

# NUEVA EVIDENCIA SOBRE EL RENDIMIENTO DEL CAPITAL HUMANO EN ESPAÑA \*

ÓSCAR D. MARCENARO GUTIÉRREZ  
*London School of Economics (Centre for Economics Performance)*

M.<sup>a</sup> LUCÍA NAVARRO GÓMEZ  
*Universidad de Málaga*

En este trabajo, y en línea con los postulados de la teoría del capital humano, se estiman las tasas de rendimiento de la educación por sexo en España, con el objetivo de ver cómo el mercado de trabajo valora las distintas titulaciones ofrecidas por el sistema educativo. Este análisis se aborda empleando el modelo tradicional de experiencia de Mincer, para el conjunto de la población asalariada primero y después para los distintos colectivos por sexo y tramos de edad. En todos los casos se introduce un término de corrección del sesgo de selección, a fin de tener en cuenta el efecto de sólo poder observar los ingresos de los individuos ocupados. Las estimaciones se realizan a partir de la información microeconómica suministrada por el Panel de Hogares de la Unión Europea para España (INE, 1994), que permite, en contra de las fuentes utilizadas hasta ahora en los análisis empíricos, conocer el número real de años de estudios de los individuos y medir mejor su experiencia en el mercado laboral. Gracias a ello, las estimaciones efectuadas de las tasas de rendimiento del capital humano paliarán los sesgos de medida.

*Palabras clave:* rendimiento de la educación, función de ganancias, sesgo de selección, asalariados.

*Clasificación JEL:* J31, I21.

**L**a versión amplia de capital formalizada por Fisher, como “todo stock de recursos que permite originar flujos de ingresos”, posibilitó la aplicación del concepto de capital a las personas. Esa definición sintetiza la idea en torno a la cual se sentaron las bases de la denominada teoría del capital humano, desarrollada en sus inicios por Becker (1964, 1975), Mincer (1958, 1974) y Schultz (1960, 1963). Esta teoría se caracteriza fundamentalmente por su consideración de la educación como un bien de “inversión”. Según sus postulados las personas llevan a cabo un proceso de inversión en capital humano, lo que se tra-

---

(\*) Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto PB98-1411-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento (DGESIC. MEC) y del Proyecto SEC2003-08855-C03-01/ECO del MCYT. Se ha beneficiado también de los comentarios de dos evaluadores anónimos, a quienes agradecemos sus sugerencias.

ducirá en un aumento de su capacidad productiva y, a medio y largo plazo, en un incremento de sus rentas del trabajo<sup>1</sup>. Pero este proceso lleva aparejado unos costes (directos y de oportunidad), cuya cuantía condicionará la continuidad o no del sujeto en el sistema educativo. Así, el individuo permanecerá en él, en la medida que los beneficios que espera obtener de esa inversión descontados los correspondientes costes se correspondan con una tasa de rendimiento que sea superior a la tasa de descuento.

La continua expansión del número de alumnos matriculados en las enseñanzas secundaria y superior que se está viviendo en España en los últimos tiempos plantea la cuestión de si la rentabilidad de la educación se habrá visto afectada por este hecho, ya que en un entorno competitivo de los empleos, el valor de los diplomas, que se debe precisamente a su rareza en el mercado de trabajo, puede verse depreciado bajo el efecto de un aumento de las personas formadas<sup>2</sup>. Esta idea ha fomentado la proliferación de estudios que analizan la posibilidad de que esté apareciendo un problema de sobreeducación entre los ocupados<sup>3</sup>. Si esto es así, se estaría originando un descenso de la rentabilidad de la educación, al menos en sus niveles más altos. Lassibille y Navarro (1998), con base en informaciones procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE, muestran que entre 1981 y 1991 se observa en general un descenso del beneficio marginal de la formación de los hombres asalariados, sobre todo de los universitarios de ciclo largo, lo que avalaría la hipótesis anterior. La excepción a esa pauta la constituye el aumento de la rentabilidad de los estudios universitarios de ciclo corto. Para el mismo período y colectivo de análisis, Vila y Mora (1998) llegan a igual conclusión de incremento del rendimiento marginal de las diplomaturas, pero descenso del correspondiente a las licenciaturas<sup>4</sup>. Por lo tanto resulta interesante preguntarse por la rentabilidad actual para un individuo de su inversión en capital humano, desde el punto de vista de sus rentas salariales esperadas, aunque desde una perspectiva más amplia de obtención de una ocupación, el nivel educativo se revele como una baza importante contra el paro<sup>5</sup>. Se considera solamente a la población

---

(1) Frente a este planteamiento de la teoría del capital humano han surgido otras (teoría del filtro, teoría de las colas, y teorías de los mercados internos y segmentados) que en sus análisis llegan a conclusiones diferentes. Por ejemplo, para las últimas, son las características del puesto de trabajo las que determinan la productividad de los trabajadores y, en consecuencia, el sistema de retribuciones. Por tanto, las cualificaciones educativas pasan a un segundo plano.

(2) Sirva como ejemplo de este fenómeno expansivo el hecho de que durante el período 1984-94, la matrícula en las enseñanzas medias se incrementó en un 38,3% (lo que representa 730.000 alumnos), y el número de estudiantes universitarios casi se duplicó, pasando de 786.000 a 1.366.000 en esa década.

(3) Un tratamiento de la importancia de esta problemática en España puede consultarse en Lassibille *et al.* (2001).

(4) En Vila y Mora (1998) también se presentan resultados para mujeres, pero el análisis llevado a cabo se enfrenta a un fuerte problema de representatividad de la muestra, dado que la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1981 sólo recogió información detallada sobre el nivel educativo del encuestado cabeza de familia y, por tanto, únicamente las mujeres que mantenían este estatus en ese año fueron incluidas en el análisis, que no son muy numerosas.

(5) Un análisis exhaustivo de los beneficios de la educación llevaría implícito, también, la necesidad de introducir en el modelo los aspectos consumo que ésta tiene, objetivo que se escapa del presente trabajo.

asalariada por ser la más homogénea y sobre la cual se aplica con sentido la teoría del capital humano.

En ninguno de los estudios españoles previos relativos a la evaluación de la tasa de rendimiento privado de la educación se ha incluido el número real de años de estudios, por la falta de datos sobre los mismos; además, en todos ellos la experiencia en el mercado de trabajo se ha aproximado a través de la experiencia aparente, por las mismas carencias informativas<sup>6</sup>. Es decir, que se habrá producido un sesgo de medida en las estimaciones de las tasas de rendimiento del capital humano de tipo formal (sobreestimación) y específico (subestimación), respectivamente. Este trabajo trata de superar esas limitaciones, utilizando una medida más real de estas variables que sí aporta la fuente estadística del primer ciclo del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para España, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística en 1994.

