

ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL DE LA MUJER EN ESPAÑA

Pedro Jesús HERNANDEZ MARTINEZ*

Universidad de Murcia

El presente trabajo pone de manifiesto cómo una parte de la diferencia salarial media observada a favor del hombre cabe atribuirle a la discriminación laboral. Para ello se estiman ecuaciones de salarios para hombres y mujeres corrigiendo el problema de inconsistencia provocado por la selección de la muestra y se aplica la descomposición salarial de Oaxaca (1973) ampliada con el estimador de Neumark (1988). Adicionalmente, también se presenta una medida del grado de discriminación para un subgrupo de la población (universitarios menores de 45 años) donde se minimizan los problemas de sesgo de autoselección.

1. Introducción

La discriminación salarial de la mujer es un tema que siendo antiguo en la literatura no deja de tener un vivo interés. La preocupación que suscita este hecho ha dado lugar a numerosos y recientes estudios sobre el tema; baste citar el trabajo de Blau y Kahn (1992) donde muestran evidencia empírica de este fenómeno a nivel internacional.¹

En el caso de España, el Instituto Nacional de Estadística realiza varias encuestas en las que aparece el salario percibido por el individuo. Sin embargo, en los resultados publicados no suele figurar ninguna medida sobre la diferencia salarial observada entre el hombre y la mujer; este es el caso de la Encuesta de Salarios y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

No obstante, existen dos excepciones importantes: una es la Encuesta Piloto sobre Ganancias y Subempleo anexa a la Encuesta de Población Activa (EPA) del segundo trimestre de 1990, donde se estima que las ganancias

* Agradezco a Jaime García, Josep Lluís Raymond, Michael Creel, al director de esta revista y a dos evaluadores anónimos los comentarios y sugerencias recibidas. No obstante, soy responsable de cualquier error cometido. Parte de este trabajo se ha realizado en el marco del proyecto de investigación PB92-1036-C02-01 de la Dirección General de Investigación Científica y Técnica (DGICYT), y está basado en uno de los capítulos de mi tesis doctoral.

¹ Los primeros estudios empíricos se deben a autores como Blinder (1973), Oaxaca (1973) y Mincer y Polachek (1974), aunque desde un punto de vista teórico ya fueron tratados anteriormente por Becker (1957).

medias anuales brutas de los asalariados se situaban en 1.422.000 pesetas en el caso de los hombres y 1.157.400 en el de las mujeres. La otra aparece en la reciente Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios, donde a partir del cuarto trimestre de 1993 se presenta una estimación desagregada del salario obtenido por sexos; en dicho período, la ganancia media por hora trabajada (incluidas horas extraordinarias) se sitúa en 1.466 y 1.078 pesetas para hombres y mujeres, respectivamente.

En la encuesta que utilizaremos en el presente trabajo, la Encuesta sobre Discriminación Salarial (Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer, 1987), el informe técnico señala que el salario por hora bruto obtenido por el hombre alcanzaba las 1.055 pesetas, mientras que el de la mujer se situaba en 870. El objetivo de este estudio es descomponer estas diferencias salariales en aquella fracción motivada por distintas productividades entre hombres y mujeres y la que cabría imputar a la discriminación en el mercado de trabajo. Para ello utilizaremos la denominada descomposición salarial de Oaxaca (1973), que permite la cuantificación de tales efectos.

Un paso previo a la cuantificación de la discriminación salarial de esta forma consiste en la estimación de ecuaciones de salarios de forma separada para hombres y mujeres. Los autores anteriormente citados realizaban esta estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y hoy en día sigue siendo frecuente esta estimación en tales ecuaciones. Sin embargo, a partir de los trabajos de Gronau (1974), Griliches, Hall y Hausman (1978) y Heckman (1976 y 1979), comienzan a realizarse estudios intentando corregir el sesgo por la selección de la muestra en la estimación de tales ecuaciones.²

La descomposición salarial de Oaxaca se basa en comparar las retribuciones que recibe cada característica o variable explicativa en las ecuaciones de salarios, entre hombres y mujeres, de tal forma que la estructura salarial no discriminatoria se considera como la masculina en unos casos o como la femenina en otros. En el primer caso habría que hablar de discriminación contra la mujer y en el segundo de nepotismo hacia el hombre. Sin embargo, de acuerdo con Neumark (1988), estas dos referencias pueden ser consideradas como casos particulares del estimador conjunto que él propone.

Sobre los trabajos realizados en España, el primero corresponde a Moltó (1984), que se ciñe a una muestra muy reducida de 65 hombres y 72 mujeres pertenecientes al cuerpo 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 de trabajadores de una empresa de automoción. En ninguno de estos trabajos se corrige el problema de autoselección y debido a las muestras utilizadas, sus estudios no pueden generalizarse a la totalidad de la población. En el trabajo de Calvo (1991) se utiliza una muestra mucho más rica en información, ya que realiza sus estimaciones a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1980/81.

² Entre los trabajos que contemplan este hecho cabe citar los de Zabalza y Arrufat (1985), Reimers (1983), Dolton y Makepeace (1985, 1986, 1987a y 1987b). Duncan y Leigh (1985), Blau y Beller (1991) y Wright y Ermisch (1991).

Sin embargo, no sólo no corrige el problema de sesgo por selección de la muestra, sino que tampoco utiliza la descomposición de Oaxaca, que permite una medida más precisa de la discriminación salarial. Los trabajos de Riboud y Hernández (1989) y Ugidos (1993) utilizan la Encuesta sobre Discriminación Salarial de la Mujer (1987), y ambos calculan la descomposición de Oaxaca, pero aquéllos tampoco corrigen el posible sesgo de selección y ésta, aunque sí lo hace, no contrasta sus resultados con la estimación de una ecuación de salarios conjunta para hombres y mujeres al estilo de Neumark (1988).

Respecto a las causas teóricas que se han esgrimido para explicar la discriminación, Becker (1957) 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. En un trabajo posterior, Becker (1985) propone un modelo de la división del trabajo dentro de la familia, en el cual las mujeres casadas reciben salarios inferiores a los hombres debido a que desarrollan un menor esfuerzo en el trabajo, provocado por sus responsabilidades en el cuidado de los hijos y demás tareas domésticas. Lundberg y Startz (1983) introducen la información imperfecta para explicar la discriminación, de forma que las empresas pueden predecir mejor la productividad de los hombres que la de las mujeres, y ésto 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), Zellner (1972) y Malkiel y Malkiel (1973) 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, que se manifiesta no sólo en menores tasas de actividad y ocupación, sino también en una mayor intermitencia en la participación, y en última instancia, una mayor probabilidad de abandono del puesto de trabajo (Lazear y Rosen, 1990).

