

DOC. 087/95
JUAN PRIETO RODRÍGUEZ

DISCRIMINACIÓN SALARIAL DE LA MUJER
Y MOVILIDAD LABORAL

1.- Introducción.

El objetivo de la presente investigación consiste en estimar la diferencia salarial discriminatoria por razón de sexo en el mercado laboral español. Aunque este tema ya ha sido abordado en algunos estudios precedentes aquí se trata de evaluar la influencia de la movilidad laboral sobre las diferencias salariales, factor que no ha sido tenido en cuenta en trabajos anteriores. En concreto, el aspecto de la movilidad laboral que va a centrar esta investigación es el abandono voluntario del puesto de trabajo. Para la realización del trabajo empírico se ha utilizado la información contenida en la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91), realizada por convenio entre el Instituto Nacional de Estadística, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer en el año 1991.

Para calcular la cuantía de la discriminación salarial, en primer lugar, se estima un modelo de abandono voluntario, usando modelos de duración y, posteriormente, se estiman ecuaciones salariales para ambos sexos, incluyendo como variable explicativa las predicciones de los modelos de duración. A partir de estas ecuaciones, se calcula el coeficiente de discriminación salarial propuesto por Neumark (1988), que recoge las diferencias salariales por sexo no explicadas por diferencias en las características de los trabajadores, incluyendo, en este caso, el abandono voluntario.

2.- Marco teórico.

La actual preocupación por el análisis de la discriminación laboral surge con la publicación de la obra de G. Becker 'La economía de la discriminación' en 1957. El modelo de Becker y los que se desarrollaron a continuación se basaron en supuestos competitivos sobre el mercado de trabajo y presentan el problema de no poder explicar la pervivencia de la discriminación salarial a largo plazo.

A partir del trabajo de Phelps (1972), se han desarrollado los denominados modelos de discriminación estadística, que se centran en los problemas de información existentes para explicar la persistencia de la discriminación salarial. Dado que existe un problema de

información asimétrica en el mercado de trabajo, los trabajadores no están dispuestos a revelar aquella información que pueda afectar negativamente a su salario o a sus condiciones de trabajo y, por tanto, el empresario, al no poder conocer todas las características relevantes de los mismos, los clasifica de acuerdo al grupo al cual pertenecen. De esta forma todos los miembros de un grupo serán tratados igualmente, conforme a sus características medias. Tal como señala Sloane (1985), los factores más importantes a tener en cuenta por estos modelos son las diferencias de motivación entre grupos y, en lo que respecta a la discriminación por sexos, las diferencias en las tasas de abandono del puesto de trabajo y de absentismo.

En esta investigación se trata de estimar un modelo de discriminación donde el empresario utiliza la información de que dispone para estimar la probabilidad de que un trabajador abandone la empresa. Las predicciones sobre esta probabilidad para los diferentes grupos serán usadas por el empresario para determinar los salarios de los trabajadores, basándose, además, en otras variables de capital humano.

La influencia de esta variable sobre los salarios se debe al hecho de que el empresario, cada vez que contrata a un trabajador, incurre en una serie de costes, originados la mayoría de ellos por problemas de información, y debe financiar la inversión en capital humano de tipo específico necesaria para que el trabajador desarrolle su labor de forma adecuada. Parte de esta inversión se perdería en el caso de que el trabajador abandonase la empresa de forma no prevista por el empresario. Además, éste debería incurrir en nuevos costes de selección, contratación y formación. Por tanto, es lógico suponer que cuanto mayor sea la probabilidad de que el abandono se produzca, menor será la probabilidad de contratar al trabajador y/o menor será el salario que el trabajador recibirá en caso de ser contratado. Esta diferencia salarial se puede interpretar como una prima de seguro para el empresario ante el riesgo de posibles abandonos.

La hipótesis que se establece aquí es que la probabilidad de abandono del trabajo es mayor en el caso de la mujer debido a la asignación de tareas domésticas dentro de la familia, tales como el cuidado de los hijos, etc. Ello les confiere una desventaja frente a los hombres que puede dar lugar a diferencias salariales favorables a estos últimos. Realmente, esta diferencia salarial no puede considerarse como una diferencia discriminatoria, dado que tiene

su origen en un comportamiento maximizador de los beneficios por parte de un empresario que remunera a sus trabajadores en función de sus rasgos productivos. El problema surge cuando determinados individuos poseen probabilidades de abandono distintas a las probabilidades medias del grupo al cual pertenecen. En este caso, surge una discriminación de carácter individual, pero no de grupo, pues como colectivo el empresario remunera a los sujetos basándose en sus características relevantes.

3.- Marco empírico.

De forma general la diferencia salarial existente entre hombres y mujeres se puede descomponer según la ecuación:

$$\overline{LnW}_h - \overline{LnW}_m = \beta^0(\overline{X}_h - \overline{X}_m) + [\overline{X}_h(\beta_h - \beta^0) + \overline{X}_m(\beta^0 - \beta_m)] \quad [3.1]$$

donde β_h , β_m y β^0 son los vectores de coeficientes de la ecuación salarial de los hombres, de la de las mujeres y de la que existiría en caso de no haber discriminación, respectivamente. El primer término de esta expresión es igual a la diferencia salarial entre hombres y mujeres debida a sus distintas características, mientras que el segundo corresponde a la diferencia salarial discriminatoria y se descompone a su vez en un componente de nepotismo, $\overline{X}_h(\beta_h - \beta^0)$, y un componente de discriminación, $\overline{X}_m(\beta^0 - \beta_m)$.

Neumark (1988), basándose en el modelo teórico de Arrow (1973), demuestra que si la función de utilidad de los empresarios es homogénea de grado cero respecto de las cantidades de hombres y mujeres empleados, es decir si los empresarios sólo se preocupan por la proporción de hombres y mujeres en su empresa y no por las cantidades absolutas de los mismos, en ausencia de discriminación la estructura salarial será la ecuación de salarios estimada para hombres y mujeres conjuntamente. Por tanto, Neumark propone estimar como coeficiente de discriminación la siguiente expresión,

$$\hat{D} = \overline{X}_h(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_c) + \overline{X}_m(\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_m) \quad [3.2]$$

donde β_c representa el vector de coeficientes de la ecuación salarial conjunta.

4.- La medida de la movilidad laboral.

La incorporación de la probabilidad de abandono en las ecuaciones salariales no es una tarea sencilla. Hasta fechas recientes gran parte de los estudios empíricos de movilidad laboral han utilizado modelos de elección discreta del tipo *logit* o *probit* o, incluso, modelos lineales de probabilidad. Por ejemplo, Flanagan (1978) utiliza un modelo lineal de probabilidad, Viscusi (1980) estima dos modelos de tipo *logit*. En el caso español, Andrés y García (1991) también estimaron un modelo de tipo *probit* para analizar la movilidad voluntaria del puesto de trabajo. Recientemente, Hernández Martínez (1993b) estima tanto modelos lineales de probabilidad, como modelos de tipo *logit* y *probit* para estudiar el abandono voluntario del puesto de trabajo.

Sin embargo, la utilización de modelos de elección discreta presenta problemas. En este tipo de modelos econométricos, la variable dependiente es una variable ficticia que toma diferentes valores en función de las decisiones adoptadas por los individuos o de su situación personal. Pero, en primer lugar, para aplicar estos modelos con rigor, el problema ha de poder definirse en términos tales que la variable dependiente refleje una decisión adoptada en un momento concreto del tiempo, normalmente el momento en que se realiza la toma de datos. Sin embargo, en lo referente al problema de la movilidad laboral, es muy difícil que una persona esté cambiando de empleo en el preciso instante en el que se realiza la toma de datos. En segundo lugar, los modelos de elección discreta no permiten recoger los cambios en los valores de las variables explicativas a lo largo del tiempo, tales como la edad, la experiencia o el estado civil. Por último, como señala Meitzen (1986), "los modelos de tiempo discreto definidos para una unidad de tiempo tendrán formas funcionales distintas para diferentes unidades de tiempo" (pág. 153).

Por tanto, dadas las consideraciones temporales que tiene el problema a estudiar, se adecuan mejor al propósito de este trabajo los denominados modelos de duración¹. Ejemplos de la utilización de este tipo de modelos son los trabajos de Meitzen (1986) y Light y Ureta (1992). En ambos trabajos se utilizan los modelos de duración para estimar los determinantes

¹ Para el estudio de los modelos de duración puede consultarse el libro de Lancaster (1990), o la revisión que sobre los mismos realiza Greene (1993).

del abandono voluntario de hombres y mujeres, pero, además, Light y Ureta (1992) se preocupan por la posibilidad de identificar a las personas con mayor propensión al abandono voluntario dentro de cada grupo.

La variable dependiente de los modelos de duración es la longitud de los periodos de tiempo en que los individuos permanecen en una determinada situación, de forma que estos modelos permiten estudiar los determinantes de la duración de un evento cualquiera a través de la estimación de su función de riesgo².

Los modelos de duración se pueden estimar de forma paramétrica o semiparamétrica. De cara al trabajo empírico surge la necesidad de elegir entre estos dos tipos de modelos. En la presente investigación, se ha optado por los modelos de duración paramétricos estimados separadamente para hombres y mujeres, ya que éstos permiten realizar comparaciones entre las estimaciones efectuadas para ambos grupos sin introducir supuestos adicionales. Por contra, los modelos semiparamétricos no permiten este tipo de comparación, puesto que los parámetros estimados y las predicciones que se pueden realizar a partir de ellos deben ser interpretados como índices que muestran la dirección del efecto de la variable, siendo válidos solamente para realizar comparaciones dentro de la muestra utilizada.

5.- Estimación del modelo.

La tarea a realizar consistirá en la estimación para cada sexo, en primer lugar, de un modelo de permanencia laboral y, en segundo lugar, se estimarán ecuaciones salariales

² La función de riesgo, $\lambda(t)$, expresa la razón instantánea de cambio de situación por unidad de tiempo en el momento t . En el estudio del abandono voluntario, la función de riesgo define la probabilidad condicionada de abandono del puesto de trabajo en un intervalo corto de tiempo. Supóngase que un individuo ha estado trabajando en una empresa concreta hasta el momento t . La probabilidad de que dicho individuo abandone la empresa durante el periodo inmediatamente posterior a t , será igual a $Prob(t \leq T \leq t + \Delta / T \geq t)$, donde Δ es la amplitud del intervalo, y la condición de que T sea mayor o igual a t indica que el individuo no ha abandonado la empresa con anterioridad a t . Si se divide esta expresión por la duración del intervalo, Δ , y se toman límites, de forma que la amplitud del intervalo se haga tan pequeña como se quiera, se obtiene la expresión formal de la función de riesgo :

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{Prob(t \leq T \leq t + \Delta) / T \geq t}{\Delta}$$

utilizando la variable de movilidad obtenida previamente como variable explicativa. Finalmente, a partir de estas ecuaciones salariales se calculará el coeficiente de discriminación. El modelo a estimar para cada sexo por separado es, por tanto,

$$P = P(X_{1t}) \quad [5.1]$$

$$W_T = W(X_{2T}, \hat{P}) \quad [5.2]$$

donde P es el tiempo de permanencia en la empresa; X_{1t} es un vector de variables explicativas de la permanencia en el puesto de trabajo que pueden modificarse a lo largo del tiempo; \hat{P} es el tiempo esperado de permanencia futura en la empresa; W_T es el salario percibido en el momento de realizarse la encuesta, T ; y X_{2T} es el vector de variables relevantes para determinar el salario en el momento de la toma de datos.

