 (1,375)
SERVICIOS		0,3178 (3,426)		0,0311 (0,177)		0,2390 (3,157)
MUJER						-0,2912 (-3,690)
ρ		-0,6285 (-1,953)		0,0419 (0,072)		-0,1793 (-0,696)
σ		0,3415 (12,49)		0,3603 (7,680)		0,3475 (15,75)
LOG L	300,07		205,10		528,99	
OBSERVAC.	258	191	251	83	509	274

- Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos t.

- Las variables ficticias omitidas son: en hombres, EDU1 y NOCASADO en los probits y EDU1, EXP1, OCUP5 y AGRICULTURA en las ecuaciones de salarios. En las mujeres, EDU1, EDU2 y NOCASADA en los probits y EDU1, EXP1, OCUP3, OCUP5 e INDUSTRIA en las ecuaciones de salarios. Y en la muestra total, EDU1 y CASADA con HIJOS en los probits y EDU1, EXP1, OCUP5 y AGRICULTURA en las ecuaciones de salarios.

obviar los casos extremos en los cuales la estructura salarial no discriminatoria sea exclusivamente, o bien la masculina, o bien la femenina.

La comparación con el estudio realizado para toda España nos permite observar como la mujer murciana sufre una discriminación salarial superior a la media nacional, ya que, no solamente, el "gap" salarial entre hombre y mujer es superior en Murcia que en España (39 % frente a 35 %), sino que un mayor porcentaje de éste se debería al motivo discriminación en el mercado laboral: entre un 76 % y 84 % para

la Región de Murcia frente a un 55 % y 65 % a nivel nacional.

Pedro Jesús Hernández, es profesor del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, de la Universidad de Murcia.

NOTAS

(1) Para conseguir unas estimaciones eficientes por este método se calcularán los errores estandar a partir del método propuesto por White (1980). Este mismo método se aplicará también para calcular estos estadísticos en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

(2) Para llevar a cabo esta maximización se ha utilizado la subrutina de optimización EO4LBF de la NAG Library, que requiere la provisión de primeras y segundas derivadas de la función de verosimilitud, las cuales se han aproximado siguiendo el procedimiento de Berndt et al. (1974) y utilizando los resultados de Hausman y Wise (1978) para el caso de las distribuciones normales bivariantes.

(3) La barra encima de cada variable representa su media muestral y el acento circunflejo indica el valor realmente estimado para dicho parámetro.

(4) Hay que tener en cuenta que en este caso no se está estimando una ecuación propiamente de salarios, sino que estamos incluyendo aspectos de oferta de trabajo, ya que la variable endógena podría interpretarse como el producto del salario/hora por el número de horas trabajadas al mes.

(5) En el caso de las mujeres también se omitió el sector de la Construcción por no haber ninguna mujer ocupada en dicho sector.

(6) En la ecuación de las mujeres también se omitió la ocupación de Contra maestras, capataces y Jefes de grupo de Servicios (OCUP3), ya que no había ninguna mujer que perteneciese a tal ocupación.

BIBLIOGRAFIA

ANDRES J. Y GARCIA J. (1991). "Una Interpretación de las Diferencias Salariales entre Sectores", *Investigaciones Económicas (Segunda época)*. Vol. XV, nº 1, pp. 143-167.

BECKER, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.

BERNDT, E.K., HALL, B.H., HALL, R.E. y HAUSMAN, J.A. (1974). "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 3, pp. 653-665.

BLAU, F. (1972). "Women's Place in the Labor Market", *American Economic Review*, vol. 62, nº 2, pp. 161-166.

BLAU, F. y KAHN, L. (1992). "The Gender Earnings Gap: some International Evidence", *National Bureau of Economic Research, Working Paper nº 4224*

BLINDER, A. S. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, pp.436-455.

BLOOM, D. E. y KILLINGSWORTH, M. R. (1982). "Pay Discrimination Research and Litigation: the Use of Regression", *Industrial Relations*, vol. 21, nº 3, pp. 318-402.