El artículo se desarrolla de la forma siguiente. En la Sección 2 se describe brevemente la especificación econométrica y los procedimientos para medir la discriminación salarial. La Sección 3 comenta los datos utilizados y describe de las variables incluidas en las diferentes ecuaciones estimadas. En la Sección 4 se presentan los resultados obtenidos y en la Sección 5 se resumen las principales conclusiones. El apéndice posterior incluye una descripción estadística de las variables utilizadas.

2. Especificación econométrica y procedimientos para medir la discriminación salarial

La cuantificación de la discriminación salarial por medio de la descomposición de Oaxaca (1973) lleva aparejado un paso previo consistente en la esti-

mación de ecuaciones de salarios según la teoría del capital humano (Mincer, 1974) de la forma siguiente.

$$w_m = X_m^2 \beta_m + u_m, \quad [1]$$

$$w_f = X_f^2 \beta_f + u_f, \quad [2]$$

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 forma funcional semilogarítmica proviene, tanto del desarrollo de un modelo teórico de inversión en capital humano (Mincer, 1958, Mincer y Polachek, 1974 y Griliches, 1977), como de resultados empíricos (Heckman y Polachek, 1974), así como 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 el salario ante un cambio unitario en la variable explicativa correspondiente.³

Estas ecuaciones también serán estimadas corrigiendo el problema de sesgo por selección de la muestra. 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. 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.

$$w_m = X_m^2 \beta_m + \sigma_m^{uv} \hat{\lambda}_m + \eta_m, \quad [3]$$

$$w_f = X_f^2 \beta_f + \sigma_f^{uv} \hat{\lambda}_f + \eta_f, \quad [4]$$

donde la variable λ , conocida como la inversa de la razón de Mill, se obtiene, en una primera etapa, a partir de la estimación de un modelo *probit* de participación en el mercado de trabajo. Hay que hacer constar que este método de estimación es consistente pero no eficiente, ya que η sería heterocedástico.⁴

El método de Oaxaca (1973)⁵ de analizar la discriminación salarial tiene la ventaja de que distingue, por un lado, la diferencia salarial provocada por distintas características personales y, por otro, la diferencia salarial causada

³ Adicionalmente, dado que la distribución lognormal sólo está definida para valores positivos, esta forma funcional nos evita predecir salarios negativos.

⁴ Una estimación consistente y eficiente supondría maximizar la función de verosimilitud conjunta de la ecuación de salarios y del criterio de participación en forma reducida, según indican Griliches, Hall y Hausman (1978).

⁵ También conocido por algunos autores como la descomposición salarial de Blinder (1973), ya que este autor propuso idéntico procedimiento.

por distintas retribuciones a igualdad de características entre hombres y mujeres, identificándose esta última con el porcentaje del «gap» salarial atribuido a la discriminación.

Entenderemos por salario no discriminatorio aquél que se corresponde con la productividad marginal del trabajador. La estructura salarial no discriminatoria será, entonces, la retribución que recibe cada característica de un trabajador determinado bajo este supuesto, y en consecuencia, estará constituida por algún vector β de parámetros. Si no existe discriminación y la estructura salarial no discriminatoria se corresponde con la masculina, aplicando las propiedades de los MCO, tendríamos:

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

Esta ecuación indica que la diferencia salarial media entre hombres y mujeres⁶ vendría explicada por diferentes características de éstos en el primer sumando, y sería el segundo sumando el que representaría la discriminación, pues estaría indicando que unas mismas características personales son retribuidas de forma distinta si $\hat{\beta}_m \neq \hat{\beta}_f$.

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

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

Por tanto, tenemos dos formas alternativas de medir la discriminación. Sin embargo, Neumark (1988) 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 la masculina o la femenina, sino que debería derivarse de un modelo teórico. Por ello propone el cálculo de una estructura salarial no discriminatoria desarrollando un modelo de comportamiento discriminador del empresario, que supone una extensión de los realizados por Arrow (1972) y Becker (1957).

La justificación de utilizar este estimador proviene de la dificultad de averiguar cuál sería la estructura salarial que prevalecería en ausencia de discriminación, ya que ésta no es observada y resultaría demasiado arbitrario considerar que fuese exclusivamente la masculina o la femenina. En este sentido, Reimers (1983) argumenta que, *a priori*, no podemos saber si lo que existe es una discriminación contra la mujer o una preferencia por el hombre, y Cotton (1988) y Oaxaca y Ransom (1994) consideran que la estructura salarial no discriminatoria se hallaría entre la masculina y la femenina, de

⁶ Dado que los salarios están expresados en términos logarítmicos, esta diferencia sería aproximadamente el porcentaje de diferencia salarial a favor del hombre evaluado a partir de las medias geométricas de los salarios masculinos y femeninos.

forma que la infravaloración de las características femeninas estaría subsidiando la sobrevaloración de las masculinas.

El modelo teórico desarrollado por Neumark (1988) que le permite obtener una expresión para la estructura salarial no discriminatoria parte de un conjunto de trabajadores divididos según categorías o grupos, permitiendo distintas productividades para cada grupo. Sin embargo a la hora de realizar la aplicación empírica, como no le es posible asignar cada trabajador a una categoría determinada, adopta dos supuestos: o bien todos los trabajadores son del mismo grupo, o bien considera que cada individuo puede constituir por sí solo una categoría distinta de trabajador. Es este último caso, la resolución de su modelo implica que la estructura salarial no discriminatoria podría obtenerse a partir de los parámetros estimados de una ecuación de salarios para la muestra conjunta de hombres y mujeres (este mismo estimador para dicha estructura es el que también proponen Oaxaca y Ransom, 1994). Por otra parte, si el supuesto adoptado es el primero, esta estructura debería estimarse a partir de una ecuación de salarios para toda la muestra donde las variables masculinas y femeninas son ponderadas por el porcentaje de hombres y mujeres que hay en la muestra. En este caso, el vector de parámetros estimados adoptaría la siguiente expresión:

$$\hat{b} = [P_m (X'_m X_m) + P_f (X'_f X_f)]^{-1} [P_m (X'_m w_m) + P_f (X'_f w_f)], \quad [7]$$

donde P_m y P_f son el porcentaje de hombres y mujeres respectivamente que hay en la muestra. A partir de este estimador, la forma de analizar qué porcentaje de diferencia salarial se debe a diferentes características y cuál a discriminación, consistiría en calcular la siguiente expresión:

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

Fácilmente se comprueba que las expresiones [5] y [6] son un caso particular de esta última cuando $\hat{b} = \hat{\beta}_m$ o $\hat{b} = \hat{\beta}_f$ 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 la diferencia salarial explicada por diferentes características entre hombres y mujeres, siendo el segundo sumando el que nos indicaría qué porcentaje de la diferencia salarial se debe a la discriminación en el mercado de trabajo.