El modelo descrito constituye un sistema de ecuaciones simultáneas recursivo, de forma que la estimación del mismo se puede realizar en pasos sucesivos. Esta característica viene impuesta por la estructura de causalidad atribuida a las variables, ya que se supone que, en primer lugar, el empresario estima de forma subjetiva el tiempo esperado de permanencia futura del trabajador en la empresa y, posteriormente, este dato, junto con el resto de variables relevantes, es utilizado por el empresario para determinar los salarios.

5.1- Estimación del modelo de movilidad.

Para estimar la ecuación [5.1], se utilizaron modelos de duración paramétricos con variables independientes que varían en el tiempo. Para efectuar los cálculos, se utilizó una submuestra de la ECBC-91 que contenía información referida exclusivamente a los colectivos de trabajadores asalariados por cuenta ajena en el sector privado y antiguos ocupados en iguales circunstancias. Las razones son evidentes. Si se trata de conocer la valoración que el empresario hace de la estabilidad laboral de los trabajadores en su empresa, con el fin de determinar la remuneración adecuada, la muestra se debe limitar a aquellos individuos para los que este problema resulte relevante.

El paquete estadístico utilizado fue LIMDEP. Para la estimación de estos modelos, el

programa utilizado tiene limitaciones en cuanto al tamaño de la matriz de datos que puede manejar. Debido a ello, del total de individuos entrevistados en la ECBC-91 se eligieron dos submuestras aleatorias de 600 varones y 600 mujeres, respectivamente³.

La variable dependiente, el tiempo de permanencia en la empresa (**PEREMP**), se define como la duración en años del último trabajo. Es decir, su valor será igual a la antigüedad en la empresa hasta el momento de realizarse la toma de datos o, si se trata de antiguos ocupados, al tiempo trabajado en la empresa en que estuvo empleado por última vez. Es necesario precisar que las observaciones de todos aquellos antiguos asalariados que han dejado su trabajo de forma involuntaria se consideran censuradas, ya que se supone que sólo el abandono voluntario del puesto de trabajo es perjudicial y no deseado por la empresa. En este caso, el empresario deberá reemplazar al trabajador, con los consiguientes costes de contratación y de formación que ello conlleva. Por otra parte, también se tratan como observaciones censuradas las correspondientes a los trabajadores en activo, pues en este caso su periodo de permanencia en la empresa aún no ha finalizado.

Las variables económicas utilizadas en la estimación de la ecuación [5.1] son las que reflejan características personales de los individuos que afectan a su movilidad laboral, y que pueden ser conocidas por el empresario. Además, se incluyen otras variables de control que representan, por ejemplo, las características propias del puesto de trabajo.

Por lo que se refiere a la situación familiar, representada por las variables ficticias **CASADO**, **DIVISE** e **HIJOS**, es necesario señalar que éstas pueden cambiar durante el periodo de permanencia del trabajador en la empresa, afectando a la probabilidad de abandono⁴. En cuanto a los signos esperados de los coeficientes, en primer lugar, se supone que la influencia del estado civil sobre la permanencia en el puesto de trabajo es distinta para hombres y mujeres. Tal y como se puede observar en el Cuadro 5.1, en el caso de la mujer,

³ Después de filtrar los datos para eliminar algunas respuestas incoherentes, los tamaños muestrales quedaron reducidos a 589 hombres y 595 mujeres.

⁴ Si en la fecha en que se contrajo matrimonio el individuo se encontraba trabajando en el último empleo, se consignó dicho cambio de estado civil, pasando la variable **CASADO** de valer cero a valer uno para todo el periodo posterior. Si el cambio de estado civil fue pasar de casado a divorciado, viudo o separado, se dio el valor cero a la variable **CASADO** para el resto del periodo y el valor uno a la variable **DIVISE**.

a diferencia del hombre, la mayor parte de los cambios de empresa son voluntarios. Para las mujeres, este abandono de la empresa conlleva frecuentemente el abandono de la fuerza laboral, pues de hecho los casos recogidos en el cuadro se refieren a personas que tras su último empleo dejaron de trabajar. Además, los abandonos voluntarios que suponen abandono de la fuerza laboral suelen estar relacionados con el matrimonio y el cuidado de los hijos⁵.

Cuadro 5.1

Motivos de abandono del último puesto de trabajo para la muestra utilizada en los modelos de duración y para el total de la ECBC-91. (Porcentajes entre paréntesis).

Motivos de abandono del último puesto de trabajo	Hombres		Mujeres	
	Muestra modelo duración	Total ecbc-91	Muestra modelo duración	Total ecbc-91
Quedan en paro	61 (41,4%)	278 (41,5%)	67 (22,4%)	173 (18,0%)
Jubilación, incapacidad	39 (26,5%)	188 (28,1%)	13 (4,34%)	66 (6,86%)
Voluntariamente	12 (8,16%)	54 (8,07%)	159 (53,1%)	503 (52,3%)
Otros motivos	33 (22,4%)	144 (21,5%)	57 (19,0%)	209 (21,7%)
NS/NC	2 (1,36%)	5 (0,74%)	3 (1,00%)	10 (1,04%)
TOTALES	147 (100%)	669 (100%)	299 (100%)	961 (100%)

Nota: Se trata de individuos que, habiendo tenido una experiencia laboral previa, no trabajaban en el momento de realizarse la ECBC-91.

De este modo, se esperaría que el signo del coeficiente de la variable **CASADO** fuese negativo en el caso de la mujer, indicando el aumento del riesgo de abandono del puesto de trabajo cuando se adquiere este estado civil. Sin embargo, en el caso de los hombres, se puede esperar que una vez casados sean más estables en sus relaciones laborales de lo que lo fueron anteriormente, por lo que el signo esperado sería positivo. Este comportamiento se puede explicar debido al hecho de que el hombre es, mayoritariamente, el primer perceptor de rentas de la familia, y la estabilidad económica depende principalmente de él. Indudablemente, el abandono del puesto de trabajo supone un mayor coste de oportunidad para un hombre casado que para uno soltero.

⁵ A este respecto Meitzen (1986, pág. 152) defiende que "debido a su tradicional menor compromiso con el mercado laboral, la hipótesis general es que las mujeres serán más propensas a abandonar sus trabajos que los hombres. La causa más común para esta unión esporádica con el mercado de trabajo es que las mujeres lo dejan para crear una familia y dedicarse a otras tareas en el hogar. Entre los factores que tienden a reforzar este comportamiento, se incluyen los menores salarios de las mujeres, que indican un menor coste de oportunidad para las actividades ajenas al mercado, y su status común como segundo perceptor de rentas en la familia".

En el caso de la variable **DIVISE**, la discusión sobre el signo esperado es más controvertida. Para los hombres, una vez controlada la existencia de hijos, la condición de divorciado, separado o viudo, conlleva, normalmente, un coste de oportunidad menor del abandono voluntario. Es de esperar, pues, que el signo de la relación con la variable **PEREMP** sea negativo. Para las mujeres, el comportamiento laboral en este caso dependerá de cómo se combinen las cargas familiares resultantes del cambio de estado civil (custodia de hijos) y los ingresos familiares no laborales (pensiones alimenticias o de viudedad). Por ejemplo, si la mujer recibe rentas no salariales, tenga o no tenga hijos dependientes, el coste de oportunidad de un abandono será menor que si el cambio de estado civil no supone este tipo de ingresos. Por otra parte, la mujer separada, divorciada o viuda asume el papel de primera perceptora de rentas por lo cual, de no tener unas rentas no laborales suficientes, el coste de oportunidad de abandonar un puesto de trabajo será mayor que estando casada o, incluso, soltera.

En cuanto a la variable **HIJOS**, es de esperar que su efecto sea el mismo que el de la variable **CASADO**, ya que la existencia de hijos no hace más que reforzar las necesidades de tiempo en el hogar de la mujer, y las responsabilidades monetarias del primer perceptor de renta.

En el caso de la edad y la antigüedad en la ocupación, estas variables también se trataron de actualizar a lo largo del periodo de permanencia del individuo en la empresa. Por lo que se refiere a la variable **EDAD**, según el modelo de capital humano es de esperar que a medida que ésta aumenta, también lo haga la permanencia en el puesto de trabajo, dado que el tiempo para capitalizar la decisión de abandonar el mismo es mayor cuanto más joven es el individuo⁶. Esto supone que el signo esperado de la edad es positivo. Sin embargo, la consideración de los abandonos por jubilación podría hacer que a partir de una cierta edad esta relación se invirtiese, pues cuanto mayor es el individuo, mayor es el riesgo de abandono por jubilación. Por todo ello, la relación esperada entre la edad y la permanencia en el puesto de trabajo podría ser parabólica. Para intentar captar una relación de este tipo se introdujeron

⁶ Tal como señala Elliott (1991, pág. 188) "se puede esperar encontrar menor incidencia de los cambios de empleo entre trabajadores que han invertido en capital humano específico y los trabajadores más viejos que entre aquellos trabajadores, predominantemente mujeres, que tiene la intención de abandonar el mercado laboral".

en las estimaciones tanto la edad como su cuadrado.

En cuanto a la variable **ANTOCU**, es de esperar que, lógicamente, cuanto mayor sea la antigüedad en la ocupación, mayor sea la probabilidad de permanencia en la empresa. La razón sería que el individuo con mucha experiencia en la ocupación, además de acumular capital humano de tipo genérico, ha desarrollado un capital humano específico que podría perder en caso de abandonar la empresa. Sin embargo, aquí surge un fenómeno parecido al observado en el caso de la edad. Para valores elevados de **ANTOCU**, la jubilación estaría más próxima, con lo que disminuiría la permanencia esperada en la empresa del trabajador. La relación entre antigüedad y permanencia sería parabólica y esto se podría contrastar introduciendo un término cuadrático.

A diferencia de las variables anteriores, dado que en muy pocas ocasiones el nivel de estudios se modificó durante la vida activa del trabajador, la variable **TMPEST** se consideró constante a lo largo del periodo de permanencia en la empresa. El signo esperado de la relación entre esta variable y el abandono voluntario del puesto de trabajo es ambiguo⁷. Sin embargo, los modelos de búsqueda sugieren que a mayor nivel de estudios las tasas de abandono del puesto de trabajo serán superiores, ya que el coste en términos salariales de no encontrar un puesto de trabajo adecuado es más elevado. Por tanto, es de esperar una relación negativa entre las variables **PEREMP** y **TMPEST**, especialmente cuanto más joven sea el trabajador.