En base a esta información, el objetivo de este artículo es el cálculo de las tasas de rendimiento privado de la educación por sexo, haciendo uso del modelo ortodoxo de experiencia de Mincer, en el que se ha introducido un término de corrección del sesgo de selección muestral, según el procedimiento en dos etapas de Heckman (1979).

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el apartado 1 se plantea el modelo econométrico de las ecuaciones de ganancias utilizado. El siguiente describe los datos y las variables, en base a los cuales se efectúan las estimaciones por sexo y por tramos de edad, que se presentan y discuten en el tercer apartado. Por último, se exponen las ideas más relevantes extraídas a modo de conclusión.

## 1. MODELIZACIÓN ECONOMÉTRICA DE LAS GANANCIAS

Los perfiles salariales medios de los individuos ocupados según sus distintas edades, en función de su nivel de estudios, cumplen las predicciones de la teoría del capital humano (ver, por ejemplo, el caso de las mujeres en el gráfico 1 de la sección 3.2). Es decir, que cuanto mayor es el nivel educativo de tipo formal del individuo, mayor es su nivel medio de ingresos, y que los perfiles son cóncavos, como explicita el modelo de experiencia. Este último hecho indica que la inversión en educación se efectúa a todo lo largo de la vida activa, aunque con intensidades diferentes, según el coste de oportunidad del individuo y el horizonte temporal de utilización del capital humano (Ben Porath, 1968; Mincer, 1974). Así, cerca de la jubilación se produce un descenso de estas inversiones, que es compatible también con la obsolescencia de los conocimientos a partir de un determinado momento. Se constata, además, que los perfiles para niveles de enseñanza sucesivos no se cortan a lo largo de la vida profesional del trabajador, lo que refleja

---

(6) Entre estos trabajos podemos destacar cronológicamente los de Calvo (1988), Lassibille (1988) y (1993), Alba y San Segundo (1995), San Segundo (1996), Lassibille (1998), Lassibille y Navarro (1998), Oliver y otros (1998), y Vila y Mora (1998). Sólo en el cuarto, en el sexto y en el penúltimo de ellos se ha corregido el sesgo de selección muestral. En Oliver y otros (1999) aparece un estudio comparativo de los resultados de los trabajos españoles sobre este tema.

que los rendimientos obtenidos vía experiencia no pueden compensar la diferencia de remuneraciones debida a la formación inicial de los sujetos.

La contrapartida econométrica de esos perfiles edad-renta la constituye la siguiente función de ingresos semilogarítmica, también conocida como modelo de experiencia de Mincer (1974):

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde  $y_i$  son los ingresos salariales del individuo "i",  $s_i$  el nivel de educación formal del sujeto,  $x_i$  su experiencia laboral,  $x_i^2$  su cuadrado para incorporar la concavidad observada en los perfiles edad-ingresos, y  $\varepsilon_i$  es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Esta ecuación puede escribirse también en forma matricial condensada así:

$$\ln y_i = \beta' X_i + \varepsilon_i \quad [2]$$

Una de las principales críticas que se puede hacer a esta especificación es el hecho de no tener en cuenta el sesgo de selección derivado de sólo poder observar las rentas salariales de aquellos individuos ocupados. Al no ser la decisión de trabajar puramente aleatoria, las características de esta submuestra pueden ser diferentes de las de las de los individuos no ocupados. Si las características inobservables que afectan a la decisión de trabajar están correlacionadas con las que afectan a los salarios, se produce una relación entre la decisión de trabajar y el proceso de determinación de los salarios, que no puede controlarse simplemente a través de los factores observables cuando se explican los salarios, sino que se induce un sesgo debido a la selección muestral.

La corrección de ese sesgo se realiza utilizando un modelo en dos etapas como el desarrollado por Heckman (1979), donde, en un estadio previo, se especifica la probabilidad que tiene el individuo de estar ocupado, a partir de un modelo probit:

$$P(Z_i = 1) = P(\delta' W_i + u_i > 0) = \Phi \left( \frac{\delta' W_i}{\sigma_{u_i}} \right) \quad [3]$$

siendo  $Z_i$  una variable ficticia que tomará el valor uno cuando el individuo esté ocupado y cero en caso contrario,  $W_i$  un vector de características individuales y  $u_i$  un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $[0, \sigma_u^2]$ .

Puesto que  $\varepsilon_i$  y  $u_i$  pueden estar correlacionados, si llamamos  $\rho$  a ese coeficiente de correlación, se puede escribir<sup>7</sup>:

$$E(\varepsilon_i / W_i, Z_i = 1) = \rho \lambda_i \quad [4]$$

El parámetro  $\lambda_i$  se interpreta como el término que computa el sesgo de selección, y tiene la forma:

(7) Si se adopta la normalización  $\sigma_\varepsilon = 1$ .

$$\lambda_i = \frac{\phi(\delta'W / \sigma_u)}{\Phi(\delta'W / \sigma_u)} \quad [5]$$

donde  $\phi$  representa la función de densidad de una Normal [0,1], y  $\Phi$  su correspondiente función de distribución.

Así, para corregir el sesgo de selección, Heckman (1979) propone estimar  $\delta$  en el modelo probit, para calcular la esperanza condicionada del término de error  $\varepsilon$ , que se incluirá en una segunda etapa como un regresor adicional en la ecuación [2]:

$$\ln y_i = \beta'X_i + \rho\lambda_i + \omega_i \quad [6]$$

donde  $\omega_i$  es un término de perturbación aleatoria, que se distribuye según una Normal [0,  $\sigma_\omega^2$ ].

La estimación de la ecuación [6], por mínimos cuadrados ordinarios, proporcionará ahora estimaciones consistentes de  $\beta$  y permitirá determinar qué variables condicionan las diferencias salariales entre los individuos, y en particular se medirá la influencia del nivel educativo sobre las rentas del trabajo dependiente.

## 2. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

Como se ha indicado, la fuente utilizada para la estimación del modelo de ganancias es el PHOGUE (INE, 1994), del cual se ha seleccionado a los individuos con edades comprendidas entre 16 y 64 años, para los que se conocen, además de otras características personales, su número real de años de estudios y su experiencia en el mercado laboral, que reflejan su capital humano de tipo formal y específico<sup>8</sup>. La variable educación se define de manera discreta, a fin de tener en cuenta la influencia sobre las rentas del título de enseñanza obtenido por el sujeto: Primario<sup>9</sup>, EGB, BUP o FPI, FPII, Diplomado y Licenciado. En el cuadro 1 aparecen los estadísticos descriptivos de estas variables.