Todas las expresiones anteriores se cumplen siempre que estimemos las ecuaciones de salarios por MCO. Cuando apliquemos el método en dos etapas de Heckman, dado que en la segunda etapa aplicamos MCO, también evaluaremos la diferencia salarial media atribuida a sesgo en la estimación, es decir:

$$(\bar{w}_m - \bar{w}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b} + [\bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{b}) - \bar{X}'_f (\hat{\beta}_f - \hat{b})] + (\hat{\sigma}_{uv}^m \bar{\lambda}_m - \hat{\sigma}_{uv}^f \bar{\lambda}_f), \quad [9]$$

3. Datos y descripción de las variables

La encuesta sobre Discriminación Salarial (EDS) elaborada por el Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer (1987), se realizó con el objetivo de reflejar la situación laboral de la mujer asalariada en España, centrándose en la diferencia de ingresos con respecto al hombre en situaciones comparables en términos de educación, experiencia profesional y situación ocupacional en un ámbito urbano. De hecho, esta encuesta recoge información de 2.451 individuos residentes en Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao y Zaragoza.

Solamente se entrevistó a mujeres asalariadas y a la pareja de éstas en caso de tenerla, por lo que todos los hombres que figuran en la encuesta están casados o conviviendo con su pareja, y no existe información acerca de mujeres no ocupadas. Debido a estas limitaciones, cuando estimemos las ecuaciones de salarios, sólo tendremos en cuenta personas ocupadas por cuenta ajena que se encuentren casadas o conviviendo con su pareja, donde previamente se ha contrastado la hipótesis alternativa de estimación separada para mujeres casadas y no casadas frente a la hipótesis nula de una única ecuación para ambas, rechazándose esta última.

Una de las ventajas que tiene esta encuesta para realizar este tipo de ejercicios es que, además de contener una amplia información acerca de características personales y laborales de los entrevistados, contiene una detallada información sobre las rentas salariales y el número de horas trabajadas por cada individuo (especialmente importante en el caso de las mujeres). A partir de aquí se construye la variable endógena de las ecuaciones de salarios constituida por el salario por hora obtenido por el sujeto.⁷

El resto de variables explicativas tiene el siguiente detalle:

Educación: se han definido seis variables ficticias (EDU1,..., EDU6) que recogen los diferentes estudios realizados o títulos obtenidos por el sujeto. De esta forma, EDU1 correspondería a ningún título, EDU2 a Graduado Escolar y Bachiller elemental, EDU3 a BUP, COU y carrera sin terminar, EDU4 a Técnico Auxiliar, Técnico Especialista y Técnico Superior Diplomado, EDU5 a Diplomado, Ingeniero Técnico y Arquitecto Técnico y EDU6 a Ingeniero Superior, Arquitecto, Licenciado y Doctor.

Sector de actividad: en el cuestionario de esta encuesta aparece una amplia clasificación de los sectores de actividad, pero para evitar el problema de las reducidas observaciones en algún sector, solamente se han definido cuatro variables ficticias (ENERGIA, ADMINISTRACION, FINANZAS y RESTO) para

⁷ Esta variable se construyó dividiendo las rentas salariales brutas obtenidas en 1987 (señaladas por el informe técnico como la información más fiable sobre ingresos salariales de entre todos los contenidos en la encuesta) por el número de horas trabajadas en ese año, ya que se conoce el número de horas trabajadas a la semana y las semanas trabajadas en dicho año. Aunque la pregunta de la cual se obtiene esta variable se refiere a salarios brutos, aproximadamente una tercera parte de la muestra entrevistada responde en términos netos, por lo que hubo que aplicar los tipos impositivos medios vigentes en el año 1987 del IRPF por tramos de base imponible para obtener los salarios brutos de estas personas.

intentar captar la mayor prima salarial que los individuos reciben en las tres primeras respecto al resto (Andrés y García, 1991). De esta forma, ENERGIA estaría compuesta por los sectores de extracción y preparación de combustible, electricidad, gas y agua, extracción de minerales y su transformación, industria química, metalurgia, maquinaria y material eléctrico y material de transporte e instrumentos de precisión. ADMINISTRACION corresponde a administración pública, defensa y seguridad social, y FINANZAS a seguros, finanzas, actividades inmobiliarias y banca. RESTO estaría constituido por los restantes sectores.

Ocupación: solamente se incluyen ocupaciones propias de asalariados (ya que el interés se centra en los determinantes del salario) definiéndose seis variables ficticias (OCUP1, ..., OCUP6), donde OCUP1 corresponde a Directores de empresa y sociedades, cuadros superiores en la empresa privada y altos funcionarios de la Administración, OCUP2 a cuadros medios en la empresa privada y en la administración, OCUP3 a empleados y vendedores, OCUP4 a capataces y contramaestres en la industria y los servicios, OCUP5 a trabajadores cualificados en la construcción, industria y servicios y OCUP6 a trabajadores no cualificados.

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).

Para medir mejor la experiencia laboral del sujeto también se incluyen el *número de meses en paro* (NMPARO) y el *tiempo de permanencia en el último empleo* como indicador de la experiencia profesional específica del individuo. Ésta última se construye definiendo tres variables ficticias (EXP1, EXP2, EXP3), donde EXP1 se refiere a menos de dos años, EXP2 de dos a cinco años y EXP3 a más de cinco años. Finalmente, se introduce un control para la ciudad de residencia.