En cuanto a la primera de las variables de control, el tamaño del municipio de residencia (**TAMA**) se ha considerado constante a lo largo de todo el periodo. Esta variable se introduce para captar la influencia que la dimensión del mercado laboral ejerce sobre la permanencia en la empresa del trabajador. En el caso del hombre, quizá esta variable no sea muy relevante, puesto que su comportamiento laboral es similar en los núcleos rurales y urbanos, especialmente si se trata de individuos asalariados. Sin embargo, el comportamiento

⁷ En la literatura económica se pueden encontrar ejemplos de todo tipo respecto a la relación existente entre la permanencia en el puesto de trabajo y el nivel de estudios. Así, Mincer y Jovanovic (1981) encuentran que esta relación es positiva. Sin embargo, Meitzen (1986) obtiene una relación negativa, tanto para hombres como para mujeres, aunque no estadísticamente significativa.

laboral de la mujer puede variar con el tamaño de la zona. Es de esperar que en las ciudades se asemeje más al de los hombres, tanto por razones sociológicas, como por la mejor dotación en equipamientos de los núcleos urbanos (guarderías, medios de transporte, etc.) que podrían permitir a la mujer cierta liberación de una parte de sus responsabilidades domésticas. Por el contrario, en las zonas rurales la estabilidad laboral de la mujer tiende a ser menor, debido tanto a la carencia de tales equipamientos, como a la menor tradición laboral femenina en el trabajo asalariado. De acuerdo con todo esto, es de esperar que la relación entre la variable **TAMA** y la permanencia en el puesto de trabajo sea positiva en el caso de las mujeres, y tenga un signo, *a priori*, indeterminado en el caso de los hombres.

Finalmente, las variables sectoriales (**CONSTRUCCIÓN, INDUSTRIA y SERVICIOS**) no sufren, como es lógico, modificación alguna a lo largo del periodo de permanencia en la empresa. El signo de estas variables va depender de la categoría que se tome como referencia, en este caso, el sector primario.

En definitiva, la ecuación de permanencia que se pretende estimar se puede representar como:

$$PEREMP = f(\text{ESTADO CIVIL, HIJOS, EDAD, ANTIGÜEDAD EN LA OCUPACIÓN, ESTUDIOS, TAMAÑO DEL MUNICIPIO DE RESIDENCIA, SECTOR DE ACTIVIDAD})$$

Estas ecuaciones se obtuvieron utilizando modelos de duración de tipo paramétrico y, de las distintas especificaciones alternativas para la función de riesgo, se eligió la distribución log-logística. Lancaster (1990) señala que los procesos de abandono del empleo se caracterizan por presentar funciones de riesgo que tienen un máximo antes de comenzar a decrecer de forma monótona. La distribución log-logística presenta una función de riesgo caracterizada por este tipo de dependencia de la duración, y, por ello, fue elegida entre otras especificaciones alternativas. Según los valores estimados de ρ , que es el parámetro que define de la distribución log-logística, se pueden obtener diferentes dependencias de la duración.

Los resultados obtenidos en la estimación de estos modelos se presentan en el Cuadro 5.2. En primer lugar, cabe señalar que ambas regresiones son globalmente significativas, pues la prueba de la razón de verosimilitud permite rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables explicativas sean cero. Por lo tanto, parece que los modelos estimados explican razonablemente bien los periodos de permanencia de los individuos en los puestos de trabajo.

Cuadro 5.2
Modelos de duración (permanencia en el puesto de trabajo) estimados por separado para cada sexo

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLE DEPENDIENTE: PEREMP	
	HOMBRES	MUJERES
CONSTANTE	1,40300 (1,119)	1,63470 (2,503)
CASADO	0,84147 (2,381)	-0,41730 (-2,624)
DIVISE	-0,29312 (-0,376)	-0,53414 (-2,039)
HIJOS	-0,19216 (-0,886)	-0,36756 (-2,714)
EDAD	0,11232 (1,844)	0,00901 (0,256)
EDAD2	-0,00205 (-2,865)	-0,00028 (-0,689)
ANTOCU	0,14688 (5,517)	0,25794 (14,484)
ANTOCU2	-0,00271 (-5,010)	-0,00582 (-12,925)
TMPEST	-0,01159 (-0,474)	-0,01113 (-0,854)
TAMA	0,00004 (0,473)	0,00003 (0,838)
INDUSTRIA	-0,10021 (-0,210)	0,23899 (1,186)
CONSTRUCCIÓN	-0,66790 (-1,371)	-0,18552 (-0,490)
SERVICIOS	-0,09914 (-0,204)	0,30112 (1,553)
1/p	0,65150 (14,585)	0,46746 (26,433)
N	589	595
Razón de Verosimilitud		
$\chi^2_{128,1}(99\%)$	103,36	221,48
	26,22	26,22

Nota: t-Student entre paréntesis.

Observando los estadísticos que describen el comportamiento de la variable dependiente (Anexo 2) se aprecia que las mujeres tienen una permanencia media en las empresas menor que los hombres. No obstante, las diferencias no se refieren exclusivamente al comportamiento de la variable dependiente, sino que los resultados de las estimaciones muestran que el patrón de conducta de hombres y mujeres es distinto, respondiendo a diferentes variables en cada caso. Para los dos colectivos, las variables de control incorporadas en las estimaciones no son significativas. Ello indica que no parecen existir diferencias relevantes en las tasas de movilidad entre los grandes sectores productivos, ni por tamaños

de las áreas de residencia.

Tanto para los hombres como para las mujeres, las variables relevantes son las que representan características personales, aunque su influencia difiere en ambos casos. En concreto, en la estimación correspondiente a los hombres resultan significativas las variables que recogen la edad y la antigüedad en la ocupación, así como la variable **CASADO**. Todas ellas, además, presentan los signos esperados, de tal forma que la relación entre la edad y la antigüedad en la ocupación con respecto a la variable dependiente es parabólica. Por otro lado, el signo positivo del coeficiente de la variable **CASADO** muestra una mayor estabilidad en el empleo de los hombres que tienen dicho estado civil. La presencia de hijos y el hecho de ser divorciado, separado o viudo, no parecen influir significativamente en la tasa de movilidad laboral respecto de los hombres solteros.

Sin embargo, en la estimación correspondiente a la mujer, todas las variables familiares resultan significativas y tienen el signo esperado. Las mujeres presentan una mayor estabilidad laboral cuando están solteras y sin hijos que en el resto de los supuestos, que implican todos ellos la presencia de cargas familiares. También es significativa la antigüedad en la ocupación, encontrándose, como en el caso de los hombres, una relación parabólica entre esta variable y la permanencia en la empresa.

Por lo que se refiere al valor estimado del parámetro ρ , en ambos casos éste determinó una función de riesgo con una dependencia de la duración similar a la esperada, es decir, la tasa de riesgo de abandono aumenta hasta llegar a un cierto momento, a partir del cual comienza a disminuir.

5.2 Estimación de las ecuaciones salariales.

Para contrastar la existencia de discriminación y su cuantía, se estimaron por separado las ecuaciones salariales [5.2], una para hombres y otra para mujeres, utilizando una muestra de asalariados por cuenta ajena en el sector privado extraída de la ECBC-91. En total, la muestra se compone de trescientas treinta mujeres y setecientos sesenta y seis hombres.

Las ecuaciones salariales fueron estimadas en forma semilogarítmica. Hay importantes razones de tipo teórico y estadístico para ello. Por un lado, la formulación de los modelos de capital humano sugiere esta forma de relación entre salarios y características personales⁸. Por otro lado, los modelos semilogarítmicos cuentan con la ventaja de reducir la posible heterocedasticidad, que es uno de los problemas que en la práctica suelen afectar a las estimaciones de ecuaciones salariales⁹.

Otro problema es el de la autoselección de la muestra, que puede producir sesgos en los parámetros si el modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios. Para corregir este posible sesgo de autoselección de la muestra, se ha utilizado el método bietápico de Heckman (1976). Este autor propone estimar, en una primera etapa, un modelo de participación laboral. Posteriormente, en una segunda etapa, a partir de este modelo, se determina el valor para cada individuo de la variable λ (inverso de la razón de Mill). El valor de λ se utiliza como variable independiente en la estimación de las ecuaciones salariales. Tanto los resultados de estos modelos de participación, como los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas figuran en Anexo 2.

La variable dependiente utilizada se definió como el logaritmo natural del salario-hora neto de los individuos, $\ln(W/H)$. La utilización del salario-hora es preferible a la del salario mensual o anual ya que, en estos dos últimos casos, la variable dependiente recoge, junto con el salario, el número de horas efectivamente trabajadas por el individuo. En una ecuación salarial se pretende explicar las diferencias existentes en las tasas salariales, sin que influya la cantidad de trabajo ofrecida.

Las variables independientes utilizadas fueron aquellas que la teoría económica sugiere como fuente de diferencias salariales compensatorias (variables de capital humano, como la experiencia y la educación; la permanencia esperada en el empleo; y una aproximación del coste de la vida). Además, se introdujeron variables ficticias sectoriales y regionales cuyo

⁸ Véase Mincer (1974), quien desarrolla la ecuación de ganancias que lleva su nombre a partir de un modelo teórico de capital humano.

⁹ Véanse, por ejemplo, Sapsford y Tzannatos (1993, pág. 85).

papel en las estimaciones será discutido más adelante.

La primera de las variables independientes es la que representa el tiempo de permanencia futura esperada en el empleo, **T**. Esta es una característica productiva de los trabajadores que genera una diferencia salarial favorable a los individuos más estables. Por ello, el signo esperado del coeficiente que acompaña a esta variable es positivo. Se utilizaron dos formulaciones alternativas del tiempo esperado de permanencia. En primer lugar, en el Modelo **I** se incorpora como variable independiente la variable **T1**, que es igual a lo que se conoce como la predicción lineal del modelo de duración, que en el caso de la distribución log-logística, es igual a la esperanza del logaritmo natural del tiempo. Esta variable se define como $\hat{\beta}X$, donde X es el vector de variables explicativas de dicho modelo, y $\hat{\beta}$ es el vector de coeficientes estimados. En segundo lugar, en el Modelo **II**, la variable **T2** se definió como un término de interacción entre la predicción lineal del modelo de duración y una variable ficticia, **KESP**, que toma el valor uno cuando se necesita capital humano de tipo específico para llevar a cabo el trabajo. En este caso, se considera que la estabilidad en el empleo es sólo relevante cuando el puesto de trabajo requiere ese tipo de formación. Dado que la inversión en capital humano de tipo específico ha de ser financiada en su mayor parte por el empresario, éste sufrirá un mayor quebranto cuando se produzca un abandono no previsto de un empleo donde sea necesario este tipo inversión, pues los costes de formación y de contratación del nuevo trabajador serán por fuerza mayores. Por contra, si los puestos de trabajo no precisan ningún tipo de formación específica será muy fácil para la empresa sustituir su mano de obra y, en este caso, la estabilidad en el empleo puede ser un rasgo no relevante de cara a la determinación del salario. Por último, se estimó una ecuación, Modelo **III**, en la cual no se incluyó ninguna medida de la permanencia en la empresa. Con ello se pretende comparar los resultados obtenidos en los modelos anteriores con los correspondientes a los utilizados normalmente en este tipo de investigación.

