

**Título:** ¿Ha descendido el rendimiento de la educación en España?

Antonio Caparrós Ruiz  
[antonio@uma.es](mailto:antonio@uma.es)

Carlos Gamero Burón  
[gamero@uma.es](mailto:gamero@uma.es)

Oscar D. Marcenaro Gutiérrez  
[odmarcenaro@uma.es](mailto:odmarcenaro@uma.es)

M<sup>a</sup> Lucía Navarro Gómez  
[L\\_Navarro@uma.es](mailto:L_Navarro@uma.es)

Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)  
Universidad de Málaga

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

Dada la mayor formación de la población activa en los últimos años en España, es presumible que en un entorno de competencia en los empleos, la valoración que el mercado realiza de los títulos académicos se haya depreciado en el tiempo. El objetivo de este trabajo es verificar esta hipótesis, en base a estimaciones de funciones de ganancias tipo Mincer, para el conjunto de los asalariados por sexo y usando como fuente de información la procedente de la primera y última ola del PHOGUE (INE, 1994-1996). La valoración del rendimiento de la educación se hará a partir de medidas de tipo continuo y discreto de la formación alcanzada por los individuos, introduciendo también un término que corrija el sesgo de selección que existe en este caso.

**Area temática:** Economía Industrial y de Servicios.

## I. Introducción

Ya algunos economistas clásicos, como Adam Smith, hablan en sus obras de que la adquisición por parte de los sujetos de conocimientos y destrezas es una forma de inversión en capital humano, por lo que la educación tiene un valor económico tanto para el individuo como para la sociedad en su conjunto, aunque estas ideas no se desarrollarán hasta mucho más tarde. El debate sobre la consideración de la educación como bien de consumo o de inversión ha sido fuente de controversia en la literatura posterior, especialmente en toda aquella centrada en estudiar los determinantes del crecimiento económico. Entre las contribuciones orientadas a arrojar luz sobre esta problemática se encuentran los trabajos de Schultz (1960, 1963), que puso el acento en la conceptualización de la educación como bien *de inversión*. Para él la calidad del trabajo se puede considerar tan importante como el stock de capital físico en la determinación del crecimiento económico. Sus investigaciones, junto a las de otros autores como Mincer (1958, 1974) y Becker (1964, 1975) sentaron las bases de la denominada Teoría del Capital Humano. Los postulados de esta teoría establecen una relación directa y estrecha entre la educación formal recibida por los individuos y los ingresos posteriores que éstos perciben, como consecuencia de su participación activa en el mercado de trabajo. Por tanto, se sugiere que los sujetos invierten en educación en un proceso análogo al realizado en capital físico. El valor de esta inversión en capital humano es el coste de la educación adquirida (tanto costes directos como de oportunidad), que habrá que comparar con los beneficios que se espera alcanzar de la misma en el mercado laboral. Así, los individuos elegirán aquella estrategia respecto a su formación que les permita maximizar el valor presente neto de los rendimientos de esta inversión.

En España, como en los demás países de su entorno, las políticas educativas han seguido una línea expansiva en cuanto a la oferta de enseñanza, en todos sus niveles, con el objetivo de incrementar la formación de la fuerza de trabajo, y en consecuencia su productividad. Como resultado de este proceso, en un contexto competitivo de los empleos y puesto que el mercado se ha mostrado insuficiente a la hora de absorber toda la demanda de titulados, es probable que las retribuciones de los individuos más formados se estén viendo depreciadas. El objetivo de este trabajo es analizar si realmente se está produciendo esta depreciación de la tasa de rendimiento privado de la educación, en el mercado laboral español, considerando solamente a la población asalariada por ser la mas homogénea y sobre la cual se aplica con mas sentido la Teoría del Capital Humano.