Dado que en esta encuesta solamente se entrevistó a mujeres ocupadas por cuenta ajena y a la pareja de éstas, fue necesario hacer uso de otra encuesta para poder estimar los modelos de participación en el mercado de trabajo⁸ (primera etapa en la estimación de Heckman). Para ello se utilizó la Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo en España (ECVT) elaborada por el Ministerio de Economía y Hacienda (1985), donde se definió una submuestra lo más parecida a la EDS, centrándonos exclusivamente en las seis grandes ciudades donde ésta fue realizada y excluyendo a los ocupados por cuenta propia. A partir de esta muestra consideramos que el individuo participa cuando se encuentra ocupado y que no lo hace cuando está parado o inactivo. Las variables explicativas incluidas en dicho modelo serían la educación, la edad, el número de hijos y la ciudad de residencia. Con la estimación de estos parámetros se construye la variable λ .

⁸ Aplicamos la técnica de Arellano y Meghir (1992), quienes también realizan esta operación y estiman, tanto ecuaciones de salarios como funciones de oferta de trabajo femenino, a partir de dos encuestas, una de las cuales contiene la información acerca de ingresos y salarios, y la otra, sobre participación en el mercado de trabajo.

4. 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, 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 cómo 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/hora bruto un 13% inferior al del hombre.

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 hombres y mujeres 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 coeficientes 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 por hombres y mujeres tal y como se indicaba en la Sección 2, que es lo que se necesita para poder aplicar la descomposición salarial de Oaxaca.

Podemos contrastar estos diferentes esquemas de discriminación mediante un test de Chow. La hipótesis nula de una única ecuación para toda la muestra queda rechazada por los datos con un valor del estadístico $F = 1,64$ para 23 grados de libertad en el numerador y 1.498 en el denominador.

El ajuste obtenido ($\bar{R}^2 = 0,46$ en hombres y $\bar{R}^2 = 0,45$ en mujeres) es bastante bueno considerando este tipo de datos individualizados. Observamos cómo la educación está relacionada positivamente con el salario recibido. La educación universitaria es la que, en términos esperados y suponiendo inalteradas el resto de variables, supone un mayor salario respecto a tener menos de estudios primarios (variable ficticia omitida). Los sectores económicos considerados (ENERGÍA, ADMINISTRACION y FINANZAS) suponen una mayor retribución salarial respecto al RESTO (variable ficticia omitida).

El número de meses en paro está negativamente correlacionado con el salario recibido, ya que esta variable muestra el efecto depreciación que la no participación supone en el capital humano del individuo (Zabalza y Arrufat, 1985), estando correlacionado negativamente con el salario percibido.

La edad muestra una relación no lineal respecto al salario recibido, de forma que, la edad óptima que se corresponde con un mayor salario se situaría en

los 47 años en los hombres y en los 45 en las mujeres (según la estimación en dos etapas de Heckman). La experiencia profesional específica, medida a través del tiempo de permanencia en el último empleo, está positivamente relacionada con el salario, siendo aquellos individuos que llevan más de cinco años en dicho empleo los que están mejor remunerados. Los parámetros estimados para las variables EXP2 y EXP3 (EXP1 es la omitida) son mayores en las mujeres que en los hombres, lo que indica que el hecho de permanecer en un trabajo más de dos años supone un mayor incremento del salario en aquéllas que en éstos, y pone de manifiesto cómo las mujeres pueden disminuir el grado de discriminación salarial⁹ si permanecen en un empleo sin las interrupciones voluntarias que suelen presentar (Lazear y Rosen, 1990).

CUADRO 1
Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo
Submuestra de individuos casados que residen en Madrid,
Barcelona, Valencia, Bilbao, Sevilla y Zaragoza
Modelo *Probit* de participación en el mercado de trabajo

VARIABLES	Hombres	Mujeres	Muestra conjunta
CONSTANTE	-3,0340 (-3,469)	-2,0550 (-2,725)	-1,1703 (-2,097)
EDU2	0,2670 (2,254)	0,0426 (0,356)	0,1599 (1,937)
EDU3	0,4666 (1,874)	0,5751 (2,894)	0,5348 (3,451)
EDU4	0,4409 (1,844)	0,7087 (2,713)	0,6221 (3,492)
EDU5	1,2265 (3,655)	1,4021 (6,057)	1,3932 (7,297)
EDU6	1,2558 (3,859)	1,1189 (5,002)	1,2100 (6,687)
NHIJOS	-0,0208 (-0,534)	-0,1166 (-2,970)	-0,0638 (-2,420)
EDAD	0,1883 (4,795)	0,0491 (1,488)	0,0982 (3,957)
EDAD2	-0,0024 (-5,416)	-0,0008 (-1,987)	-0,0014 (-4,779)
Log <i>L</i>	-375,10	-433,39	-824,93
% Predicciones correctas	81,22	83,81	82,14
% Participación	80,88	19,80	47,28
Observaciones	884	1.081	1.965

- Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t*.
- Se incluyeron también unos controles para la ciudad de residencia.

⁹ El hecho de que, para algunas variables, la diferencia ($\beta_m - \beta_f$) sea negativa complica conceptualmente la medida de la discriminación propuesta por Oaxaca. No obstante, en este tipo de estimación que incluyen varios grupos de variables ficticias, pensamos que la atención debe centrarse en el valor global obtenido para dicho porcentaje, ya que el efecto de todas las variables ficticias omitidas vendría recogido en el término constante, donde no es posible distinguir por separado la incidencia de cada una de ellas (Cain, 1986).