En segundo lugar, para medir la formación general se incluyó en las estimaciones el número de años de estudios formales realizados por los individuos, **TMPEST**. La formación general se distingue de la específica por el hecho de que la primera permite incrementar la productividad del trabajador en cualquier empresa, mientras que la segunda sólo eleva la

productividad en una línea concreta de producción¹⁰. Por ello, gran parte de la formación general debe ser costeadada por el propio individuo, dado que ningún empresario tendrá interés en financiarla al no poder asegurar la permanencia del trabajador en la empresa y, por tanto, la obtención de los frutos de un mayor rendimiento. Esa es la razón por la cual la formación general conduce a la aparición de diferencias salariales: al ser financiada por el trabajador, éste debe apropiarse de sus rendimientos percibiendo un salario más alto que el correspondiente a un sujeto no formado. Por tanto, es de esperar que el coeficiente de esta variable sea positivo.

En tercer lugar, para recoger los niveles de formación en el trabajo de los individuos (*on-the-job-training*), se incluyeron en las estimaciones las variables experiencia laboral (**EXPLAB**) y su cuadrado (**EXPLAB2**), así como la antigüedad en la empresa (**ANTEMP**) y su cuadrado (**ANTEMP2**).

A través de la experiencia laboral se trata de captar la formación post-escolar, básicamente de carácter genérico, acumulada por el individuo a lo largo de su trayectoria profesional. Aunque la ECBC-91 no contiene una medida exacta de esta variable, es posible efectuar una aproximación bastante buena de la misma, pues la encuesta informa de la situación laboral del individuo en una serie de periodos anteriores al momento en que se tomaron los datos, lo que permite reconstruir su trayectoria laboral. La relación esperada entre la experiencia laboral y los ingresos es parabólica. El individuo acumula experiencia y formación en los primeros años de actividad, lo que le hace ser más productivo y le permite obtener ingresos cada vez mayores. A partir de un cierto umbral, la inversión post-escolar en formación disminuye, pues al ser menor el número de años durante los cuales se perciben los rendimientos de esa inversión, ésta se vuelve menos atractiva. Además, el capital humano también se deprecia con el paso del tiempo, por lo que sus rendimientos pueden disminuir al final de la vida laboral. Esta relación parabólica entre la experiencia y los ingresos se intenta captar incorporando a las ecuaciones salariales tanto la experiencia laboral como su cuadrado.

¹⁰ La distinción entre capital humano de tipo genérico y de tipo específico aparece ya desde la primera edición en inglés del libro de Becker (1964) "*Human Capital: A Theoretical Analysis with Special Reference to Education*".

En cuanto a la antigüedad en la empresa, **ANTEMP**, esta variable trata de medir la formación, especialmente de tipo específico, que el trabajador acumula en una organización concreta. Por las mismas razones apuntadas en el caso de la experiencia, la relación esperada entre antigüedad en la empresa y los ingresos es también parabólica.

Finalmente, para intentar aproximar el coste de la vida de la zona de residencia, se ha introducido en las ecuaciones salariales el tamaño del municipio de residencia del trabajador, **TAMA**. En nuestro país no existen índices locales de coste de la vida y, por ello, la influencia de este factor sobre los salarios debe aproximarse por algún otro indicador. Normalmente el coste de la vida es más alto en las zonas urbanas que en las rurales, por lo que los salarios también deben ser mayores en las primeras, de cumplirse la teoría de las diferencias compensatorias¹¹. Ello hace que el signo esperado de esta variable sea positivo. No obstante, la variable **TAMA** podría influir en el salario por otras razones. Es posible, por ejemplo, que en los mercados mayores existan ciertas ventajas derivadas de la concentración de actividades que repercutan positivamente en la productividad y hasta en la conducta de los individuos. Ello haría que los salarios crecieran con el tamaño de la zona independientemente de lo que sucediese con el coste de la vida.

Además de todas estas características existen otros factores que pueden determinar el salario, especialmente en un contexto no perfectamente competitivo. Si el mercado de trabajo funcionase en condiciones ideales, sólo los elementos de oferta podrían dar lugar a diferencias salariales. La estructura de la demanda de trabajo no sería relevante, pues los flujos de mano de obra entre las diferentes tareas, ramas de actividad y regiones acabarían por eliminar toda diferencia salarial que no fuese compensatoria de una mayor inversión en capital humano o de unas peores condiciones de trabajo. Sin embargo, cuando existen problemas de información, mercados laborales altamente institucionalizados, barreras a la movilidad, etc., es posible que los flujos de trabajadores no se produzcan con la intensidad suficiente como para eliminar todas las diferencias salariales no compensatorias. En este contexto, el sector de actividad y la región de residencia pueden influir en la cuantía de la diferencia salarial.

¹¹ En este sentido, Stigler (1942), refiriéndose a las diferencias salariales, dice que las diferencias en el coste de la vida han probado ser un factor sustancial, siendo los costes considerablemente mayores cuanto mayor es la comunidad en que se vive.

Para tratar de comprobar si esto es cierto, en primer lugar, se incorporan en las ecuaciones salariales tres variables ficticias sectoriales: **CONSTRUCCIÓN, INDUSTRIA y SERVICIOS**, dejando como categoría de referencia el sector primario. En segundo lugar, la región de residencia se incorpora por medio de dieciséis variables ficticias representativas de otras tantas comunidades autónomas, tomando como referencia la región de Madrid.

El último argumento que se introduce en las ecuaciones salariales es el inverso de la razón de Mill, λ , para tratar de corregir el posible sesgo de autoselección de la muestra utilizando el método bietápico de Heckman (1976). Si esta variable es estadísticamente significativa, ello indicaría la existencia de un sesgo de autoselección de la muestra, en cuyo caso su inclusión garantizaría que los coeficientes estimados serían insesgados.

En definitiva, la ecuación a estimar es:

$$\text{Ln}(W/H) = f(\text{TIEMPO ESPERADO DE PERMANENCIA, VARIABLES DE CAPITAL HUMANO, TAMAÑO DEL MUNICIPIO DE RESIDENCIA, SECTOR DE ACTIVIDAD, REGIÓN DE RESIDENCIA, INVERSO DE LA RAZÓN DE MILL})$$

Los resultados de las estimaciones aparecen en los Cuadros 5.3 a 5.5¹². Entre paréntesis se presentan los valores de la prueba t de Student sobre la significatividad de los coeficientes. Para las ecuaciones salariales de los hombres y de la muestra conjunta, la hipótesis nula de existencia de perturbaciones homocedásticas fue rechazada una vez aplicada la prueba de Breusch-Pagan, cuyo valor se incluye en los cuadros correspondientes, junto al valor en tablas de la distribución χ^2 que sigue. En consecuencia, en estos casos las estimaciones iniciales de las desviaciones típicas de los coeficientes han sido corregidas por el método de White (1980).

¹² En el Anexo 2 se presentan los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en estas estimaciones para cada submuestra.

Cuadro 5.3

Modelo I

Ecuaciones salariales estimadas con la variable T1

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLE DEPENDIENTE: Ln(W/H)					
	HOMBRES		MUJERES		CONJUNTO	
CONSTANTE	-2,26810	(-11,700)	-2,11740	(-6,736)	-2,19790	(-15,873)
T1	0,05816	(1,796)	0,05633	(1,426)	0,11193	(5,895)
TMPEST	0,05823	(11,685)	0,04985	(8,710)	0,06541	(17,287)
EXPLAB	0,02405	(4,339)	0,01805	(2,441)	0,01597	(3,885)
EXPLAB2	-0,00042	(-3,200)	-0,00036	(-1,971)	-0,00015	(-1,652)
ANTEMP	0,01315	(2,178)	0,00143	(0,119)	0,00143	(0,298)
ANTEMP2	-0,00020	(-1,274)	0,00020	(0,481)	0,00011	(0,798)
TAMA	0,00004	(2,536)	0,00003	(1,508)	0,00002	(1,225)
INDUSTRIA	0,36376	(3,116)	0,27661	(1,036)	0,33866	(2,831)
CONSTRUCCIÓN	0,46732	(3,848)	0,38104	(1,326)	0,47131	(3,745)
SERVICIOS	0,33283	(2,857)	0,14428	(0,544)	0,27024	(2,263)
ANDALUCÍA	-0,23468	(-3,721)	0,00489	(0,045)	-0,17570	(-3,098)
ARAGÓN	-0,09130	(-1,675)	0,06898	(0,647)	-0,03468	(-0,684)
ASTURIAS	-0,23148	(-2,158)	-0,31636	(-2,261)	-0,27128	(-3,276)
BALEARES	-0,25348	(-3,432)	0,15359	(1,147)	-0,12919	(-1,930)
CANARIAS	-0,10837	(-0,935)	-0,17477	(-1,218)	-0,12190	(-1,365)
CANTABRIA	-0,18852	(-1,956)	0,00160	(0,008)	-0,12759	(-1,759)
CASTILLA LA	-0,05867	(-0,843)	-0,30859	(-1,504)	-0,05560	(-0,799)
MANCHA CASTILLA	-0,17564	(-2,638)	0,05488	(0,446)	-0,10165	(-1,723)
LEÓN	-0,01852	(-0,398)	-0,04496	(-0,687)	-0,03397	(-0,867)
CATALUÑA	-0,12387	(-2,463)	-0,18463	(-2,583)	-0,15415	(-3,568)
COM. VALENCIANA	-0,28776	(-3,690)	-0,38799	(-2,041)	-0,28103	(-3,574)
EXTREMADURA	-0,18427	(-2,715)	-0,24295	(-2,468)	-0,18987	(-3,137)
GALICIA	-0,19634	(-0,565)	-0,12427	(-0,953)	-0,21671	(-1,304)
MURCIA	-0,11511	(-1,452)	0,11654	(0,467)	-0,03721	(-0,535)
NAVARRA	0,02020	(0,345)	0,04432	(0,402)	0,02943	(0,578)
PAÍS VASCO	0,14831	(0,861)	-0,37189	(-2,075)	-0,04667	(-0,291)
RIOJA	0,27492	(2,277)	0,17461	(1,849)	0,00724	(0,199)
λ						
N	766		330		1096	
R ²	0,4847		0,4094		0,4609	
R ² Ajustado	0,4659		0,3566		0,4473	
F	25,71		7,76		33,82	
F _{27,N-28} (99%)	1,7394		1,8029		1,7394	
P. Breusch y Pagan	226,40		27,48		186,72	
$\chi^2_{27, 81}$ (95%)	40,11		40,11		40,11	