De la observación de este cuadro se destaca que las mujeres han alcanzado con mayor frecuencia que ellos un título universitario, tanto de ciclo corto como de ciclo largo. Este hecho se debe a las generaciones jóvenes, que han invertido la situación que caracterizaba a las mujeres anteriormente. Para reflejar este fenómeno generacional, el cuadro 2 detalla la distribución, según nivel de estudios y sexo, de los asalariados con edades comprendidas entre los 55-64 años y los 25-34 años.

En él se constata que si bien se ha producido un crecimiento del nivel educativo de los trabajadores españoles, la expansión cobra especial relevancia en la

(8) Se han eliminado todos aquellos individuos que no mostraban ningún valor para una o más de las variables explicativas consideradas en las ecuaciones tanto de ocupación como de ganancias, así como los que presentaban un salario por debajo del salario mínimo interprofesional que la ley establece.

(9) Incluye a las personas cuyo máximo nivel de estudios es primer ciclo de EGB o inferior, y será la modalidad de referencia en las estimaciones.

**Cuadro 1: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES QUE INTERVIENEN EN LAS FUNCIONES DE GANANCIAS**

Variables	Total		Mujeres		Hombres	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Salarios (logaritmos)	14,16	0,68	14,03	0,71	14,22	0,68
Sexo (hombre)	0,67	0,47	–	–	–	–
Niveles educativos:						
Licenciado	0,10	0,30	0,12	0,33	0,09	0,29
Diplomado	0,10	0,30	0,17	0,38	0,07	0,26
BUP	0,14	0,35	0,16	0,37	0,14	0,34
FPII	0,09	0,28	0,08	0,27	0,09	0,29
EGB	0,25	0,43	0,22	0,42	0,26	0,44
Experiencia en el mercado laboral	19,44	12,44	16,11	11,06	21,08	12,76

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

**Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL POR NIVEL DE ESTUDIOS FINALIZADOS Y SEXO DE LOS ASALARIADOS PERTENECIENTES A DISTINTOS GRUPOS DE EDAD**

Niveles educativos	Entre 55 y 64 años		Entre 25 y 34 años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Licenciado	4,96	6,35	7,90	14,21
Diplomado	6,61	11,11	7,61	20,26
FPII	4,54	1,59	13,22	12,89
BUP	5,79	7,94	17,82	20,00
EGB	16,53	9,52	32,61	19,21
Primario	61,57	63,49	20,83	13,42

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

muestra femenina. En efecto, de las mujeres nacidas a comienzos de los años 40, el 63% poseían un nivel educativo equivalente al primer ciclo de EGB o inferior, en cambio, de las jóvenes originarias de finales de la década de los 60 sólo el 13% se encontraban en esa situación. Más llamativo, si cabe, es el resultado que se obtiene al comparar las cifras correspondientes a las licenciadas de ambos grupos de edad, que pasan de representar un 6% para el primer grupo, a un 14% para las jóvenes, superando incluso en este último caso en casi el doble a los hombres licenciados. Esto corrobora la tendencia observada, especialmente desde comienzos de

los años 80, de que el ascenso hacia los niveles educativos más elevados ha sido mucho más rápido para el sexo femenino que para el masculino. Aparentemente, las mujeres están más incentivadas a invertir en capital humano, a fin de alcanzar puestos que requieren una mayor cualificación, donde quizás exista una discriminación salarial menor<sup>10</sup>. De cualquier forma, la tendencia ha sido también marcada para los hombres, puesto que si, por ejemplo, sólo el 12% de los mayores son universitarios, casi el 16% de los jóvenes lo son. Así en un contexto de competencia perfecta, los títulos han podido devaluarse.

La experiencia laboral, en cambio, muestra una cuantía menos favorable para las mujeres, puesto que por término medio es 5 años inferior a la de los varones, situándose en torno a los 16 años (ver cuadro 1); esto se explica probablemente tanto por el retraso en la incorporación del colectivo femenino al mercado de trabajo como por sus salidas temporales por maternidad.

En cuanto a la variable explicada, los modelos que se abordan retienen, como concepto de renta salarial, los ingresos netos anuales del trabajo por cuenta ajena<sup>11</sup>. No se han incluido las rentas derivadas del trabajo por cuenta propia por tres motivos<sup>12</sup>: su irregularidad, la imprecisión con la que estos trabajadores declaran los ingresos, y el escaso número que representan en relación a los asalariados. Según aparece en el cuadro 1, los salarios son por término medio un 21% más elevados para los hombres que para las mujeres.

Por su parte, el modelo previo de ocupación presenta como variables explicativas, además del nivel de educación anteriormente definido en forma discreta, la edad del individuo, así como la tasa de paro por sexo de la Comunidad Autónoma donde habita la persona, que aproxima las características de los mercados locales en que se insertan los trabajadores. Junto a ellas aparecen el estado civil del sujeto, que constituye sin duda alguna un factor determinante en la decisión de empleo sobre todo de las mujeres casadas, al igual que la composición del hogar, que viene diferenciado según el número de personas por edad que viven en el mismo, a fin de tener en cuenta las cargas familiares y el coste de entrada en el mercado laboral. Para recoger la influencia del nivel económico de la familia, del cual depende la decisión de participar o no en el mercado de trabajo, se ha construido la variable ingresos familiares netos anuales del hogar, corregidos por la escala de Oxford y una vez descontados los ingresos del propio individuo. La utilización de un factor de ajuste, al corregir el tamaño familiar, hace posible la comparación de los hogares y permite tener en cuenta las necesidades de consumo de la familia; en concreto se elige la escala de equivalencia de Oxford, por

---

(10) Véase por ejemplo García (1997), para un estudio exhaustivo de la discriminación salarial por género de España.

(11) Véase Dougherty y Jiménez (1991) para un análisis detallado de la capacidad explicativa de las diferentes posibles mediciones de las rentas salariales. Por otra parte, la utilización de ingresos anuales obliga a usar los correspondientes al año 1993.

(12) Las variaciones salariales de los trabajadores por cuenta ajena pueden ser explicadas en mayor medida por el capital humano que en el caso de los trabajadores por cuenta propia. Esto sirve de base para contrastar la teoría del filtro frente a la del capital humano (ver por ejemplo Wolpin, 1977).

ser la empleada por el INE en España y también la recomendada por la OCDE en sus directrices estadísticas<sup>13</sup>. La descripción estadística de estas variables se recoge en el cuadro 3.