CUADRO 2
Encuesta sobre Discriminación Salarial
Ecuaciones de Salario para las submuestras de:

	Hombres		Mujeres		Muestra conjunta	
	MCO	Heckman	MCO	Heckman	MCO	Heckman
CONSTANTE	4,7414 (17,51)	5,5727 (6,714)	4,3536 (16,82)	4,5747 (14,29)	4,5803 (23,256)	4,6726 (21,999)
EDU2	0,1263 (1,972)	0,0664 (0,808)	0,0772 (1,131)	0,0681 (1,002)	0,0914 (1,918)	0,0833 (1,752)
EDU3	0,2631 (3,843)	0,1665 (2,942)	0,2147 (2,772)	0,1634 (2,645)	0,2166 (4,121)	0,1975 (3,542)
EDU4	0,2365 (3,422)	0,1437 (2,001)	0,1687 (2,352)	0,1069 (2,014)	0,1800 (3,591)	0,1588 (2,955)
EDU5	0,2788 (3,753)	0,1785 (2,328)	0,2461 (2,750)	0,1397 (2,443)	0,2521 (4,207)	0,2118 (3,040)
EDU6	0,4602 (5,797)	0,2886 (3,978)	0,3633 (4,194)	0,2724 (3,038)	0,3821 (6,386)	0,3478 (4,950)
NMPARO	-0,0029 (-3,668)	-0,0029 (-3,697)	-0,0003 (-0,272)	-0,0003 (-0,318)	-0,0018 (-3,008)	-0,0018 (-3,012)
EDAD	0,0603 (4,292)	0,0276 (2,721)	0,0662 (4,819)	0,0644 (4,606)	0,0672 (6,528)	0,0644 (6,189)
EDAD2/100	-0,0712 (-3,931)	-0,0293 (-2,035)	-0,0749 (-4,193)	-0,0707 (-3,710)	-0,0779 (-5,845)	-0,0738 (-5,414)
EXP2	0,0839 (1,581)	0,0844 (1,594)	0,2384 (4,395)	0,2370 (4,376)	0,1640 (4,265)	0,1639 (4,263)
EXP3	0,2210 (4,247)	0,2235 (4,310)	0,3248 (6,199)	0,3236 (6,186)	0,2672 (7,203)	0,2674 (7,202)
MUJER					-0,1399 (-6,308)	-0,1290 (-2,452)
λ		-0,5346 (-1,042)		-0,1104 (-0,679)		-0,0583 (-0,795)
\bar{R}^2	0,466	0,465	0,448	0,448	0,469	0,469
SCR	108,822	108,603	141,697	141,619	256,844	256,390
Observaciones	694	694	850	850	1.544	1.544

- Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos t .
- Las variables ficticias omitidas son EDU1 y EXP1. También se ha incluido un control para el sector de actividad, la ocupación y la ciudad de residencia.
- Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad (White, 1980).

La ocupación donde cabe esperar un menor salario es en trabajadores no cualificados (variable ficticia omitida), siendo los directores gerentes y alto personal directivo donde éste sería mayor.

El coeficiente de λ en la estimación en dos etapas de Heckman no aparece significativo en ninguno de los casos. No obstante, el signo negativo con el que figura sería el esperado, ya que como Heckman (1979) señala, λ es una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación

sea seleccionada dentro de la muestra; por tanto, a un individuo con una mayor probabilidad de participar le correspondería una menor λ , lo que, dado el coeficiente negativo de ésta, implicaría un salario superior al de otro individuo con una mayor λ , y por tanto con una menor probabilidad de estar trabajando. En consecuencia, a mayor probabilidad de estar ocupado le corresponderá un mayor salario.

Las muestras escogidas determinan que el salario/hora masculino es aproximadamente un 19% superior al femenino. La descomposición salarial de Oaxaca comentada en secciones anteriores según la estructura salarial no discriminatoria considerada se presenta en el Cuadro 3.

CUADRO 3
Descomposición Salarial
Encuesta sobre Discriminación Salarial

$\bar{w}_m - \bar{w}_f = 0,192$					
Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios					
	Estructuras salariales no discriminatorias consideradas				
	β_m	β_f	b	β	b^{EPA}
Porcentaje debido a diferentes características	26,95 (21,41)	34,72 (17,04)	27,54 (16,60)	27,21 (16,80)	26,46 (18,01)
Porcentaje atribuido a la discriminación	73,05 (78,59)	65,28 (82,96)	72,46 (83,40)	72,79 (83,20)	73,54 (81,99)
Estimación en dos etapas de Heckman					
	Estructuras salariales no discriminatorias consideradas				
	β_m	β_f	b	β	b^{EPA}
Porcentaje debido a diferentes características	21,99 (18,17)	35,51 (19,30)	27,68 (17,79)	27,45 (17,67)	27,08 (17,59)
Porcentaje atribuido a la discriminación	78,14 (81,45)	64,62 (80,32)	72,45 (81,83)	72,68 (81,95)	73,05 (82,03)
Porcentaje atribuido al sesgo de selección	-0,13 (0,38)	-0,13 (0,38)	-0,13 (0,38)	-0,13 (0,38)	-0,13 (0,38)

Al igual que realiza Neumark (1988), podemos calcular el porcentaje de discriminación a partir del estimador propuesto por él, ponderando (b) y sin ponderar las variables por el porcentaje de hombres y mujeres que aparecen en la muestra. Este último, que nosotros denominamos β , también es propuesto por Oaxaca y Ransom (1994) para estimar esa estructura salarial no discriminato-

ria. Adicionalmente, dado que en la EDS el número de hombres y mujeres ocupados es muy similar, realizamos una tercera ponderación (b^{EPA}) según el porcentaje de hombres y mujeres ocupados sobre el total que figura en la EPA para 1987 (media de los cuatro trimestres), pero como observamos en dicho cuadro, la ponderación elegida apenas afecta el resultado.

Para evitar la posible endogeneidad de la ocupación, también se han efectuado todas las estimaciones y calculado todos los porcentajes excluyendo este grupo de variables ficticias. Los resultados son los que figuran entre paréntesis, y comprobamos cómo siempre suponen un mayor grado de discriminación al igual que ocurre en Oaxaca (1973) y Neumark (1988). Esto se debe a que, como Cain (1986) indica, si no controlamos por la ocupación no tenemos en cuenta el hecho de que las mujeres se puedan concentrar en ocupaciones de inferior salario (segregación ocupacional de la mujer).

Observamos que el porcentaje atribuido a la discriminación en el mercado de trabajo varía según utilicemos la estructura salarial masculina (β_m) o femenina (β_f) como estructura salarial no discriminatoria, tal y como afirmaba Neumark (1988). El estimador propuesto por este autor produce unos porcentajes de discriminación intermedios a estos dos, puesto que para dicho estimador obtenemos unos valores que se hallan entre los masculinos y femeninos. No obstante, parecen ser más cercanos a los producidos por β_m . Esto se debe a que con el estimador de Neumark, los sumatorios parciales correspondientes a las variables educación, número de meses en paro, experiencia y ciudad de residencia dan un valor intermedio; la edad se hallaría más cercana al femenino y los sectores de actividad y la ocupación al masculino, siendo estos últimos la causa de que el sumatorio total se parezca más al masculino que al femenino.