Nota: t-Student entre paréntesis

Cuadro 5.4

Modelo II

Ecuaciones salariales estimadas con la variable T2

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLE DEPENDIENTE: Ln (W/H)		
	HOMBRES	MUJERES	CONJUNTO
CONSTANTE	-1,98660 (-12,081)	-1,91630 (-6,398)	-1,81850 (-13,202)
T2	0,04112 (5,509)	0,03757 (2,420)	0,04852 (6,969)
TMPEST	0,05144 (10,085)	0,04553 (7,696)	0,05606 (14,849)
EXPLAB	0,02570 (4,799)	0,01904 (2,624)	0,02458 (6,601)
EXPLAB2	-0,00047 (-3,678)	-0,00035 (-1,942)	-0,00035 (-4,252)
ANTEMP	0,01510 (3,087)	0,00693 (0,682)	0,00800 (1,831)
ANTEMP2	-0,00025 (-1,866)	0,00005 (0,121)	-0,00005 (-0,440)
TAMA	0,00004 (2,321)	0,00003 (1,316)	0,00001 (1,030)
INDUSTRIA	0,37140 (3,203)	0,28652 (1,084)	0,34167 (2,863)
CONSTRUCCIÓN	0,44854 (3,623)	0,35037 (1,225)	0,43541 (3,449)
SERVICIOS	0,33229 (2,877)	0,15134 (0,577)	0,25705 (2,151)
ANDALUCÍA	-0,24368 (-3,939)	-0,01170 (-0,107)	-0,17687 (-3,199)
ARAGÓN	-0,08324 (-1,551)	0,06784 (0,640)	-0,04012 (-0,844)
ASTURIAS	-0,28216 (-2,594)	-0,29020 (-2,080)	-0,30220 (-3,574)
BALEARES	-0,22113 (-2,968)	0,14970 (1,126)	-0,10908 (-1,821)
CANARIAS	-0,10532 (-0,998)	-0,17059 (-1,199)	-0,14003 (-1,535)
CANTABRIA	-0,18887 (-1,939)	0,02785 (0,137)	-0,11668 (-1,585)
CASTILLA LA	-0,07952 (-1,103)	-0,30142 (-1,482)	-0,06041 (-0,846)
MANCHA CASTILLA	-0,18603 (-2,884)	0,06283 (0,514)	-0,10310 (-1,810)
LEÓN	-0,01404 (-0,305)	-0,03299 (-0,507)	-0,03428 (-0,864)
CATALUÑA	-0,13974 (-2,804)	-0,19599 (-2,752)	-0,17393 (-4,008)
COM. VALENCIANA	-0,30829 (-4,216)	-0,39236 (-2,081)	-0,29437 (-3,693)
EXTREMADURA	-0,17573 (-2,636)	-0,25250 (-2,582)	-0,19556 (-3,260)
GALICIA	-0,19939 (-0,572)	-0,11588 (-0,894)	-0,22551 (-1,352)
MURCIA	-0,14481 (-1,962)	0,07538 (0,303)	-0,07349 (-1,165)
NAVARRA	0,00597 (0,104)	0,03367 (0,307)	0,02726 (0,531)
PAÍS VASCO	0,12540 (0,772)	-0,34450 (-1,934)	-0,05280 (-0,347)
RIOJA	0,21733 (2,021)	0,12636 (1,431)	-0,01732 (-0,490)
λ			
N	766	330	1096
R ²	0,5008	0,4168	0,4642
R ² Ajustado	0,4826	0,3646	0,4506
F	27,41	7,99	34,26
F _{27,N-28} (99%)	1,7393	1,8029	1,7393
P. Breusch y Pagan	221,83	29,50	181,93
$\chi^2_{27 gl.}$ (95%)	40,11	40,11	40,11

Nota: t-Student entre paréntesis

Cuadro 5.5

Modelo III

Ecuaciones salariales estimadas sin la variable de movilidad

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLE DEPENDIENTE: Ln (W/B)		
	HOMBRES	MUJERES	CONJUNTO
CONSTANTE	-2,00120 (-12,085)	-1,98390 (-6,600)	-1,87410 (-13,60)
TMPEST	0,05865 (11,670)	0,04951 (8,643)	0,06296 (16,616)
EXPLAB	0,02721 (4,986)	0,01978 (2,707)	0,02756 (7,294)
EXPLAB2	-0,00049 (-3,758)	-0,00038 (-2,083)	-0,00040 (-4,863)
ANTEMP	0,01777 (3,592)	0,01063 (1,051)	0,01109 (2,505)
ANTEMP2	-0,00030 (-2,171)	-0,00003 (-0,064)	-0,00011 (-0,833)
TAMA	0,00004 (2,439)	0,00003 (1,462)	0,00002 (1,250)
INDUSTRIA	0,36459 (3,139)	0,31420 (1,181)	0,33868 (2,846)
CONSTRUCCIÓN	0,44147 (3,558)	0,38498 (1,337)	0,43101 (3,423)
SERVICIOS	0,33386 (2,883)	0,18316 (0,693)	0,25802 (2,164)
ANDALUCÍA	-0,23423 (-3,730)	0,00605 (0,055)	-0,16459 (-2,922)
ARAGÓN	-0,09540 (-1,776)	0,06435 (0,602)	-0,05188 (-1,059)
ASTURIAS	-0,22981 (-2,084)	-0,31774 (-2,267)	-0,28056 (-3,179)
BALEARES	-0,24939 (-3,289)	0,14521 (1,084)	-0,13293 (-2,183)
CANARIAS	-0,10530 (-0,886)	-0,19157 (-1,338)	-0,15234 (-1,522)
CANTABRIA	-0,19218 (-2,015)	-0,00022 (-0,001)	-0,13185 (-1,833)
CASTILLA LA	-0,05860 (-0,833)	-0,28407 (-1,387)	-0,03623 (-0,516)
MANCHA CASTILLA	-0,17708 (-2,647)	0,04421 (0,360)	-0,09992 (-1,691)
LEÓN	-0,01065 (-0,230)	-0,04067 (-0,621)	-0,03986 (-0,992)
CATALUÑA	-0,12264 (-2,420)	-0,18310 (-2,557)	-0,15742 (-3,533)
COM. VALENCIANA	-0,28145 (-3,655)	-0,40907 (-2,154)	-0,28003 (-3,288)
EXTREMADURA	-0,18721 (-2,748)	-0,24734 (-2,509)	-0,20525 (-3,358)
GALICIA	-0,18085 (-0,521)	-0,12848 (-0,984)	-0,23015 (-1,380)
MURCIA	-0,10880 (-1,370)	0,12878 (0,515)	-0,03053 (-0,457)
NAVARRA	0,03167 (0,536)	0,04875 (0,442)	0,05605 (1,068)
PAÍS VASCO	0,15333 (0,876)	-0,36150 (-2,015)	-0,04235 (-0,257)
RIOJA	0,17518 (1,597)	0,12903 (1,450)	-0,02278 (-0,632)
λ			
N	766	330	1096
R ²	0,4818	0,4054	0,4405
R ² Ajustado	0,4636	0,3544	0,4269
F	26,43	7,94	32,37
F _{26,N-27} (99%)	1,7554	1,8184	1,7554
P. Breusch y Pagan	209,04	28,05	166,73
χ^2_{26} gl. (95%)	38,89	38,89	38,89

Nota: t-Student entre paréntesis

En primer lugar, observando los valores del estadístico F se puede afirmar que todos los modelos estimados, tanto para hombres como para mujeres, son estadísticamente significativos en su conjunto al nivel del uno por ciento.

Para contrastar si los coeficientes de las regresiones correspondientes a los dos sexos son significativamente distintos, se ha aplicado la prueba de Chow (1960). Los resultados de la misma, presentados en el Cuadro 5.6, muestran que efectivamente esas diferencias son significativas al uno por ciento.

Cuadro 5.6
Prueba de Chow sobre igualdad de los coeficientes de las ecuaciones salariales de hombres y mujeres

MODELOS	Prueba de Chow	$F_{(99\%)}$
MODELO I	3,6564	1,7242
MODELO II	4,5182	1,7242
MODELO III	5,1473	1,7394

Por otro lado, a tenor de los valores del coeficiente de determinación, parece que el poder explicativo del modelo es algo mayor en el caso de los hombres. Así, mientras que para los hombres los modelos explican algo menos del cincuenta por ciento de la variación en el logaritmo de los salarios-hora, en el caso de las mujeres esta cifra se sitúa en torno al cuarenta y uno por ciento. Este resultado es habitual en la mayoría de los trabajos en los que se realizan estimaciones separadas por sexos de ecuaciones salariales. Normalmente los hombres tienen un comportamiento laboral más fácilmente predecible que las mujeres, lo que se traduce en mejores estimaciones, no sólo en el caso de ecuaciones salariales, sino también en los modelos de participación, afiliación sindical, etc.

Los signos de los coeficientes estimados son siempre los esperados, excepto en el caso de las variables **ANTEMP** y **ANTEMP2** en las estimaciones correspondientes a las mujeres (Modelos I y II), y en la conjunta (Modelo D).

Por lo que se refiere a las variables que miden la permanencia esperada en la empresa, **T1** y **T2**, el signo de sus coeficientes es positivo en todos los casos, aunque no resultan

significativos al nivel convencional del cinco por ciento en el Modelo I, para ambos sexos. Sin embargo, esta variable de permanencia laboral presenta mejores resultados cuando se incluye como término de interacción con la existencia de capital humano de tipo específico. Ello constituye una prueba de la validez de la hipótesis según la cual el empresario valora más la estabilidad laboral del trabajador cuanto mayor es el coste de reposición del mismo.

En cuanto a la variable tiempo de estudio (**TMPEST**), su coeficiente es positivo y significativo en todos los casos, pudiendo interpretarse dicho coeficiente como la rentabilidad porcentual de un año adicional de educación formal. En el caso de los hombres, un año adicional de educación eleva el salario-hora entre un 5,14 y un 5,86 por ciento, según el modelo utilizado; mientras que en el caso de las mujeres, este rendimiento oscila entre el 4,55 y el 4,98 por ciento. Estos resultados se aproximan a los obtenidos en otras investigaciones similares, aunque en alguna de ellas la rentabilidad de la inversión escolar estimada parece ser mayor para las mujeres¹³. Sin embargo, con los datos que se utilizan aquí, parece que el mercado laboral remunera mejor la inversión escolar en capital humano de tipo genérico efectuada por los hombres, lo que constituye, sin duda, una fuente de discriminación salarial, especialmente si se tiene en cuenta que el nivel medio de estudios de las mujeres incluidas en la muestra es superior al de los hombres.

Las variables representativas de la experiencia laboral (**EXPLAB** y **EXPLAB2**) presentan la relación parabólica esperada. A medida que crece la experiencia laboral y se incrementa, por tanto, la dotación de capital humano genérico post-escolar, los salarios aumentan aproximadamente hasta los 28 años de experiencia en el caso de los hombres y los 26 en el caso de las mujeres. A partir de estos máximos, la inversión en capital humano post-escolar decrece a la vez que se deprecia, disminuyendo sus rendimientos. Parece que los hombres consiguen alargar, respecto a las mujeres, el periodo durante el cual obtienen rendimientos crecientes de la formación post-escolar, siendo éstos, además, mayores desde el

¹³ Así, por ejemplo, Hersch (1991a) con datos de 1985 para los Estados Unidos, obtiene unos rendimientos estimados para cada año adicional de educación que van del 4 al 3 por ciento para los hombres y del 5,6 al 4,1 por ciento para las mujeres. Para nuestro país, Ribaud y Hernández (1989), utilizando la EDS-89, obtienen unos rendimientos estimados de la educación del 9,5 por ciento para los hombres y del 8 por ciento para las mujeres. Por otro lado, Caillavet (1990) con los mismos datos obtiene unos coeficientes que oscilan entre el 5,8 y el 3 por ciento para los hombres y entre el 6,7 y el 3,2 para las mujeres.

primer momento. Ello indica que esta variable es el origen de diferencias salariales discriminatorias en favor de los hombres.