**Cuadro 3: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES DEL MODELO DE DETERMINACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN**

Variables	Total		Mujeres		Hombres	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Tasa de empleo <sup>a</sup>	0,39	0,49	0,25	0,43	0,56	0,50
Sexo (hombre)	0,46	0,50	–	–	–	–
Tasa de paro por CCAA	22,24	7,87	27,33	5,98	16,35	5,26
Edad:						
Entre 16 y 30 años	0,30	0,46	0,26	0,44	0,33	0,47
Entre 31 y 40 años	0,26	0,44	0,27	0,44	0,25	0,43
Estado civil (casado <sup>b</sup> )	0,69	0,46	0,73	0,44	0,64	0,48
Nivel de educación:						
Licenciado	0,06	0,24	0,06	0,23	0,07	0,26
Diplomado	0,06	0,24	0,07	0,25	0,05	0,22
FPII	0,06	0,23	0,05	0,21	0,07	0,26
BUP	0,12	0,32	0,10	0,31	0,13	0,33
EGB	0,27	0,44	0,26	0,44	0,28	0,45
Características familiares:						
Ingresos familiares	66,10	54,45	78,23	57,56	52,09	46,88
Nº de miembros del hogar:						
Menores de 6 años	0,22	0,50	0,23	0,51	0,20	0,48
Entre 6 y 16 años	0,44	0,24	0,46	0,77	0,41	0,75
Mayores de 64 años	0,21	0,24	0,21	0,48	0,22	0,51

<sup>a</sup>: Se consideran solamente a los asalariados a tiempo completo. Esta tasa representa la relación de éstos respecto a la población de 16 a 64 años.

<sup>b</sup>: Incluye a aquellos individuos que declaran vivir en pareja.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

(13) Esta escala adopta la siguiente expresión:

$$e(n_i, n_j) = \frac{1}{1 + 0,7(n_i - 1) + 0,5n_j}$$

donde  $n_i$  es igual al número de adultos mayores de 14 años, y  $n_j$  es el número de personas con 14 años o menos, con lo que se distinguen las diferentes necesidades de consumo de ambos grupos. Además el coeficiente que multiplica al cabeza de familia es uno y 0,7 el del resto de adultos, a fin de tener en cuenta el efecto de las economías de escala generadas por la convivencia.



### 3. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Al observar en una primera estimación de los modelos de ocupación y de ganancias para el conjunto de la población (cuadro 1 del Anexo) una diferencia muy significativa de la variable sexo, indicando no sólo que los hombres tienen una mayor probabilidad de ocupación que las mujeres, sino que también sus rentas son más elevadas que las de ellas, se decidió realizar las estimaciones para cada uno de esos colectivos por separado, lo que se recoge en la subsección primera. Al mismo tiempo, se destaca un comportamiento diferencial importante debido a la edad de los individuos, lo que nos llevó a considerar, en la subsección segunda, de una manera independiente a las mujeres menores de 40 años de las mayores de esa edad, ya que este colectivo presenta características laborales especiales.

En todos los casos, en la parte superior de los cuadros aparecen los resultados del modelo probit que determina la probabilidad de estar ocupados y, por tanto, de ser potenciales perceptores de rentas del trabajo; al mismo tiempo, se dan también los efectos marginales de las variables explicativas<sup>14</sup>. En la parte inferior de los cuadros se presentan los coeficientes estimados de las funciones de ganancias, incluido el término de corrección del sesgo de selección obtenido en la primera etapa.

#### 3.1. Estimaciones según el sexo

Los resultados del cuadro 4 señalan, como se esperaba a priori, que los trabajadores mayores de 40 años son los que encuentran más dificultad de emplearse, en torno a un 9% menos probabilidad que los de 30 a 40 años, y entre 9% y 4% inferior a los más jóvenes, según sea un hombre o una mujer. Esta situación es debida a la reticencia de las empresas en contratar a personas con un corto horizonte de vida laboral, ya que no podrán rentabilizar los posibles costes de formación de estos trabajadores, según la teoría del capital humano específico [Becker (1962), Hashimoto (1981)].

En cuanto al stock de capital humano de tipo formal, el hecho de poseer un nivel de enseñanza más elevado condiciona favorablemente la probabilidad de ocupación, siendo las mujeres las que, *ceteris paribus*, derivan una superior utilidad de sus estudios por las mayores posibilidades de acceso al mundo laboral que éstos les suponen. Este resultado es especialmente relevante en el caso de las licenciadas y diplomadas, que muestran un 29% y un 36%, respectivamente, más probabilidad de ocupación que aquellas con sólo primer ciclo de EGB o inferior, lo que representa además casi el doble del efecto que tiene el título universitario para los hombres. Esta puede ser una de las justificaciones de la fuerte expansión experimentada por las mujeres con altos niveles educativos observada en España en los últimos tiempos, puesto que se garantizan así un puesto de trabajo y quizás en mejores condiciones laborales.

(14) Los efectos marginales se obtienen al evaluar, en los puntos medios de las variables explicativas, la derivada de la probabilidad respecto al vector de características individuales:

$$\frac{\partial P(Z=1)}{\partial W_k} = \phi(\delta'W)^* \delta_k$$

Cuadro 4: ESTIMACIÓN PROBIT DE LA OCUPACIÓN, POR SEXO

Variables	Hombres		Mujeres	
	Coefficientes	Efecto Marg.	Coefficientes	Efecto Marg.
Constante	-0,427***		-0,925***	
Tasa de paro por CCAA y sexo	0,005	0,002	0,003	0,0009
Edad:				
Entre 16 y 30 años	0,228***	0,090	0,135***	0,040
Entre 31 y 40 años	0,236***	0,093	0,329***	0,098
Estado civil (casado)	0,344***	0,136	-0,408***	-0,122
Nivel de educación:				
Licenciado	0,461***	0,182	0,968***	0,290
Diplomado	0,623***	0,246	1,216***	0,364
FPII	0,572***	0,226	0,684***	0,205
BUP	0,353***	0,139	0,699***	0,209
EGB	0,168***	0,066	0,248***	0,074
Ingresos familiares	-0,0008*	-0,0003	0,9 <sup>-4</sup>	0,3 <sup>-4</sup>
Nº de miembros del hogar:				
Menores de 6 años	0,009	0,004	-0,167***	-0,050
Entre 6 y 16 años	0,009	0,003	-0,018	0,005
Mayores de 64 años	-0,087**	-0,034	-0,026	0,007
Número de observaciones	4754		5489	
Razón de verosimilitudes	227,9***		731,5***	