De la información contenida en este cuadro se desprende que un porcentaje importante de la diferencia salarial media observada a favor del hombre cabe atribuirlo al motivo discriminación en el mercado de trabajo. Este porcentaje es similar al obtenido por Riboud y Hernández (1989) y Ugidos (1993), quienes también utilizan la EDS, pero no es comparable a los de Moltó (1984) y Peinado (1988 y 1990), ya que las muestras utilizadas en estos casos difícilmente podrían ser generalizadas a la totalidad de la población.

Por último, podemos calcular una medida del grado de discriminación en base a un subgrupo de la población donde se minimicen los problemas de selección, por ejemplo, para la submuestra de individuos jóvenes —menores de 45 años— con estudios universitarios (EDU5 y EDU6). A partir de ésta estimamos una ecuación de salarios similar a la que figura en el Cuadro 2, donde el valor de la variable ficticia MUJER definida anteriormente, nos indicaría el grado de discriminación salarial. En el Cuadro 4 se presenta un resumen de tal estimación según el colectivo de mujeres incluido en dicha ecuación además de los hombres. En la primera columna solamente figuran las casadas o acompañadas, en la segunda se incluyen tanto a éstas como a las que no tienen pareja, y, en la tercera, únicamente se incluiría a estas últimas.

Observamos que, en el primer caso, las mujeres acompañadas recibirían un salario un 11% inferior al del hombre. Cuando incluimos a todas las mujeres en la estimación, este porcentaje se situaría en el 13% y en el tercer caso, ascendería al 15%.

De nuevo, si no incluimos un control para la ocupación desempeñada por el sujeto, los porcentajes anteriores ascenderían al 13%, 17% y 23% respectivamente.

CUADRO 4
Encuesta sobre Discriminación Salarial
Ecuaciones de salarios para la submuestra de individuos
menores de 45 años con estudios universitarios

Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios			
	Hombres y mujeres acompañadas	Hombres y mujeres	Hombres y mujeres no acompañadas
CONSTANTE	4,587 (4,982)	4,693 (7,011)	5,656 (8,038)
EDU6	0,106 (2,344)	0,087 (2,239)	0,114 (2,559)
NMPARO	-0,002 (-1,038)	-0,001 (-0,846)	-0,002 (-1,518)
EDAD	0,091 (1,684)	0,090 (2,255)	0,038 (0,919)
EDAD2/100	-0,114 (-1,470)	-0,115 (-1,984)	-0,037 (-0,591)
EXP2	0,095 (1,311)	0,077 (1,299)	0,012 (0,171)
EXP3	0,135 (1,782)	0,110 (1,748)	0,021 (0,287)
MUJER	-0,110 (-2,678)	-0,133 (-3,537)	-0,151 (-3,284)
\bar{R}^2	0,223	0,261	0,343
Observaciones	464	592	333

- Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t*.
- Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad (White, 1980)
- Las variables ficticias omitidas han sido EDU5 y EXP1.
- Estas estimaciones también incluyen un control para el sector de actividad, la ocupación y la ciudad de residencia.

Como ya indicábamos, si no tenemos en cuenta la ocupación, el grado de discriminación aumenta, pues estamos obviando el hecho de que las mujeres se puedan concentrar en ocupaciones de inferior salario.

En el Cuadro 5 se resumen los porcentajes de discriminación salarial obtenidos por diversos autores que también aplican la descomposición salarial de Oaxaca para este fin, donde podemos observar cómo los calculados para la economía española son superiores a los obtenidos para Estados Unidos y Gran Bretaña.

CUADRO 5

Autor y año de publicación	Datos	Medida de ingresos	$\bar{w}_m - \bar{w}_f$	% Disc. Salar.			Método de estimación
				β_m	β_f	b	
Oaxaca (1973)	SEO, 1967	salario/hora	0,4307	52,9	63,9		MCO
Blinder (1973)	PSID, 1969	salario/hora	0,458	30,1			MCO
Zabalza y Arrufat (1985)	GHS, 1975	salario/hora	0,474	27,6			MCO Heckman
Dolton y Makepeace (1986)	SG, 1977	salario anual	0,261	69	70		MCO Heckman Max. Ver.
Neumark (1987)	NLS, 1980	salario/hora	0,502	48	53	31	MCO
Wright y Ermisch (1991)	WES, 1980	salario/hora	0,398	57,4	48,4		MCO Heckman
Moltó (1984)	EPDUV, 1980-81	salario anual	0,169	6,05			MCO
Peinado (1988)	ETESS, 1981	salario anual	0,27		66,67		MCO
Peinado (1990)	ETESS, 1987	salario anual	0,44		60,23		MCO
Riboud y Hernández. (1989)	EDS, 1987	salario/hora	0,167	69,7			MCO
Ugidos (1993)	EDS, 1987	salario/hora	0,2	68,12	73,41		MCO Max. Ver.

SEO: Survey of Economic Opportunity

PSID: Panel Study of Income Dynamics (University of Michigan)

GHS: General Household Survey

SG: Survey of Graduates. Department of Employments Unit for Manpower Studies

NLS: National Longitudinal Survey

WES: Women and Employment Survey

EPDUV: Encuesta al Personal Docente de la Universidad de Valencia

ETESS: Encuesta a Trabajadores de una Empresa del Sector Servicios

En todos los casos donde ha sido posible se ha elegido el porcentaje correspondiente a la especificación de ecuaciones que incluyen controles para la ocupación y el sector de actividad.

Del trabajo de Oaxaca solamente figuran los porcentajes correspondientes a individuos blancos.

5. Conclusiones

En este trabajo, hemos comprobado, a partir de la Encuesta sobre Discriminación Salarial (1987), que una parte importante de la diferencia salarial media observada a favor del hombre cabe atribuirla al motivo discriminación en el mercado de trabajo. Estos resultados corroboran los obtenidos por distintos autores, que utilizan otras muestras tanto a nivel nacional como internacional, si bien, los porcentajes obtenidos para la economía española son superiores a los calculados para las economías británica y estadounidense.