Esta relación parabólica también se detecta en el caso de la antigüedad en la empresa (**ANTEMP** y **ANTEMP2**) para las estimaciones correspondientes a los hombres. En el caso de las mujeres, dicha relación sólo se encuentra en el modelo sin movilidad (**Modelo III**). No obstante, en este último caso, el rendimiento máximo de esta variable se alcanzaría cuando el trabajador llevara más de 177 años de antigüedad en la empresa, de tal forma que, para las mujeres, la antigüedad en la empresa presenta rendimientos crecientes a lo largo de toda la vida activa, independientemente del modelo utilizado. Por lo que se refiere a los hombres, la máxima retribución por esta característica se alcanza cuando se rondan los 31 años de antigüedad en la empresa, cercana ya la edad de jubilación. Pese a los rendimientos crecientes de esta variable para las mujeres a lo largo de toda su vida activa, una trabajadora debería pasar en una misma empresa 24 años o más (dependiendo del modelo estimado) para que se le otorgara la misma retribución por antigüedad que a un varón en iguales condiciones. Dado que la media de antigüedad es inferior, tanto para hombres como mujeres, esta variable será también origen de una parte de la diferencia salarial discriminatoria.

Los coeficientes de la variable **TAMA**, representativa bien sea del coste de la vida o de las ventajas productivas derivadas de la aglomeración, son siempre positivos, aunque en el caso de las mujeres no llegan a ser significativos al cinco por ciento en ningún modelo. De cualquier forma, se comprueba que cuanto mayor es el tamaño de la ciudad de residencia, mayor es el salario, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres.

La estructura de la demanda de trabajo, aproximada por las variables sectoriales **CONSTRUCCIÓN, INDUSTRIA** y **SERVICIOS**, se ha mostrado como un factor significativo en la explicación de las diferencias salariales. Dado que se trata de un grupo de variables ficticias representativas de una misma característica, para contrastar su significatividad se ha aplicado una prueba conjunta. En este caso se ha utilizado la prueba de la razón de verosimilitud, cuyos resultados figuran en el Cuadro 5.7. En todos los modelos el grupo de variables sectoriales resulta significativo al nivel convencional del uno por ciento. Por otro lado, se detecta que para las mismas características productivas la remuneración es superior

en la construcción, seguida de la industria, los servicios y la agricultura, por este orden¹⁴.

Cuadro 5.7
Prueba de la razón de verosimilitud para las variables sectoriales

MODELOS	HOMBRES	MUJERES
MODELO I	30,33	13,26
MODELO II	30,01	12,99
MODELO III	27,47	12,42
$\chi^2_{3 \text{ g.l.}} (99\%)$	11,34	

Finalmente, las variables representativas de la región de residencia son, en conjunto, significativas, tal como se puede observar en el Cuadro 5.8. Los valores de los coeficientes de estas variables permiten conocer qué regiones remuneran mejor a los trabajadores por un efecto derivado de su localización geográfica. Cuando los coeficientes de las variables regionales son negativos, ello indica que la remuneración de los trabajadores es inferior a la correspondiente a la región de Madrid, tomada como referencia.

Cuadro 5.8
Prueba de la razón de verosimilitud para las variables regionales

MODELOS	HOMBRES	MUJERES
MODELO I	41,69	34,28
MODELO II	45,09	34,53
MODELO III	43,16	34,13
$\chi^2_{16 \text{ g.l.}} (99\%)$	32,00	

La última variable incorporada a las ecuaciones es el inverso de la razón de Mill (λ). A través de esta variable se trata de corregir la posible existencia de sesgo de autoselección de la muestra, que originaría estimaciones sesgadas de los parámetros. En todas las estimaciones efectuadas para hombres esta variable resulta positiva y, salvo en el modelo sin movilidad, significativa. Este hecho puede ser interpretado como un indicio de la existencia

¹⁴ Obsérvese que la ECBC-91 fue realizada entre los últimos meses de 1990 y los primeros meses del año 1991, cuando el sector de la construcción se encontraba en fase de expansión, por lo que el resultado obtenido era fácilmente predecible.

de dicho sesgo. En las ecuaciones estimadas para las mujeres esta variable es positiva pero su nivel de significatividad se reduce respecto al caso anterior, situándose, sin embargo, por encima del 15 por ciento. No obstante, la inclusión de esta variable en las ecuaciones hace que los valores finalmente estimados de los parámetros del resto de variables sean insesgados. El signo positivo del coeficiente de λ significa que, como era de esperar, la media de los salarios de los individuos que deciden aceptar una oferta salarial y, por tanto, forman parte de la muestra utilizada para estimar las ecuaciones salariales, es superior a la oferta salarial media que los empresarios realizan al conjunto de individuos (incluyendo aquellos que deciden no aceptarla).

5.3 Cálculo del coeficiente de discriminación.

En el Cuadro 5.9 se muestran las descomposiciones de las diferencias salariales existentes, según la aproximación propuesta por Neumark (1988) utilizando la ecuación salarial estimada para el conjunto de la muestra como base de comparación para calcular el índice de discriminación salarial.

Cuadro 5.9

Descomposición de las diferencias salariales utilizando como base de comparación la ecuación salarial conjunta (en porcentajes)

	Diferencia salarial total estimada: $\hat{\beta}_h \bar{X}_h - \hat{\beta}_m \bar{X}_m$	Diferencia salarial debida a diferencias en las características: $\hat{\beta}_c [\bar{X}_h - \bar{X}_m]$	Diferencia salarial discriminatoria: $\bar{X}_h [\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_c] + \bar{X}_m [\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_m]$
MODELO I	27,32	17,19	10,13
MODELO II	26,41	10,61	15,80
MODELO III	31,07	8,76	22,31

En el Cuadro 5.9 aparece, en primer lugar, la diferencia salarial total estimada entre hombres y mujeres, calculada a partir de la distribución de ofertas salariales para cada sexo

por separado. Dado que se comprobó la existencia de sesgo de autoselección de la muestra en las ecuaciones salariales estimadas, para cada grupo la media de las ofertas salariales es inferior a la media de los salarios observados, que se calcula únicamente para la población que trabaja. Puede comprobarse que, salvo en el Modelo **III**, la diferencia salarial estimada es menor que la diferencia salarial observada, lo que origina que los coeficientes de discriminación sean menores cuando se corrige el sesgo de autoselección de la muestra¹⁵.

En segundo lugar, este cuadro recoge la parte de la diferencia salarial total estimada que viene explicada por diferencias en las variables incluidas en las ecuaciones salariales, esto es, que tiene una explicación económica debido a las diferencias existentes en las características productivas de hombres y mujeres.

Finalmente, aparece la diferencia salarial discriminatoria que obedece a la distinta remuneración de las características productivas que el mercado realiza según el sexo, incluyéndose también aquí la diferencia en los términos independientes.

Dependiendo del modelo utilizado, la diferencia salarial total estimada fluctúa entre el 26,41 por ciento y el 31,07 por ciento. La diferencia explicada por las características productivas de hombres y mujeres varía entre el 8,76 por ciento y el 17,19 ciento. Finalmente la diferencia discriminatoria oscila entre el 10,13 por ciento y el 22,31 por ciento en el tercero.

En primer lugar, dado que el método de Neumark mide de forma residual el tamaño de las discriminación salarial, la incorporación de la movilidad laboral como una variable explicativa permite reducir este residuo y, por tanto, ajustar más la medida de la discriminación. Así, de un coeficiente de discriminación del 22,31 por ciento en el caso del Modelo **III** (sin movilidad) se pasa a un rango que oscila entre el 10,13 por ciento y el 15,8 por ciento en los Modelos **I-II** (con movilidad).

¹⁵ Este mismo resultado fue obtenido por Hernández Martínez (1993a), que constituye el único trabajo conocido sobre discriminación salarial para la economía española en el que se considera la posibilidad de existencia de sesgo de autoselección, tanto para la muestra de hombres como para la de mujeres.

En segundo lugar, parece que, de los Modelos I y II, el Modelo II es el que mejor aproxima el coeficiente de discriminación por dos razones. Por un lado, en el Modelo I la variable empleada para describir la movilidad laboral no es significativa al cinco por ciento. Por otro lado, el Modelo II es el que presenta el mejor nivel de significatividad global, tanto en el caso de los hombres como de las mujeres.

Así, considerando el Modelo II como el más adecuado, es posible sostener que la discriminación salarial por sexos en la economía española toma un valor cercano al 16 por ciento. Esta cifra, aunque próxima, es inferior a la que proponen la mayoría de los estudios precedentes para la economía española.

6.- Resumen y conclusiones.

En esta investigación se ha estimado la cuantía y los determinantes de la diferencia salarial discriminatoria por sexo en el mercado laboral español, incorporando en el cálculo del coeficiente de discriminación la influencia de la movilidad laboral. Este factor no se ha considerado en la mayoría de los estudios empíricos sobre el tema, pero parece ser un rasgo productivo relevante de los individuos que es necesario incorporar. La fuente estadística empleada en esta investigación es la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91), elaborada por Convenio entre el Instituto Nacional de Estadística, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer en el año 1991.

El modelo estimado se ubica en el marco de los modelos de discriminación estadística, que resaltan la importancia de los problemas de información asimétrica en el mercado de trabajo. Para incorporar la movilidad laboral en las ecuaciones salariales fue preciso realizar estimaciones del tiempo esperado de permanencia del trabajador en la empresa, para lo cual se utilizaron modelos de duración paramétricos. Estos modelos son más adecuados que los modelos de elección discreta, que constituyen una alternativa muy difundida en los estudios empíricos sobre movilidad. Debido al problema de información asimétrica existente, las variables incluidas en los modelos de duración fueron aquellas características personales de los individuos que afectan a su movilidad laboral y que son conocidas por el empresario.

Además, se incluyeron otras variables de control que representan, por ejemplo, las características propias del puesto de trabajo.

Cabe señalar, en primer lugar, que los modelos de duración, estimados separadamente para hombres y mujeres, resultaron globalmente significativos. Además, las características familiares fueron los factores fundamentales a la hora de explicar las diferencias en las tasas de movilidad entre hombres y mujeres.

Una vez calculados los modelos de duración, se estimaron las ecuaciones salariales, en forma semilogarítmica, corrigiendo el posible sesgo de autoselección de la muestra por el método bietápico propuesto por Heckman. Estas ecuaciones incorporan como variable explicativa el tiempo esperado de permanencia futura en la empresa, que fue calculado a partir de los modelos de duración estimados previamente. Además, se estimaron también las ecuaciones salariales sin incluir la movilidad laboral, para poder comparar los resultados obtenidos en ambos casos.

Las principales conclusiones fueron las siguientes. En primer lugar, todos los modelos estimados resultaron estadísticamente significativos en su conjunto. No obstante, el poder explicativo de los modelos es mayor en el caso de los hombres, aunque este resultado es habitual en la mayoría de los trabajos en los que se realizan estimaciones separadas por sexos de ecuaciones salariales.

Como era previsible, el tiempo esperado de permanencia en la empresa tiene coeficiente positivo en todos los casos. Sin embargo, esta variable no resulta significativa al nivel convencional del cinco por ciento, para las estimaciones de los hombres y de las mujeres separadamente, cuando no se tiene en cuenta la necesidad de capital humano de tipo específico en el puesto de trabajo. Para las estimaciones realizadas para la muestra conjunta los coeficientes de estas variables son siempre significativos al uno por ciento. Todo esto constituye una prueba de la validez de la hipótesis según la cual el empresario valora positivamente la estabilidad de su mano de obra, en especial cuanto mayor es el coste de reposición de la misma.