ESTIMACIÓN MCO DE LA FUNCIÓN DE GANANCIAS, POR SEXO

Variables	Hombres		Mujeres	
	Coefficientes	t	Coefficientes	t
Constante	13,371***	125,137	12,835***	85,508
Niveles educativos:				
Licenciado	1,012***	19,179	1,141***	12,379
Diplomado	0,724***	11,540	0,948***	9,437
FPII	0,442***	7,824	0,655***	7,375
BUP	0,517***	11,599	0,602***	7,846
EGB	0,204***	6,301	0,294***	5,238
Experiencia	0,055***	15,808	0,067***	12,751
Experiencia <sup>2</sup>	-0,0007***	-10,415	-0,001***	-10,289
$\lambda$	-0,251**	-2,272	0,077	0,759
Número de observaciones	2293		1128	
F	169,10***		352,38***	
$\bar{R}^2$	0,37		0,37	

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*; al 5% \*\*; al 10% \*.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

Por su parte, los casados son más proclives a estar ocupados que los solteros, sin duda por las mayores necesidades económicas que les supone la pareja, lo que les lleva a disminuir su salario de reserva; sin embargo, este impacto es de signo contrario en el caso de las mujeres, debido en parte a las cargas que implican las tareas del hogar, que tradicionalmente recaen sobre ellas. En concreto, un hombre casado tiene un 14% más probabilidad de estar empleado que un soltero, mientras que si es una mujer la que está en esta situación exhibe una probabilidad de ocupación alrededor de un 12% menor que la de una soltera.

Un efecto similar sobre el empleo de las mujeres muestran las cargas familiares que suponen los hijos. Así, su probabilidad de ocupación desciende en torno a un 5% en el caso de haber menores de 6 años en el hogar, como consecuencia del cuidado que los niños necesitan, lo que corrobora la salida temporal femenina del mercado de trabajo cuando los hijos son pequeños. Ese mismo impacto negativo tiene para los hombres la presencia de miembros mayores de 64 años en la familia, quienes parecen ser un elemento desincentivador para el empleo, quizás por los ingresos que ellos aportan.

Por último, las rentas familiares también influyen negativamente sobre la ocupación de los individuos, cualquiera que sea su sexo. Aparentemente, un mayor estatus económico del hogar permite a sus miembros poder esperar a tener mejores empleos, si los que encuentran no son adecuados, o simplemente no trabajar.

En lo que se refiere ahora a las estimaciones de la función de ganancias, se constata, en la parte inferior del cuadro 4, que son bastante representativas del comportamiento del salario, ya que explican alrededor de un 37% de las variaciones salariales observadas para hombres y mujeres. Tal porcentaje es relativamente elevado, pues no hay que olvidar que la estructura de los salarios depende de un número importante de factores, que no están reflejados explícitamente por las variables consideradas en el modelo ortodoxo de Mincer.

Centrándonos en las variables de educación, hay que subrayar que el stock de capital humano de tipo formal de los trabajadores se muestra muy significativo para la determinación de sus ganancias, observándose que un mayor nivel educativo contribuye a aumentar las rentas del trabajo. Sin embargo, el rendimiento de la titulación es inferior para los hombres que para las mujeres, lo que parece demostrar que la educación es más rentable para estas últimas; a pesar de que, *ceteris paribus*, los hombres ganan más que ellas, según muestra el cuadro 1 del Anexo. Esta sería otra explicación de por qué las mujeres están más representadas en el sistema de enseñanza, sobre todo universitario.

Si se quiere analizar el rendimiento marginal del título académico, el cuadro 5 calcula las tasas correspondientes, como exponencial de la diferencia de los coeficientes de las variables ficticias de los sucesivos niveles de enseñanza, menos uno, dividida por el número medio de años reales de escolarización entre ellos<sup>15</sup>.

---

(15) Como el modelo es semilogarítmico, el efecto de una variable ficticia se calcula a partir de la expresión  $\exp(b) - 1$  [Halvorsen y Palmquist (1980)].

**Cuadro 5: TASAS DE RENDIMIENTOS MARGINALES POR NIVELES DE ESTUDIOS Y SEXO (%)**

Niveles educativos	Total <sup>a</sup>	Hombres <sup>b</sup>	Mujeres <sup>b</sup>
Licenciado / Diplomado	11,9	18,8	9,9
Diplomado / BUP	9,8	5,3	11,5
FPII / EGB	9,3	5,7	9,6
BUP / EGB	10,6	10,3	11,4
EGB / Primario	9,0	7,0	9,4

<sup>a</sup>: Calculadas a partir de los coeficientes del cuadro 1 del Anexo y la media del número real de años de estudios realizado por cada categoría.

<sup>b</sup>: Calculadas a partir de los coeficientes del cuadro 4 anterior y la media del número real de años de estudios realizado por cada categoría.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

Estos resultados indican que los rendimientos entre niveles educativos consecutivos de un año adicional de estudios son en general crecientes para el total de los asalariados. Sin embargo, los valores encontrados aquí son inferiores a los de otros autores, como Lassibille (1988), Lassibille y Navarro (1998), que efectúan análisis de niveles de enseñanza comparables. Ahora bien, es importante volver a incidir en que esa diferencia puede deberse en parte a que en esos trabajos anteriores, el número de años de estudios ha sido calculado de forma teórica, y eso habría provocado una sobrevaloración del rendimiento educativo<sup>16</sup>. Además, a excepción de la licenciatura, las tasas marginales de los niveles de estudios son superiores para las mujeres que para los hombres<sup>17</sup>; para estos últimos, son los poseedores de un título universitario largo (Facultades y ETS) los que obtienen una mayor rentabilidad de su enseñanza. Este resultado no confirma la evolución observada por Lassibille y Navarro (1998) y Vila y Mora (1998) en la década 1981-1991 de descenso de la rentabilidad de la titulación universitaria de ciclo largo comparada con la de ciclo corto. Es decir, que parece que, al menos para los varones, los títulos de mayor nivel no se han depreciado en el mercado de trabajo, a pesar de su abundancia relativa.

Por otro lado, las variables que miden la experiencia del individuo en el mercado laboral muestran los signos esperados a priori, indicando el valor negativo de la experiencia al cuadrado, la obsolescencia de los conocimientos adquiridos por el trabajador a partir de una cierta edad. En este caso, como la rentabilidad de un año adicional en el mercado laboral depende de la edad del individuo, un simple cálculo basado en los principios de optimización lleva a afirmar que la expe-

(16) Pues el número teórico de años de estudios no considera las posibles repeticiones de curso por parte de los individuos, ni los años no validados por un diploma.

(17) Probablemente esto se deba a la diferente participación relativa de mujeres y hombres en los distintos sectores de actividad económica.