No han sido muchos los estudios que han centrado su atención en la evolución del rendimiento de la educación formal en España. Entre ellos se puede destacar el de Lassibille y

Navarro (1998), en el que en base a las informaciones procedentes de las EPF de 1981 y 1991 (INE, 1983 y 1993) se encuentra un descenso en el citado período del beneficio marginal de la formación de los asalariados, sobre todo de los universitarios de ciclo largo. La cuantía de estos descensos hay que tomarlas con precaución, pues las estimaciones no tuvieron en cuenta el posible sesgo de selección derivado de sólo poder observar a los individuos ocupados, al mismo tiempo que se empleó (por motivos de información en las EPF) la experiencia aparente como medida de la experiencia real del sujeto en el mercado de trabajo, lo cual puede suponer una segunda fuente de sesgo.

Para superar las citadas limitaciones, aquí se utilizan los datos proporcionados por la 1ª y 3ª olas del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para España, (INE, 1994 y 1996). Esta fuente estadística presenta como ventajas la posibilidad de medir la experiencia de forma directa, al mismo tiempo que permite hacer un seguimiento de la evolución de la tasa de rendimiento educativo, así como homogeneizar posibles comparaciones que pueden hacerse entre los países miembros de la Unión Europea.

En base a esas informaciones se estiman por sexo distintas especificaciones del modelo ortodoxo de experiencia de Mincer, en el que se ha corregido el sesgo de selección muestral, según el procedimiento en dos etapas de Heckman (1979).

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el próximo apartado se plantea de forma sucinta la modelización econométrica de las funciones de ganancias empleadas. En el epígrafe tercero se realiza una descripción estadística de los datos y variables que han servido de fundamento a las estimaciones, cuyos resultados se discuten en el cuarto apartado. Por último, se exponen las ideas más relevantes extraídas a modo de conclusión.

## **II. Modelización de los rendimientos educativos**

Es incuestionable empíricamente la existencia de una relación directa entre el nivel educativo de tipo formal adquirido por el individuo y su nivel de ingresos. Del mismo modo, cuando se representan los perfiles edad-renta se observa que son cóncavas; es decir, que la inversión en capital humano disminuye conforme el individuo se acerca a la edad de jubilación, produciéndose, a partir de un determinado momento, la obsolescencia de sus conocimientos. La especificación econométrica de esta relación entre formación y salarios se conoce como función de ganancias 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 anuales del individuo “i”,  $s_i$  el nivel de educación formal del sujeto, expresada en número de años de estudio,  $x_i$  su experiencia laboral y su cuadrado para incorporar la concavidad, y  $\varepsilon_i$  es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Una de las principales críticas que se puede hacer a esta especificación es el hecho de no tener en cuenta el sesgo de selección que resulta de sólo poder observar las rentas salariales de aquellos individuos ocupados. Para poder corregir este sesgo utilizamos un modelo en dos etapas como el desarrollado por Heckman (1979), donde, previamente, se especifica la probabilidad que tiene el individuo de estar ocupado. La estimación de esta 1ª etapa (mediante un modelo *probit*) permitirá obtener un término de corrección del sesgo de selección ( $\lambda_i$ ), cuya introducción en la ecuación de ganancias (1) garantiza estimaciones consistentes de  $\beta$  por mínimos cuadrados ordinarios. En concreto la ecuación adopta la siguiente forma:

$$\ln y_i = \beta'X_i + \rho\lambda_i + \omega_i \quad (2)$$

donde  $\rho$  es el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones que definen la probabilidad de ocupación y la función de ganancias original,  $X_i$  es el vector de variables anteriores, y  $\omega_i$  es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $(0, \sigma_\omega^2)$ .

### III. Datos y variables utilizadas

La estimación de los modelos de ganancias se ha realizado para los trabajadores asalariados con edades comprendidas entre 16 y 65 años, a partir de la primera y tercera olas del PHOGUE (INE, 1994 y 1996). Las funciones se presentan por sexos, para mediciones de tipo continuo y discreto (niveles)<sup>1</sup> de la formación de los sujetos observados. En la tabla 1 aparecen los estadísticos descriptivos de estas variables.