En cuanto a las variables de capital humano (estudios, experiencia laboral y antigüedad en la empresa), éstas han mostrado ser muy importantes a la hora de explicar las diferencias salariales entre individuos de un mismo sexo. Además, las diferencias en sus coeficientes estimados para hombres y mujeres constituyen la fuente de la mayor parte de la discriminación salarial existente (por encima del 70 por ciento de la misma en todos los modelos estimados).

Otra variable que también ha resultado relevante es el tamaño del municipio de residencia, de forma que cuanto mayor es éste, mayor es el salario, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres. Probablemente, esta variable recoja la influencia del coste de la vida en la creación de diferencias salariales.

La estructura de la demanda de trabajo se aproximó por una serie de variables sectoriales y regionales. En todos los modelos ambos grupos de variables resultaron significativos.

Utilizando las ecuaciones salariales se calcularon, por último, los coeficientes de discriminación salarial por sexos en el mercado laboral español, siguiendo el método propuesto por Neumark que supone que, en ausencia de discriminación, la remuneración será un promedio de las estructuras salariales que actualmente se observan para los hombres y las mujeres. Empleando, por ello, la ecuación salarial conjunta como referencia a la hora de efectuar los cálculos, la diferencia discriminatoria estimada oscila entre el 10,13 por ciento y el 22,31 por ciento. Esta última cifra se obtiene cuando no se incluye la movilidad laboral en el modelo. Es lógico que en este supuesto el valor estimado del coeficiente de discriminación sea mayor, dado que el método de Neumark mide de forma residual el tamaño de la misma. La inclusión de la variable tiempo de permanencia esperada en la empresa en las ecuaciones salariales permite reducir este residuo y, por tanto, ajustar más la medida de la discriminación. Por tanto, parece lógico estimar el coeficiente de discriminación utilizando estos modelos. Así, es posible sostener que la discriminación salarial por sexos en la economía española toma un valor próximo al 16 por ciento. Esta cifra es algo menor a las propuestas por la mayor parte de los estudios precedentes para la economía española, que no incluyen la movilidad laboral como variable explicativa, sin embargo, el coeficiente de

discriminación estimado en el Modelo **III**, sin incluir la movilidad laboral, es mayor, lo que pudiera indicar una sobreestimación de los coeficientes de discriminación cuando este factor no se tiene en cuenta.

Estas diferencias observadas en los coeficientes de discriminación respecto a otros trabajos obedecen fundamentalmente a dos causas. En primer lugar, la fuente estadística utilizada en esta investigación presenta mejoras, tanto en el tratamiento y recogida de la información como en la forma de seleccionar la muestra, respecto a las fuentes estadísticas utilizadas con anterioridad. Esto permite reducir los sesgos de selección muestral. Además, con la información disponible se puede conocer el salario por hora de los trabajadores y definir esta variable de forma continua, lo que hace posible una mejor estimación econométrica de las ecuaciones salariales. En segundo lugar, dado que la movilidad laboral se ha mostrado importante a la hora de explicar los salarios, es lógico que su inclusión permita reducir el componente residual (no explicado) de las diferencias salariales, que es la parte atribuida normalmente a la existencia de discriminación.

Anexo 1. Definición de las variables utilizadas.

ANDALUCÍA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Andalucía, y cero en el resto de los casos.

ANTEMP: Antigüedad en la empresa medida en años.

ANTEMP2: ANTEMP al cuadrado.

ANTOCU: Número de años trabajados en la misma ocupación.

ANTOCU2: ANTOCU al cuadrado.

ARAGÓN: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Aragón, y cero en el resto de los casos.

ASTURIAS: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Asturias, y cero en el resto de los casos.

BALEARES: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Baleares, y cero en el resto de los casos.

CANARIAS: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Canarias, y cero en el resto de los casos.

CANTABRIA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Cantabria, y cero en el resto de los casos.

CASADO: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas cuyo estado civil sea casado, y cero en el resto de los casos.

CASTILLA-LA MANCHA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Castilla-La Mancha, y cero en el resto de los casos.

CASTILLA-LEÓN: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Castilla-León, y cero en el resto de los casos.

CATALUÑA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Cataluña, y cero en el resto de los casos.

COMUNIDAD VALENCIANA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de La Comunidad Valenciana, y cero en el resto de los casos.

CONSTRUCCIÓN: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas ocupadas en el sector de la construcción, y cero en el resto de los casos.

DIVISE: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas cuyo estado civil sea divorciado, viudo o separado, y cero en el resto de los casos.

EDAD: Edad actual del individuo.

EDAD2: **EDAD** al cuadrado.

EDADMEN: Edad del hijo menor de la familia.

ESTPRIMA: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios primarios (EGB o bachillerato elemental), y cero en el resto de los casos.

ESTMEDIO: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios de enseñanzas medias (BUP, COU, FP, bachillerato superior, etc.), y cero en el resto de los casos.

ESTUNIV: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene estudios universitarios, y cero en el resto de los casos.

EXPLAB: Experiencia laboral del individuo, medida como la experiencia potencial: edad, menos edad de comienzo del trabajo y menos los periodos de paro intermedios.

EXPLAB2: **EXPLAB** al cuadrado.

EXTREMADURA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Extremadura, y cero en el resto de los casos.

GALICIA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Galicia, y cero en el resto de los casos.

HIJOS: Variable ficticia que toma el valor uno si el entrevistado tiene hijos menores de dieciséis años que conviven con él, y cero en el resto de los casos.

INDUSTRIA: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas ocupadas en el sector industrial, y cero en el resto de los casos.

INGREPAR: Ingresos mensuales de la pareja con la que se convive en miles de pesetas.

KESP: Variable ficticia que toma el valor uno cuando para el desarrollo del trabajo se requiere formación específica, y cero en el resto de los casos.

Ln(W/H): Logaritmo natural del salario-hora en miles de pesetas.

MURCIA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Murcia, y cero en el resto de los casos.

NAVARRA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de Navarra, y cero en el resto de los casos.

PAÍS VASCO: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes del País Vasco, y cero en el resto de los casos.

PEREMP: Duración en años del último empleo. Es igual a la antigüedad en la empresa para las personas que se encontraban trabajando en el momento de realizarse la encuesta, y a los años trabajados en el último empleo para aquellos individuos desocupados en dicho momento.

RIOJA: Variable ficticia que toma el valor uno para los habitantes de La Rioja, y cero en el resto de los casos.

SERVICIOS: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas ocupadas en el sector servicios, y cero en el resto de los casos.

SEXO: Variable ficticia que toma el valor uno para los hombres y cero para las mujeres.

SOLTERO: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas cuyo estado civil sea soltero, y cero en el resto de los casos.

TAMA: Tamaño del municipio de residencia del entrevistado en miles de habitantes.

TMPEST: Número de años de estudios formales realizados por el individuo.

TMPHOGAR: Número de horas dedicadas a las labores del hogar por la pareja o cónyuge del entrevistado.

TRAB: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas que trabajan como asalariados a jornada completa en el sector privado de la economía, y cero en el resto de los casos.

T1: Tiempo estimado de permanencia en el empleo actual a partir del momento en que se realizó la encuesta, calculado como la predicción lineal del modelo de duración, $\sum \hat{\beta} x$. En el caso de la distribución log-logística es igual a la esperanza del logaritmo natural del tiempo.

T2: Tiempo estimado de permanencia en el empleo actual a partir del momento en que se realizó la encuesta para puestos de trabajo con capital humano de tipo específico, es decir, **T2=T1xKESP.**

Anexo 2.

Cuadro A.1
Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en el modelo de duración estimados

Variables	HOMBRES (n=589)		MUJERES (N=595)		
	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica	Típica
PEREMP	9,5813	10,340	6,6156	7,1170	
CASADO	0,6146	0,4871	0,5832	0,4935	
DIVISE	0,0136	0,1158	0,0588	0,2355	
HIJOS	0,7165	0,4511	0,7160	0,4513	
EDAD	33,402	11,046	34,079	12,228	
EDAD2	1237,5	849,95	1310,7	962,87	
ANTOCU	8,2711	8,5690	4,9717	6,0477	
ANTOCU2	141,72	296,73	61,231	179,53	
TMPEST	9,7878	4,5945	9,5076	4,4364	
TAMA	655,06	1139,1	763,69	1181,5	
CONSTRUCCIÓN	0,1375	0,3447	0,0151	0,1222	
INDUSTRIA	0,3939	0,4890	0,3328	0,4716	
SERVICIOS	0,4177	0,4936	0,6101	0,4881	

Cuadro A.2
Modelos de participación estimados

VARIABLES INDEPENDIENTES	VARIABLE DEPENDIENTE: TRAB					
	HOMBRES		MUJERES		CONJUNTO	
CONSTANTE	-2,060100	(-7,246)	-1,509300	(-4,428)	-1,872800	(-8,901)
INGREPAR	0,000006	(0,071)	0,000041	(0,805)	-0,000016	(-0,361)
CASADO	0,096335	(1,100)	-0,638630	(-7,031)	-0,481140	(-8,132)
DIVISE	-0,053854	(-0,269)	-0,308790	(-1,913)	-0,406030	(-3,399)
TMPHOGAR	0,001302	(1,123)	0,005779	(2,504)	0,010550	(12,001)
EDADMEN	0,008906	(2,395)	0,001263	(0,246)	0,004299	(1,481)
EDAD	0,109770	(7,340)	0,055834	(2,955)	0,083792	(7,461)
EDAD2	-0,001606	(-9,281)	-0,000960	(-4,165)	-0,001236	(-9,382)
ESTPRIMA	0,009328	(0,120)	0,182820	(1,801)	0,109049	(1,856)
ESTMEDIO	-0,126960	(-1,393)	0,174620	(1,435)	0,091090	(1,295)
ESTUNIV	-0,502590	(-5,978)	-0,210970	(-1,863)	-0,293000	(-4,556)
TAMA	0,000063	(2,711)	0,000106	(4,049)	0,000071	(4,175)
N	3059		3044		6103	
Razón de verosimilitud	295,26		280,25		555,99	
$\chi^2_{11,1.} (99\%)$	24,72		24,72		24,72	

Nota: t-Student entre paréntesis

Cuadro A.3
Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en los modelos de participación

Variables Incluidas	HOMBRES		MUJERES		CONJUNTO	
	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica
TRAB	0,3200	0,4666	0,1423	0,3494	0,2314	0,4217
INGREPAR	46,880	281,19	99,488	576,08	73,120	453,67
CASADO	0,5907	0,4918	0,5854	0,4927	0,5881	0,4922
DIVISE	0,0229	0,1496	0,0742	0,2622	0,0485	0,2148
IMP Hogar	24,951	29,441	7,9711	14,663	16,482	24,773
EDAD MEN	5,8882	9,0669	6,3026	9,0404	6,0949	9,0553
EDAD	38,880	14,326	39,282	14,507	39,081	14,417
EDAD2	1716,8	1237,4	1753,5	1260,3	1735,1	1248,9
ESTPRIMA	0,3681	0,4824	0,3794	0,4853	0,3738	0,4838
ESTMEDIO	0,1791	0,3835	0,1311	0,3375	0,1552	0,3621
ESTUNIV	0,2874	0,4526	0,2677	0,4429	0,2776	0,4478
TAMA	578,18	1068,2	627,42	1105,0	602,74	1086,9