Como se comentó en las páginas precedentes, este trabajo incorpora respecto a los realizados, tanto en España como en otros países, la descomposición salarial de Oaxaca como medida más precisa para evaluar la discriminación salarial junto con la corrección del sesgo por selección de la muestra y la comparación de los resultados con un estimador conjunto, que permite obviar los casos extremos en los cuales la estructura salarial no discriminatoria sea exclusivamente, o bien la masculina, o bien la femenina. Con la utilización de este estimador se obtienen unos valores para el porcentaje de discriminación salarial inferiores a los calculados cuando utilizamos la estructura salarial masculina y superiores a los obtenidos con la femenina. Sin embargo, la corrección del sesgo de selección apenas afecta a dichos valores.

Adicionalmente, también se presenta una medida del grado de discriminación para un subgrupo de la población (universitarios menores de 45 años) donde se minimizan los problemas de sesgo de autoselección.

El resultado obtenido de que una parte importante de la diferencia salarial efectivamente se debe a la discriminación en el mercado laboral tiene una serie de matizaciones en cuanto a su valor numérico concreto. Por un lado, en este tipo de muestras no existe información sobre el esfuerzo que realiza cada individuo en su trabajo, el cual seguramente, está relacionado con el salario que recibe. Por otra parte, estamos suponiendo que el porcentaje motivado por diferentes características personales que aproximan la productividad del individuo no es discriminatorio. Sin embargo, a veces la decisión de elegir un tipo de educación, una rama de actividad o una determinada ocupación por parte de la mujer suele estar afectada por los procesos de discriminación (Gunderson, 1989), y ya no sería una variable meramente exógena, sino que por sí misma reflejaría discriminación.

Apéndice

CUADRO A1
Encuesta sobre Discriminación Salarial
Descripción estadística media (desviación típica)

Variables	Hombres	Mujeres	Muestra total
W	6,767 (0,551)	6,575 (0,558)	6,661 (0,563)
EDU1	0,059 (0,236)	0,073 (0,260)	0,067 (0,250)
EDU2	0,278 (0,448)	0,227 (0,419)	0,250 (0,433)
EDU3	0,206 (0,405)	0,208 (0,406)	0,207 (0,405)
EDU4	0,115 (0,319)	0,151 (0,358)	0,135 (0,341)
EDU5	0,117 (0,321)	0,185 (0,388)	0,154 (0,361)
EDU6	0,225 (0,418)	0,153 (0,360)	0,185 (0,389)
NHIJOS	1,282 (1,299)	1,263 (1,262)	1,272 (1,280)
NMPARO	6,555 (16,24)	6,306 (14,46)	6,418 (15,28)
EDAD	33,797 (7,844)	32,682 (8,436)	33,183 (8,191)
EXP1	0,165 (0,371)	0,125 (0,331)	0,143 (0,350)
EXP2	0,279 (0,448)	0,294 (0,456)	0,287 (0,453)
EXP3	0,556 (0,497)	0,581 (0,494)	0,570 (0,493)
Observaciones	694	850	1.544

CUADRO A2
Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo
Submuestra de individuos casados que residen en Madrid,
Barcelona, Valencia, Bilbao, Sevilla y Zaragoza
Descripción estadística media (desviación típica)

Variables	Hombres	Mujeres	Muestra conjunta
EDU1	0,282 (0,450)	0,423 (0,494)	0,361 (0,480)
EDU2	0,436 (0,496)	0,412 (0,492)	0,422 (0,494)
EDU3	0,064 (0,246)	0,058 (0,234)	0,061 (0,239)
EDU4	0,066 (0,248)	0,030 (0,170)	0,046 (0,209)
EDU5	0,066 (0,248)	0,036 (0,187)	0,049 (0,217)
EDU6	0,086 (0,280)	0,041 (0,198)	0,061 (0,240)
NHIJOS	2,129 (1,378)	2,175 (1,608)	2,154 (1,509)
EDAD	42,887 (11,13)	42,387 (12,34)	42,612 (11,81)
Observaciones	884	1.081	1.965

CUADRO A3
Encuesta sobre Discriminación Salarial
Estimaciones de los controles de sector de actividad, ocupación y
ciudad de residencia incluidos en las ecuaciones de salarios

	Hombres		Mujeres		Muestra conjunta	
	MCO	Heckman	MCO	Heckman	MCO	Heckman
Energía	0,0885 (2,179)	0,0915 (2,239)	0,2203 (4,486)	0,2203 (4,494)	0,1291 (4,178)	0,1282 (4,154)
Admon.	0,0807 (1,815)	0,0800 (1,800)	0,1420 (4,016)	0,1434 (4,063)	0,1225 (4,405)	0,1211 (4,344)
Finanzas	0,1003 (2,176)	0,1001 (2,173)	0,1213 (2,554)	0,1213 (2,541)	0,1132 (3,437)	0,1125 (3,418)
OCUP1	0,6362 (7,099)	0,6361 (7,077)	0,6682 (7,530)	0,6656 (7,526)	0,6347 (10,04)	0,6330 (9,993)
OCUP2	0,5402 (8,385)	0,5402 (8,369)	0,5010 (7,819)	0,4975 (7,757)	0,5124 (11,59)	0,5080 (11,35)
OCUP3	0,2849 (4,957)	0,2810 (4,873)	0,1964 (4,089)	0,1924 (3,995)	0,2235 (6,349)	0,2207 (6,242)
OCUP4	0,3363 (4,118)	0,3286 (4,022)	0,3815 (4,946)	0,3744 (5,018)	0,3210 (5,002)	0,3140 (4,858)
OCUP5	0,1466 (2,451)	0,1421 (2,367)	0,1427 (2,647)	0,1385 (2,564)	0,1224 (3,104)	0,1174 (2,934)
Madrid	0,0403 (0,694)	0,0106 (0,162)	0,0986 (1,985)	0,0501 (0,804)	0,0650 (1,864)	0,0500 (1,242)
Barcelona	0,1038 (1,805)	0,0752 (1,171)	0,0809 (1,519)	-0,0068 (-0,376)	0,0854 (2,358)	0,0626 (1,364)
Valencia	0,0165 (0,248)	0,0591 (0,761)				
Bilbao	0,1020 (1,248)	0,0911 (1,124)	0,2385 (3,726)	0,2047 (1,795)	0,1682 (3,442)	0,1629 (3,285)
Zaragoza	0,2827 (2,424)	0,2848 (2,443)	0,0954 (1,146)	0,0611 (0,514)	0,1755 (2,498)	0,1670 (2,353)
Sevilla			0,1531 (2,052)	0,0998 (1,195)	0,0817 (1,576)	0,0707 (1,296)
Observaciones	694	694	850	850	1.544	1.544

- Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos t .
- Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad (White, 1980)
- Las variables omitidas son RESTO, OCUP6, Sevilla en hombres y Valencia en mujeres y muestra conjunta.