---

<sup>1</sup> Los máximos niveles de estudio considerados son: Primario, EGB, BUP (incluye COU), FPPII, Diplomado y Licenciado. El nivel primario se compone de las personas cuyo máximo nivel de enseñanza es el primer ciclo de EGB o inferior, y será la modalidad de referencia en las estimaciones.

Para la construcción de la medida continua de educación se han tenido en cuenta, por cohortes, los cambios producidos en España en las duraciones de los distintos niveles de enseñanza.

**Tabla 1: Descripción estadística de los asalariados, por año y sexo**

Variables	1994				1996			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Salarios (logaritmos)	14,03	0,71	14,22	0,66	14,10	0,69	14,32	0,68
Años de estudio	10,46	4,22	9,08	3,97	10,44	4,46	8,69	4,32
Niveles educativos:								
Licenciado	0,12	0,33	0,09	0,29	0,14	0,35	0,09	0,09
Diplomado	0,17	0,38	0,07	0,26	0,17	0,37	0,07	0,07
BUP	0,16	0,37	0,14	0,34	0,15	0,35	0,11	0,12
FPII	0,08	0,27	0,09	0,29	0,07	0,25	0,08	0,08
EGB	0,22	0,42	0,26	0,44	0,26	0,44	0,30	0,29
Experiencia	16,11	11,06	21,08	12,76	16,69	11,53	21,69	12,87

Fuente: PHOGUE (INE, 1994 y 1996).

La variable explicada en las especificaciones de las funciones de ganancias cuantifica las rentas salariales de los individuos, a partir de los ingresos netos anuales del trabajo por cuenta ajena del año anterior<sup>2</sup>. No se han considerado a los empresarios o trabajadores autónomos debido a la imprecisión con la que estos trabajadores declaran sus ingresos, así como por el escaso número que representan en relación a los asalariados, y por la irregularidad de estas rentas del trabajo. Del mismo modo, no se incluyen las rentas del capital por la diversidad de fuentes de las que pueden proceder éstas, y porque en general no tienen relación con el capital humano del individuo. Según aparece en la tabla 1, los salarios son por término medio un 21% superiores para los hombres que para las mujeres en el año 1993, y algo más del 24% en 1995. Por tanto, sin controlar por otras variables, parece que la diferencia de salarios entre ambos grupos no se está reduciendo, si no al contrario.

En cambio, las mujeres presentan un mayor número de años de estudio que los hombres, ampliándose incluso esta discrepancia en el transcurso del período contemplado, hasta situarse en 1996 en casi dos años en promedio. Esto se debe fundamentalmente a su mayor participación relativa en los niveles más altos del sistema educativo, especialmente en los estudios universitarios de ciclo largo, en el que las mujeres siguen incrementando su peso en relación a los hombres.

<sup>2</sup> En Dougherty y Jimenez (1991) se presenta un análisis detallado de la capacidad explicativa de las diferentes posibles mediciones de las rentas del trabajo de los asalariados.

La utilización de los ingresos anuales obliga a usar los ingresos familiares netos de los años 1993 y 1995, respectivamente.

Algo muy distinto ocurre con la experiencia en el mercado laboral, que se sitúa en una cuantía de algo más de 21 años para el colectivo masculino, mientras que el femenino sólo tiene 16 años por término medio de vida activa. Esta notable diferencia es consistente con la menor tasa de participación laboral de las mujeres, que se observa tanto en sus tasas de actividad como de ocupación.

Por su parte, el modelo de ocupación previo presenta como variables explicativas, en primer lugar, el grupo de edad al que pertenece el individuo, así como la tasa de paro por sexo de la Comunidad Autónoma donde reside el sujeto<sup>3</sup>, que se utiliza como proxy de 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 oportunidad que, en consecuencia, puede suponer el acceso al mercado de trabajo. Para tomar en consideración la influencia del nivel económico de la familia, del cual depende la decisión de participar o no en el mercado laboral, se ha construido la variable ingresos familiares netos anuales del hogar; esta variable ha sido corregida por la escala de Oxford una vez se ha deducido de su montante la cuantía de los ingresos del individuo observado. El uso de la escala de equivalencia de Oxford se debe a que es la empleada por el INE en España, además de ser la recomendada por la OCDE en sus directrices estadísticas<sup>4</sup>. Por último, la formación académica del sujeto ha sido considerada en el modelo tanto de forma continua como discreta.