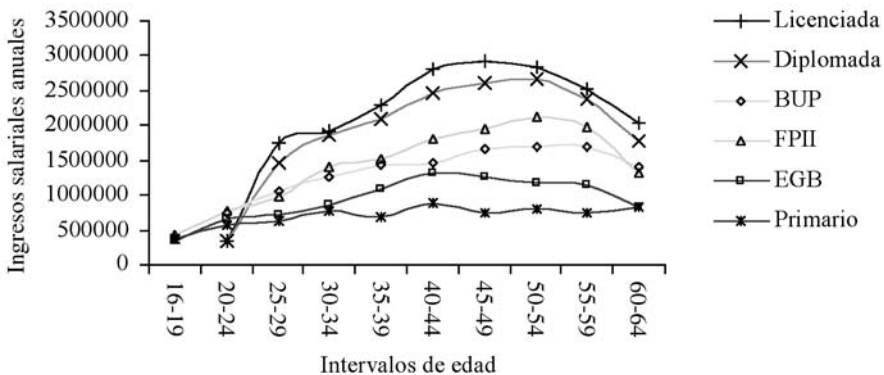
riencia óptima se alcanzaría en promedio para 35 años de experiencia en el caso de los hombres, y 30 años en el de las mujeres. Si tenemos en cuenta que la edad media de incorporación al mercado de trabajo se sitúa en el intervalo comprendido entre los 16 y 25 años (según el nivel educativo del individuo), se podría decir que el nivel máximo de experiencia profesional, desde el punto de vista salarial, se situaría, *ceteris paribus*, alrededor de los 55 años entre los hombres, y algo menos entre las mujeres<sup>18</sup>. Este último resultado requiere una matización, porque la mujer suele retrasar su incorporación al mundo laboral por motivos de maternidad, o bien intercalar estos períodos de inactividad a lo largo de la vida activa, por lo que este valor podría estar sesgado a la baja.

En cuanto al término de corrección del sesgo de selección ( $\lambda$ ) resulta negativo y significativo en las especificaciones realizadas por sexo para los hombres, justificándose así el método de estimación empleado.

### 3.2. Estimaciones según tramos de edad

Hasta ahora no se ha considerado en el análisis las posibles diferencias entre jóvenes y mayores respecto a su comportamiento salarial. Es conocida en la literatura que estudia las características del mercado laboral femenino, la existencia de dos submercados con variaciones apreciables desde el punto de vista del rendimiento de sus inversiones educativas. En este sentido, tal como muestra el gráfico 1, el perfil de la función edad-ganancias de las mujeres menores de 40 años contrasta con el de aquellas con una edad superior. Para reflejar este hecho, se ha planteado aquí un estudio separado de las funciones de ganancias femeninas que componen ambos grupos de edad.

Gráfico 1: PERFILES EDAD-GANANCIAS (MUJERES)



Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

(18) Un resultado similar se obtiene en Calvo (1988) y Lassibille (1988), aunque estos autores no distinguen entre hombres y mujeres en sus cálculos. En el primer artículo se aportan los valores obtenidos a nivel internacional por otros autores.

Los cuadros 2 y 3 del Anexo recogen la descripción estadística de las variables que intervienen en el modelo de determinación de la probabilidad de ocupación y las funciones de ganancias, distinguiendo entre mujeres mayores y menores de 40 años. En ellos se observa, en primer lugar, que la participación en el mercado laboral es superior entre las jóvenes, que son también más numerosas, demostrándose así el cambio vivido por la sociedad española en los últimos tiempos. En segundo lugar, la proporción de mujeres casadas es un tercio superior en el grupo de más de 40 años que en el de las otras, teniendo a su cargo un similar número de hijos entre 6 y 16 años de edad; mientras que los pequeños son más frecuentes encontrarlos entre las jóvenes, como cabía esperar. Por lo que respecta a la escolaridad, estas últimas presentan una mayor participación relativa en todos los niveles de enseñanza posteriores al primario, cuando consideramos el conjunto de la población activa; sin embargo, dentro del grupo de las trabajadoras las diferencias son más matizadas, mostrando incluso las universitarias una distribución muy similar entre ellas.

El cuadro 6 aporta la estimación que permite determinar el efecto diferencial que esas variables tienen sobre la ocupación y los salarios de las mujeres de ambos grupos de edad. En consonancia con lo observado en el cuadro 4, los resultados de la parte superior de ese cuadro muestran que las casadas tienen una menor probabilidad de ocupación que las solteras, sobre todo en el grupo de las mayores de 40 años (alrededor del 10% estas últimas, frente al 8% en las menores de 40 años). Este último hecho revela el cambio que se ha producido en las generaciones más jóvenes respecto al rol de la mujer dentro de las parejas, si bien el número de hijos tanto menores de 6 años como entre 6 y 16 resulta negativo para su ocupación, indicando que son ellas las que asumen el cuidado de los hijos en el hogar. Sin embargo, la presencia de niños entre 6 y 16 años en la familia hace aumentar un 2% la probabilidad de que las mujeres mayores se (re)incorporen al mercado.

Respecto a las funciones de ganancias (parte inferior del cuadro 6), resulta mucho más rentable los estudios para las jóvenes que para las mayores, ratificándose lo observado en la representación gráfica de los perfiles edad-ganancias. Así, se constata que, a excepción de la licenciatura y el nivel de EGB, el beneficio marginal del título es mucho más favorable para el grupo de las jóvenes (cuadro 7). Este resultado parece demostrar el efecto generacional operado en el mercado, donde las jóvenes ocupan puestos laborales elevados que exigen una formación consecuente que se remunera cada vez más.

Por último, la experiencia profesional es también más rentable para las jóvenes que para las mayores, a pesar de que ellas llevan naturalmente menos años en el mercado, lo que parece traducir el hecho de que los empleadores (o las propias trabajadoras) prefieren invertir en capital humano específico en este grupo en vez de en el segundo, por el mayor horizonte temporal de utilización de la inversión así realizada, como preconiza la teoría del capital humano específico [Becker (1962), Hashimoto (1981)] y como se ratifica en la representación gráfica de los perfiles edad-ganancias.