Referencias

- Andrés, J. y García, J. (1991): «Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores», *Investigaciones Económicas* 15, pp. 143-167.
- Arellano, M. y Meghir, C. (1992): «Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets», *Review of Economics Studies* 59, pp. 537-557.
- Arrow, K. (1972): «Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market», en *Racial Discrimination in Economic Life*, Pascal, A. (ed.), Lexington: D. C. Heath, pp. 187-203.
- Becker, G. S. (1971): *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press. (Edición original, 1957).
- Becker, G. S. (1985): «Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor», *Journal of Labor Economics* 3, pp. S33-S58.
- Blau, F. (1972): «Women's Place in the Labor Market», *American Economic Review* 62, pp. 161-166.
- Blau, F. y Beller, A. (1992): «Black-White Earnings over the 1970s and 1980s: Gender Differences in Trends», *Review of Economics and Statistics* 74, pp. 276-286.
- Blau, F. y Kahn, L. (1992): «The Gender Earnings Gap: some International Evidence», Working Paper 4224, National Bureau of Economic Research.
- Blinder, A. S. (1973): «Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates», *Journal of Human Resources* 8, pp. 436-455.
- Cain, G. G. (1986): «The Economic Analysis of Labour Market Discrimination: a Survey», en *Handbook of Labour Economics* (Volume 1), Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds.), North Holland, Amsterdam, pp. 693-785.
- Calvo, J. L. (1991): «Diferencias de ingresos entre hombres y mujeres en España: ¿Discriminación o decisión voluntaria?» Documento de Trabajo 9105, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Departamento de Análisis Económico.
- Cotton, J. (1988): «On the Decomposition of Wage Differentials», *Review of Economics and Statistics* 70, pp. 236-243.
- Dolton, P. J. y Makepeace, G. H. (1985): «The Statistical Measurement of Discrimination», *Economics Letters* 18, pp. 391-395.
- Dolton, P. J. y Makepeace, G. H. (1986): «Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market», *Oxford Economic Papers* 38, pp. 317-341.
- Dolton, P. J. y Makepeace, G. H. (1987a): «Interpreting Sample Selection Effects», *Economics Letters* 24, pp. 373-379.
- Dolton, P. J. y Makepeace, G. H. (1987b): «Marital Status, Child Rearing and Earnings Differentials in the Graduate Labour Market», *Economic Journal* 97, pp. 897-922.
- Duncan, G. M. y Leigh, D. E. (1985): «The Endogeneity of Union Status: An Empirical Test», *Journal of Labor Economics* 3, pp. 385-402.
- Goldberg, M. (1982): «Discrimination, Nepotism and Long-run Wage Differentials», *Quarterly Journal of Economics* 97, pp. 307-319.
- Griliches, Z. (1977): «Estimating the Returns to Scholing: some Econometric Problems», *Econometrica* 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. (1974): «Wage Comparisons-A Selectivity Bias», *Journal of Political Economy* 82, pp. 1119-1143.

- Gunderson, M. (1989): «Male-Female Differentials and Policy Responses», *Journal of Economic Literature* 27, pp. 46-72.
- Heckman, J. (1976): «The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited-Dependent Variables and a Simple Estimator of Such Models», *Annals of Economic and Social Measurement* 5, pp. 475-492.
- Heckman, J. (1979): «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica* 47, pp. 153-161.
- Heckman, J. y Polachek, S. (1974): «Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship», *Journal of American Statistical Association* 69, pp. 350-354.
- Lazear, E. P. y Rosen, S. (1990): «Male-Female Wage Differentials in Job Ladders», *Journal of Labor Economics* 8, pp. S106-S123.
- Lundbergh, S. J. y Startz, R. (1983): «Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Markets», *American Economic Review* 73, pp. 340-347.
- Malkiel, B. G. y Malkiel, J. A. (1973): «Male-Female Pay Differentials in Professional Employment», *American Economic Review* 63, pp. 693-705.
- Mincer, J. (1958): «Investment in Human Capital and Personal Income Distribution», *Journal of Political Economy*, pp. 281-302.
- 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* 82, pp. S76-S108.
- Moltó, M. L. (1984): «Estudio empírico de la discriminación de la mujer en el mercado de trabajo académico», *Estadística Española* 102, pp. 105-128.
- Neumark, D. (1988): «Employers Discriminatory Behaviour and the Estimation of Wage Discrimination», *Journal of Human Resources* 23, pp. 279-295.
- Oaxaca, R. (1973): «Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets», *International Economic Review* 14, pp. 693-709.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994): «On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials», *Journal of Econometrics* 61, pp. 5-21.
- 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.
- Peinado, A. (1990): «Un análisis microeconómico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres», *Información Comercial Española*, pp. 101-109.
- Reimers, C. W. (1993): «Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men», *Review of Economics and Statistics* 65, pp. 570-579.
- Riboud, M. y Hernández, 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, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- Wright, R. E. y Ermisch, J. F. (1991): «Gender Discrimination in the British Labour Market: A Reassessment», *Economic Journal* 101, pp. 508-522.
- Zabalza, A. y Arrufat, J. L. (1985): «The Extent of Sex Discrimination in Great Britain», en *Women and Equal Pay: The Effects of Legislation on Female Employment and Wages in Britain*, Zabalza, A. y Tzannatos, Z. (eds.), Cambridge University Press, pp. 70-96.
- Zellner, H. (1972): «Discrimination Against Women, Occupational Segregation, and the Relative Wage», *American Economic Review* 62, pp. 157-160.

Abstract

This paper shows how part of the average male-female wage gap is attributable to labour discrimination. For that purpose, wage equations for men and women are estimated correcting the sample selection bias and using Oaxaca's wage decomposition extended with Neumark's estimator. In addition, a measurement of the level of discrimination within a subgroup of the population (graduates of less than 45 years of age) where the self-selection bias problem is minimised is also presented.

Recepción del original, marzo de 1993

Versión final, marzo de 1995