#### IV. Resultados de las estimaciones

Los modelos estimados para el conjunto de la población manifiestan diferencias significativas en cuanto a la variable sexo, de ahí que se presenten los resultados de forma separada para hombres y mujeres. Estas estimaciones, según se considere a la formación

---

<sup>3</sup> La información proporcionada por la 3ª ola del PHOGUE no permite conocer con exactitud la Comunidad Autónoma de residencia del individuo, sólo la región, por lo que las tasas de paro para el año correspondiente se refieren a la media por sexo de la región.

<sup>4</sup> Esta escala adopta la siguiente expresión:

$$e(n_i, n_j) = \frac{1}{1 + 0,7(n_i - 1) + 0,5n_j} \quad (13)$$

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 en el consumo resultantes de la convivencia.

académica de manera continua o discreta, aparecen en las tablas 2 y 3, respectivamente. La parte superior de dichas tablas recogen los resultados del modelo probit que determina la probabilidad que tienen los hombres y las mujeres de estar ocupados y, por tanto, de ser potenciales perceptores de rentas del trabajo, mientras que la parte inferior de las mismas proporcionan los coeficientes estimados de las funciones de ganancias, incluido el término de corrección del sesgo de selección obtenido previamente.

En primer lugar, se destaca que la tasa de paro de la Comunidad Autónoma donde reside el individuo sólo condiciona de forma inversa y significativa la probabilidad de ocupación en el segundo año, siendo el efecto mas negativo aún en el caso de los hombres. En cambio, para todo el período, la edad presenta el comportamiento previsto, puesto que son los trabajadores de entre 41 y 64 años los que mayores dificultades tienen de emplearse, especialmente en el caso de las mujeres, quienes muestran en torno a un 10% menos probabilidad de encontrar un trabajo que aquellas con una edad comprendida entre los 31 y 40 años<sup>5</sup>.

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 quizás a disminuir sus salarios de reserva; sin embargo, este efecto 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<sup>6</sup>. En concreto, en ambos años, 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 en torno a un 12% menor que la de una soltera. Las cargas familiares (hijos y personas mayores) también mantienen un efecto estable durante el período objeto de estudio para las mujeres, siendo los hijos menores de 6 años los que dificultan su ocupación. En cambio, ese mismo impacto sólo se manifiesta para los hombres en 1996, aunque la “carga” que representan los mayores de 64 años sí conserva una influencia negativa y significativa en los dos ciclos del PHOGUE.

En todos los casos, la renta familiar del hogar donde reside el individuo influye negativamente sobre la probabilidad de estar ocupado, lo que implica que el “colchón” que supone el respaldo económico familiar desincentiva a sus miembros a trabajar.

---

<sup>5</sup> 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:

$$\frac{\partial E(Y_i)}{\partial x_k} = \phi(\beta'x) * \beta_k$$

<sup>6</sup> Para un estudio de las transiciones laborales de las mujeres puede consultarse Cebrián (1997).

**Tabla 2: Estimación probit de la ocupación, por año y sexo  
(medida continua de la educación)**

	1994		1996	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	-1,439***	-0,667***	-0,561***	0,210*
Tasa de Paro por CCAA y sexo	0,003	0,052	-0,021***	-0,031***
Edad:				
Entre 16 y 30 años	0,133***	0,254***	-0,054	0,262***
Entre 31 y 40 años	0,324***	0,251***	0,221***	0,279***
Estado Civil (Casado)	-0,404***	0,346***	-0,358***	0,355***
Años de estudio	0,100***	0,050***	0,117***	0,084***
Ingresos familiares	-0,362 <sup>-5</sup>	-0,0008**	-0,003***	-0,009***
Nº de miembros del hogar:				
Menores de 6 años	-0,166***	0,002	-0,154***	-0,118***
Entre 6 y 16 años	-0,017	0,006	-0,047*	-0,057**
Mayores de 64 años	-0,022	-0,090***	-0,050	-0,061***
Número de observaciones	5489	4755	5233	4948
Razón de Verosimilitudes	707,95***	209,52***	925,4***	915,3***