Cuadro 6: ESTIMACIÓN PROBIT DE LA OCUPACIÓN

Variables	Mujeres < 40 años		Mujeres ≥ 40 años	
	Coefficientes	Efecto Marg.	Coefficientes	Efecto Marg.
Constante	-0,765***		-0,734***	
Tasa de paro por CCAA y sexo	0,006	0,002	-0,003	-0,0006
Estado civil (casado)	-0,241***	-0,084	-0,450***	-0,105
Nivel de educación:				
Licenciado	0,578***	0,203	1,543***	0,359
Diplomado	0,891***	0,313	1,633***	0,380
FPII	0,466***	0,164	0,972***	0,226
BUP	0,475***	0,167	0,959***	0,223
EGB	0,135*	0,047	0,247***	0,057
Ingresos familiares	0,002***	0,0006	-0,002***	-0,0004
Nº de miembros del hogar:				
Menores de 6 años	-0,236***	-0,083	-0,038	-0,009
Entre 6 y 16 años	-0,973**	-0,034	0,077*	0,018
Mayores de 64 años	-0,055	-0,019	0,072	0,017
Número de observaciones	2778		2711	
Razón de verosimilitudes	274,9***		360,7***	

ESTIMACIÓN MCO DE LA FUNCIÓN DE GANANCIAS, POR SEXO

Variables	Mujeres < 40 años		Mujeres ≥ 40 años	
	Coefficientes	T	Coefficientes	T
Constante	12,732***	69,293	13,336***	50,053
Niveles educativos:				
Licenciado	1,156***	11,058	1,032***	6,253
Diplomado	0,951***	8,396	0,842***	4,871
FPII	0,666***	6,680	0,591***	3,141
BUP	0,586***	6,574	0,603***	4,741
EGB	0,284***	4,005	0,375***	4,667
Experiencia	0,107***	7,417	0,039***	3,659
Experiencia <sup>2</sup>	-0,003***	-5,146	-0,0009***	-4,247
λ	-0,3 <sup>4</sup>	0,000	0,530	0,387
Número de observaciones	728		400	
F	49,08		35,81	
R <sup>2</sup>	0,35		0,42	

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*; al 5% \*\*; al 10% \*.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

Cuadro 7: TASAS DE RENDIMIENTOS MARGINALES<sup>a</sup> DE LAS MUJERES POR NIVELES DE ESTUDIOS Y EDAD (%)

Niveles educativos	Mujeres < 40 años	Mujeres ≥ 40 años
Licenciado / Diplomado	9,0	10,6
Diplomado / BUP	21,7	6,3
FPII / BUP	14,8	4,7
BUP / EGB	11,7	8,2
EGB / Primario	6,9	13,9

<sup>a</sup>: Calculadas a partir de los coeficientes del cuadro 6 anterior y la media del número real de años de estudios realizado por cada categoría.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

#### 4. CONCLUSIONES

Los cambios acaecidos en la sociedad española en las tres últimas décadas, tanto desde el punto de vista educativo como del mercado de trabajo, han estimulado una creciente demanda de estudios, favorecida por la apertura a todos del sistema de enseñanza secundario y superior, así como por las elevadas y crecientes tasas de paro registradas (sobre todo en el caso de las mujeres), que ha hecho disminuir el coste de oportunidad de seguir estudiando. En este contexto, este trabajo estima modelos de ganancias por sexo y tramos de edad, una vez controlado el sesgo de selección muestral, a fin de examinar cómo el mercado valora las distintas titulaciones ofrecidas por el sistema educativo.

De los resultados obtenidos se destaca, en primer lugar, que el rendimiento de la educación en España incrementa a medida que se avanza en la jerarquía del sistema escolar. Además, las tasas marginales de los consecutivos niveles de estudios calculadas con la media real de los años de enseñanza recibida por los sujetos, tal y como aparece en el PHOGUE (INE, 1994), son inferiores a las encontradas en trabajos previos. En efecto, en ellos se usaban *proxies* de los años de estudios, que no contabilizaban ni los cursos repetidos ni los años de enseñanza no validados por un diploma, lo que refleja el sesgo positivo que se obtiene en estos casos. En segundo lugar, aparece que la formación es en general más rentable para las mujeres que para los hombres, lo que quizás puede explicar por qué están más representadas en el sistema de enseñanza post-obligatorio. Así, si se exceptúa el nivel de la licenciatura, el rendimiento marginal de las titulaciones es más favorable para las mujeres, a pesar de que en el modelo conjunto los hombres ganan más que ellas. Las diferencias de rendimiento observadas podrían deberse, simplemente, a la menor representación femenina en el mercado laboral asalariado, a las distintas tasas de participación de ambos sexos en los diferentes sectores económicos, y a otras variables no controladas en un modelo tradicional de Mincer como el presentado aquí. En tercer lugar, en comparación con la evolución observada en la década de los ochenta por Lassibille y Navarro (1998) y Vila y Mora



(1998), parece que los títulos de mayor nivel, al menos para los varones, no se han depreciado en el tiempo, a pesar de su abundancia relativa.

Por su parte, la formación específica obtenida a partir de la experiencia del sujeto en el mercado de trabajo resulta también muy beneficiosa para las ganancias de ambos, pero aún más para las mujeres, sobre todo si son jóvenes. En este sentido, según nuestro análisis, el nivel óptimo de rentabilidad de la experiencia profesional se situaría en torno a los 55 años para los hombres y algo menos para las mujeres.

Por último, se destaca que pese a los progresos de las jóvenes en el acceso al mercado laboral, siguen siendo ellas, y no los hombres, las que se ven constreñidas por el cuidado de los hijos más pequeños para participar en el mercado de trabajo. El casamiento tiene también un efecto negativo para la ocupación femenina, sobre todo en el grupo de las mayores de 40 años. En cualquier caso, la tasa de rendimiento de los niveles educativos de las mujeres de ambos grupos de edad muestra, en general, una tendencia creciente y más favorable para las jóvenes, en particular en las titulaciones intermedias.

## ANEXO

Cuadro A1: ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE ESTAR OCUPADO  
(HOMBRES Y MUJERES CONJUNTAMENTE)

VARIABLES	Coeficientes	Efecto Marg.
Constante	-1,056***	
Sexo (hombre)	0,866***	0,329
Tasa de paro por CCAA y sexo	0,004	0,001
Edad:		
Entre 16 y 30 años	0,114***	0,043
Entre 31 y 40 años	0,233***	0,089
Estado civil (casado)	-0,041	-0,015
Nivel de educación:		
Licenciado	0,772***	0,293
Diplomado	1,014***	0,385
FPII	0,650***	0,247
BUP	0,532***	0,202
EGB	0,209***	0,079
Características familiares:		
Ingresos familiares	-0,0007***	-0,0003
Nº de miembros del hogar:		
Menores de 6 años	-0,632**	-0,024
Entre 6 y 16 años	-0,002	-0,001
Mayores de 64 años	-0,069***	-0,261
Número de observaciones	10243	
Razón de verosimilitudes	1739,4***	