Cuadro A.4
Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en las ecuaciones salariales estimadas

Variables	HOMBRES(n=766)		MUJERES(n=330)		CONJUNTA(n=1096)	
	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica
L (W/H)	-0,5614	0,5102	-0,8694	0,4223	-0,6541	0,5054
T1	3,7758	0,8237	2,7679	0,8382	3,4723	0,9476
T2	1,3980	1,9271	0,8381	1,3629	1,2294	1,7940
TMPEST	10,138	4,2852	10,748	3,7757	10,322	4,1461
EXPLAB	17,946	12,381	10,773	9,7656	15,786	12,107
EXPLAB2	475,16	556,15	211,13	361,62	395,66	519,67
ANTEMP	9,3681	9,4120	6,5515	6,9984	8,5201	8,8473
ANTEMP2	176,23	298,91	91,752	168,25	150,80	269,13
TAMA	619,73	1105,9	859,69	1251,5	691,98	1156,4
INDUSTRIA	0,4347	0,4960	0,3394	0,4742	0,4060	0,4913
CONSTRUCCIÓN	0,1253	0,3313	0,0273	0,1631	0,0958	0,2945
SERVICIOS	0,4073	0,4917	0,6273	0,4843	0,4735	0,4995
ANDALUCÍA	0,1044	0,3060	0,0394	0,1948	0,0849	0,2788
ARAGÓN	0,0352	0,1845	0,0394	0,1948	0,0365	0,1876
ASTURIAS	0,0157	0,1243	0,0212	0,1443	0,0173	0,1306
BALEARES	0,0170	0,1293	0,0242	0,1540	0,0192	0,1372
CANARIAS	0,0157	0,1243	0,0212	0,1443	0,0173	0,1306
CANTABRIA	0,0117	0,1078	0,0091	0,0951	0,0109	0,1041
CAST-LA MANCHA	0,0287	0,1671	0,0091	0,0951	0,0228	0,1494
CASTILLA-LEÓN	0,0418	0,2002	0,0303	0,1717	0,0383	0,1921
CATALUÑA	0,1449	0,3522	0,1788	0,3838	0,1551	0,3622
COM. VALENCIANA	0,1110	0,3143	0,1333	0,3404	0,1177	0,3224
EXTREMADURA	0,0170	0,1293	0,0121	0,1096	0,0155	0,1236
GALICIA	0,0561	0,2303	0,0515	0,2214	0,0547	0,2276
MURCIA	0,0078	0,0882	0,0242	0,1540	0,0128	0,1124
NAVARRA	0,0183	0,1340	0,0061	0,0777	0,0146	0,1200
PAÍS VASCO	0,0718	0,2583	0,0394	0,1948	0,0620	0,2414
RIOJA	0,0104	0,1017	0,0121	0,1096	0,0109	0,1041
λ	0,9764	0,2011	1,2453	0,2807	1,1059	0,3820

Bibliografía

- Aigner, D. y Cain, G. (1977): "Statistics Theories of Discrimination in Labor Markets", Industrial and Labor Relations Review, vol. 30, págs. 175-197.
- Ahn, N. y Ugidos, A. (1994) Duration of Unemployment in Spain: Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics. Universidad del País Vasco. Mimeo.
- Andrés, J. y García, J. (1991): "El Nivel de Estudios como Factor Explicativo del Desempleo, de los Ingresos y de la Movilidad Laboral", Economía Industrial, nº 278, págs. 13-22.
- Arrow, K.J. (1973): "The Theory of Discrimination" en Discrimination in the Labour Market, editado por Ashenfelter, O. y Rees, A., Princeton University Press. New Jersey.
- Ashenfelter, O. y Layard, R.(ed.) (1986): Handbook of Labor Economics, North Holland, Amsterdam.
- Ashenfelter, O. y Rees, A.(ed.) (1973): Discrimination in the Labour Market, Princeton University Press, New Jersey.
- Becker, G. (1957): The Economics of Discrimination, Chicago University Press. Chicago.
- Becker, G. (1964): Human Capital: A Theoretical Analysis with Special Reference to Education, 1ª ed., N.B.E.R. Columbia University Press, New York.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", Journal of Human Resources, vol. 8, nº 4, págs. 436-455.
- Caillavet, F. (1990): Discriminación Laboral de la Mujer y Formación de los Hogares Urbanos, Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer, Madrid.
- Cain, G.(1986): "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey" en Ashenfelter, O. y Layard, R.(ed.) Handbook of Labor Economics, North Holland, Amsterdam.
- Chow (1960): "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linears Regressions", Econometrica, vol. 28, págs. 591-605.
- Dávila Quintana, C. (1993): Movilidad Laboral y Determinación de Salarios en España, Tesis doctoral defendida en la Universidad de Las Palmas de Gran Canarias, Mimeo.
- Elliott, R.F.(1991): Labor Economics. A Comparative Text, McGraw Hill, Londres.
- Flanagan, R.(1978): "Discrimination Theory, Labor Turnover, and Racial Unemployment Differentials", Journal of Human Resources, vol. 13, nº 2, págs. 187-207.

- Griliches, Z. (1977) "Estimating the Returns of Schooling: Some Econometrics Problems", Econometrica, vol. 45, n° 1, págs. 1-22.
- Heckman, J. (1976): "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models", Annals of Economics and Social Measurements, n° 5, págs. 475-492.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, vol. 47, n° 6, págs. 153-161.
- Hernández Martínez, P.J. (1993a): Análisis Empírico de la Discriminación Salarial de la Mujer, Universidad de Murcia. Mimeo.
- Hernández Martínez, P.J. (1993b): Causas y Consecuencias del Abandono Voluntario del Puesto de Trabajo en la Mujer, Universidad de Murcia. Mimeo.
- Hersch, J. (1991a): "Education Match and Job Match", Review of Economics and Statistics, vol. 73, n° 1, págs. 140-144.
- Hersch, J. (1991b): "Male-Female Differences in Hourly Wage: The Role of Human Capital, Working Conditions and Housework", Industrial and Labor Relations Review, vol. 44, n° 4, págs. 746-759.
- Killingsworth, M. (1983): Labour Supply. Cambridge University Press, Cambridge.
- Lancaster, T. (1990): The Econometric Analysis of Transition Data, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, Cambridge.
- Light, A. y Ureta, M. (1992): "Panel Estimates of Males and Female Job Turnover Behavior: Can Female Nonquitters Be Identified?", Journal of Labor Economics, vol. 10, n° 2, págs. 156-181.
- Meitzen, M. E. (1986): "Differences in Male and Female Job-quitting Behaviour", Journal of Labor Economics, vol. 4, n° 2, págs. 151-167.
- Mincer, J. (1974): Schooling, Experience and Earnings. N.B.E.R., 1972. New York.
- Mincer, J. y Jovanovic, B. (1981): "Labor Mobility and Wages" en Rosen, S. Studies in Labor Market, Chicago University Press, Chicago.
- Mincer, J. y Polacheck, S. (1974): "Family Investment in Human Capital: Earnings of Women", Journal of Political Economy, vol. 82, n° 2, págs. S200-S218.
- Neumark, D. (1988): "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", Journal of Human Resources, vol. 23, n° 3, págs. 279-295.
- Oaxaca, R. (1973): "Sex Discrimination in Wages" en Ashenfelter, O. y Rees, A. (ed.) Discrimination in the Labour Market, Princeton University Press, New Jersey.

- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994): "On Discrimination and the Decomposition of Wages Differentials", Journal of Econometrics, vol. 61, págs. 5-21.
- Peinado López, 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, Madrid.
- Phelps, E. S. (1972): "The Statistical Theory of Racism and Sexism", American Economic Review, vol. 62, págs. 659-661.
- Ribaudo, M. y Hernández, F. (1989): Un Análisis de la Discriminación Salarial de las Mujeres en España, Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer, Madrid, 1989.
- Rodríguez Rodríguez, J. M. (1989): "La Discriminación Salarial de la Mujer en el Mercado de Trabajo Español: Una Aproximación Empírica" en Economía del Trabajo femenino: Sector Mercantil y No Mercantil. Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer, Serie Debate, nº 9, Madrid, págs. 61-71.
- Sapsford, D. y Tzannatos, Z. (1993): The Economics of the Labour Market, St Martin's Press, New York.
- Sloane, P. J. (1985): "Discrimination in the Labour Market" en Carline, D.; Pissarides, C.;
- Stigler, G.J. (1942): Theory of Prices, Macmillan Press, New York.
- Stiglitz, J. (1973): "Approaches to the Economics of Discrimination", American Economic Review, vol. 63, nº 2, págs. 287-295.
- Ugidos, A. (1992): Sample Selection and Gender Wage Differentials: Evidence from Spain, Tesis Doctoral defendida en State University of New York at Stony Brook. Mimeo.
- Viscusi, W. (1980): "Sex Differences in Worker Quitting", Review of Economics and Statistics, vol. 58, nº 3, págs. 388-398.
- White, H. (1980): "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", Econometrica, vol. 48, págs. 817-838.
- Zabalza, A. y Tzannatos, Z. (1985): Women and Equal Pay, Cambridge University Press, Cambridge.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.
- Doc. 018/90 RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).

- Doc. 021/90 **JOAQUIN LORENCES.**- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 **MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.
- Doc. 024/90 **LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.**- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 **MYRIAM GARCIA OLALLA.**- Utilidad de la teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 **CANDIDO PAÑEDA.**- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 **PILAR SAENZ DE JUBERA.**- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SANCHEZ.**- La cooperación empresarial: concepto y tipología (*)
- Doc. 030/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 **CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.**- Política económica regional
- Doc. 033/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 **NURIA BOSCH; JAVIER SUÁREZ PANDIELLO.**- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).
- Doc. 036/91 **CARMEN FERNÁNDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCÓN FERNÁNDEZ.**- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabecera.
- Doc. 037/91 **ANA JESUS LOPEZ; RIGOBERTO PÉREZ SUÁREZ.**- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 **JUAN A. VÁZQUEZ GARCIA; MANUEL HERNÁNDEZ MUÑOZ.**- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 **INES RUBIN FERNÁNDEZ.**- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.

- Doc. 062/94 VICTOR FERNANDEZ BLANCO.- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 ESTEBAN GARCIA CANAL.- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 JOAQUIN GARCIA MURCIA.- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; M^a VICTORIA RODRIGUEZ URÍA.- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.
- Doc. 069/94 M^a DEL MAR ARENAS PARRA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 M^a DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 RODOLFO GUTIÉRREZ.- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia los sindicatos.
- Doc. 073/94 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.

- Doc. 080/94 FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M^a del MAR LLORENTE MARRÓN.- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.
- Doc. 083/95 M^a CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 ESTEBAN GARCÍA CANAL.- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.- La demanda de cine en España. 1968-1992.
- Doc. 087/95 JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.