CAIN, G. G. (1986). "The Economic Analysis of Labour Market Discrimination: a Survey", en *Handbook of Labour Economics*, vol. 1. Eds: Orley Ashenfelter y Richard Layard. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, pp. 693-785.

CALVO, J. L. (1991). "Diferencias de Ingresos entre Hombres y Mujeres en España: ¿Discriminación o decisión voluntaria?". Universidad Nacional de Educación a Distancia. Departamento de Análisis Económico. Documento de Trabajo

9105.

Condiciones de Vida y Trabajo en España (1986). Secretaría General de Economía y Planificación y Centro de Investigaciones Sociológicas. Madrid.

GARCIA, J., GONZALEZ-PARAMO, J. M. y ZABALZA, A. (1991). "Female Labour Supply and Income Taxes in Spain. Mimeo.

GOLDBERBER, M. (1982). "Discrimination, Nepotism and Long-run Wage Differentials", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 97, nº 2, pp. 307-319.

GRILICHES, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: some Econometric Problems", *Econometrica*, vol. 45, pp. 1-22.

GRILICHES, Z., HALL, B. H. y HAUSMAN, J. A. (1978). "Missing Data and Self-Selection in Large Panels", *Annals de l'INSEE*, 30-31, pp. 137-176

GRONAU, R. (1973a). "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time", *Journal of Political Economy*, vol. 81, nº 2, pp. S168-S199.

(1973b). "The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewife's Time", *American Economic Review*, 63, pp. 634-652.

HAUSMAN, J. A. y WISE, D. A. (1978). "A Conditional Probit Model for Qualitative Choice: Discrete Decisions Recognizing Interdependencie and Heterogeneous Preferences", *Econometrica*, vol. 46, nº 2, pp. 403-426.

HECKMAN, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, nº 1, pp. 153-161.

HERNANDEZ, P. J. (1991). *La Discriminación Salarial en España: Un Estudio Empírico*. Mimeo.
(1993). *La Discriminación Salarial de la Mujer a partir de la Encuesta sobre*

Condiciones de Vida y Trabajo en España. Mimeo.

LAZEAR, E. P. y ROSEN, S. (1990). "Male-Female Wage Differentials in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, vol. 8, nº 1, pp. S106-S123.

LUNDBERG, S. J. y STARTZ, R. (1983). "Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Markets", *American Economic Review*, vol. 73, nº 3, pp. 340-347.

MALKIEL, B. G. y MALKIEL J. A. (1973). "Male-Female Pay Differentials in Profesional Employment", *American Economic Review*, vol. 63, nº 4, pp. 693-705.

MINCER, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.

MINCER, J. y POLACHEK, S. (1974). "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. S76-S108.

MOLTO, M. L. (1984). "Estudio Empírico de la discriminación de la Mujer en el Mercado de Trabajo Académico", *Estadística Española*, nº 102, pp. 105-128.

NEUMARK, D. (1988). "Employers Discriminatory Behavior and the Estimation of wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, 23(3), pp. 279-295.

OAXACA, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets", *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.

PEINADO, A. (1988). *La Discriminación de la Mujer en el Mercado de Trabajo Español: una Aproximación Empírica a la Discriminación Salarial*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. Colección Informes: Serie empleo.

(1990). "Un Análisis Microeconómico de las Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres", *Información Comercial Española*, nº 678, pp. 101-109.

RIBAUD, M. y HERNANDEZ, F. (1989). *Un Análisis de la Discriminación Salarial de las Mujeres en España*, Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer.

UGIDOS, A. (1993). "Gender Wage Differentials and Sample Selection: Evidence from Spain". Ponencia presentada en el XVIII Simposio de Análisis Económico. Barcelona, Diciembre 1993.

WHITE (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.

ZABALZA, A. y ARRUFAT, J. L. (1983). "Wage Differences between Married Men and Married Women in Great Britain: the Depreciation Effect of Nonparticipation", unpublished Discussion Paper, n-151, Centre for Labour Economics, London School of Economics.

ZELLNER, H. (1972). "Discrimination Against Women, Occupational Segregation, and the Relative Wage", *American Economic Review*, vol. 62, nº 2, pp. 157-160.