**Cuadro A1: ESTIMACIÓN MCO DE LA FUNCIÓN DE GANANCIAS (continuación)**

Variables	Coefficientes	T
Constante	12,696***	61,235
Sexo (hombre)	0,317***	3,825
Niveles educativos:		
Licenciado	1,172***	15,579
Diplomado	0,968***	10,067
FPII	0,630***	8,994
BUP	0,632***	10,827
EGB	0,273***	8,146
Experiencia laboral:		
Experiencia	0,057***	20,836
Experiencia <sup>2</sup>	-0,0009***	-14,514
$\lambda$	0,188	1,289
Número de observaciones		3421
F		225,07***
$\bar{R}^2$		0,37

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*; al 5% \*\*; al 10% \*.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

**Cuadro A2: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES DEL MODELO DE DETERMINACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN, SEGÚN LA EDAD DE LAS MUJERES**

Variables	Mujeres $\geq$ 40 años		Mujeres < 40 años	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. estándar
Tasa de empleo <sup>a</sup>	0,173	0,379	0,321	0,467
Tasa de paro por CCAA	27,541	6,021	27,130	5,929
Estado civil:				
Casado <sup>b</sup>	0,835	0,371	0,627	0,484
Años reales de estudios	8,730	3,904	11,179	4,334
Nivel de educación:				
Licenciado	0,030	0,171	0,082	0,275
Diplomado	0,044	0,206	0,090	0,287
FPII	0,012	0,108	0,078	0,269
BUP	0,059	0,236	0,148	0,355
EGB	0,201	0,401	0,322	0,468
Características familiares:				
Ingresos familiares	81,730	57,944	74,819	56,985
Nº de miembros del hogar:				
Menores de 6 años	0,069	0,293	0,378	0,615
Entre 6 y 16 años	0,428	0,737	0,499	0,805
Mayores de 64 años	0,242	0,798	0,174	0,462
Nº de observaciones	2711		2778	

<sup>a</sup>: Se considera solamente a las asalariadas a tiempo completo. Esta tasa representa la relación de éstas respecto a la población de 16 a 64 años.

<sup>b</sup>: Incluye a aquellos individuos que declaran vivir en pareja.

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).

**Cuadro A3: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES DEL MODELO DE SALARIOS, SEGÚN LA EDAD DE LAS MUJERES**

Variables	Mujeres $\geq$ 40 años		Mujeres < 40 años	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Salarios (logaritmos)	14,176	0,655	13,949	0,725
Años reales de estudios	11,760	5,592	12,681	4,594
Niveles educativos:				
Licenciado	0,112	0,316	0,128	0,334
Diplomado	0,177	0,383	0,170	0,376
FPII	0,028	0,164	0,103	0,304
BUP	0,127	0,334	0,181	0,386
EGB	0,183	0,387	0,247	0,432
Experiencia en el mercado laboral	26,943	9,639	10,158	6,202
Nº de observaciones	400		728	

Fuente: Elaboración a partir de los datos del PHOGHE, INE (1994).



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba, A. y M.J. San Segundo (1995): "The Returns to Education in Spain", *Economics of Education Review*, 14 (2), págs. 155-166.
- Becker, G.S. (1962): "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, nº 70, págs. 9-49.
- Becker, G.S. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, (2ª edición 1975).
- Ben Porath, Y. (1975): "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", *Journal of Political Economy*, vol. 75.
- Calvo, J.L. (1988): "Rendimientos del Capital Humano en Educación en España", *Investigaciones Económicas (2ª época)*, vol. XII, nº 3, págs. 473-482.
- Dougherty, C.R.S. y E. Jiménez (1991): "The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications", *Economics of Education Review*, 10, págs. 85-98.
- García, D. (1997): Movilidad profesional y discriminación salarial en el mercado de trabajo español. Tesis doctoral. Universidad de Málaga.
- Halvorsen, R. y R. Palmquist (1980): "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, 70, págs. 474-475.
- Hashimoto, M. (1981): "Firm-specific Human Capital as a Shared Investment", *American Economic Review*, 71, 475-482.
- Heckman, J.J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-162.
- INE (1997): Estadísticas de la enseñanza superior en España. Madrid.
- Lassibille, G. (1988): "La Formación de las Rentas del Trabajo en Andalucía", *Investigaciones Económicas (Segunda Época)*, vol. XII, nº 3, págs. 483-499.

- Lassibille, G. (1993): "El Rendimiento de las Inversiones Educativas en España", *Estadística Española*, Vol. 35, nº 134, págs. 645-663.
- Lassibille, G. (1998): "Wage Gaps Between the Public and Private Sectors in Spain", *Education Economics*, vol. 6, nº 1.
- Lassibille, G. y L. Navarro (1998): "The Evolution of Returns to Education in Spain: 1980-1991", *Economics of Education Review*, vol. 17, nº 1, págs. 83-92.
- Lassibille, G. et al. (2001): "Youth transition from school to work in Spain", *Economics of Education Review*, nº 20, págs. 139-149.
- Mincer (1958): "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", *Journal of Political Economy*, agosto, vol. 66, págs. 281-302.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Oliver, J., et al. (1998): "Función de ingresos y rendimiento de la educación en España", *Papeles de Economía Española*, 77.
- Oliver, J., et al. (1999): "Returns to Human Capital in Spain: A survey of the Evidence", en *Returns to Human Capital in Europe : a Literature Review*. Editors Rita Asplund and Pedro Telhado Pereira. The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki, págs. 279-297.
- San Segundo, M.J. (1996): "Educación e Ingresos en el Mercado de Trabajo Español", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, nº 63, págs. 105-125.
- Schultz, T.W. (1960): "Capital Formation by Education", *Journal Political Economy*, vol. 68, págs. 571-583.
- Schultz, T.W. (1963): *The Economic Value of Education*, Columbia University Press, New York.
- Vila, L. y J.G. Mora, (1998): "Changing Returns to Education in Spain during the 1980s", *Economics of Education Review*, vol. 17, nº 2, págs. 173-178.
- Wolpin, K. L. (1977): "Education and screening", *The American Economic Review*, December, nº 5.

*Fecha de recepción del original: julio, 2000*

*Versión final: junio, 2003*

#### ABSTRACT

Based on the traditional human capital framework, we estimate rates of return to education by gender in Spain and analyze the earnings premium associated with different types of diploma. To that end, we adjust mincerian earnings functions controlling the wage-generating process for education and professional experience. We correct the earnings equations for selectivity bias using the results of a multinomial employment sector choice model. Our empirical results are based on data from the first wave of the "Panel de Hogares de la Unión Europea para España" (INE, 1994). Compared with other sources of information used in previous empirical works, this data set provides exact information on the years of schooling and professional experience of each worker.

*Key words:* return to education, earnings functions, selectivity bias, wage earners.

*JEL Classification:* J31, I21.