**Estimación MCO de la función de ganancias, por año y sexo  
(medida continua de la educación)**

	1994		1996	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	12,358***	12,910***	12,462***	13,139***
Años de estudio	0,095***	0,081***	0,091***	0,066***
Experiencia	0,066***	0,056***	0,052***	0,051***
Experiencia <sup>2</sup>	-0,001***	-0,0008***	-0,0008***	-0,0007***
$\lambda$	0,088	-0,212**	0,155**	-0,933**
Número de observaciones	1128	2293	1148	2542
F	165,23***	334,55***	164,01***	288,71***
$\bar{R}^2$	0,37	0,37	0,36	0,31

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

Por último, en lo que respecta al stock de capital humano de tipo formal del trabajador, el hecho de poseer un mayor número de años de estudio (tabla 2) es una característica que favorece la probabilidad de ocupación, siendo las mujeres las que, *ceteris paribus*, derivan una mayor utilidad de sus estudios por las mayores posibilidades de acceso al mundo laboral que éstos les suponen. Este resultado se mantiene cuando medimos la formación académica del individuo a partir del nivel más alto de estudios alcanzado (tabla 3). Así, los universitarios de ambos sexos son los que presentan una mayor probabilidad de ocupación, sobre todo los de ciclo corto y especialmente dentro del colectivo femenino. No obstante, esa influencia se



**Tabla 3: Estimación probit de la ocupación, por año y sexo  
(medida discreta de la educación)**

	1994		1996	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	-0.925***	-0.427***	-0.025	0.576***
Tasa de Paro por CCAA y sexo	0.003	0.005	-0.024***	-0.034***
Edad:				
Entre 16 y 30 años	0.135***	0.228***	0.053	0.286***
Entre 31 y 40 años	0.329***	0.236***	0.234***	0.304***
Estado Civil (Casado)	-0.408***	0.344***	-0.355***	0.367***
Niveles educativos:				
Licenciado/a	0.968***	0.461***	1.330***	1.052***
Diplomado/a	1.216***	0.623***	1.511***	1.004***
FPII	0.684***	0.572***	0.923***	0.648***
BUP	0.699***	0.353***	1.009***	0.623***
EGB	0.248***	0.169***	0.511***	0.357***
Ingresos familiares	0.932 <sup>-4</sup>	-0.0008*	-0.003***	-0.009***
Nº de miembros del hogar:				
Menores de 6 años	-0.167***	0.009	-0.155***	-0.119***
Entre 6 y 16 años	-0.018	0.009	-0.048**	-0.055**
Mayores de 64 años	-0.026	-0.087**	-0.051	-0.064*
Número de observaciones	5489	4754	5233	4948
Razón de Verosimilitudes	731.51***	227.93***	924.16***	891.91***

**Estimación MCO de la función de ganancias, por año y sexo  
(medida discreta de la educación)**

	1ª Ola del PHOGUE		3ª Ola del PHOGUE	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	12.836***	13.371***	12.962***	13.519***
Niveles educativos:				
Licenciado/a	1.141***	1.012***	1.076***	0.878***
Diplomado/a	0.948***	0.724***	0.924***	0.698***
FPII	0.655***	0.442***	0.572***	0.335***
BUP	0.602***	0.517***	0.634***	0.378***
EGB	0.294***	0.204***	0.268***	0.161***
Experiencia	0.067***	0.055***	0.055***	0.052***
Experiencia <sup>2</sup>	-0.001***	-0.0008***	-0.0009***	-0.0008***
$\lambda$	0.766	-0.251**	0.090	-0.143***
Número de observaciones	1128	2293	1148	2542
F	83.11	169.10***	83.02***	149.09***
$\bar{R}^2$	0.37	0.37	0.36	0.32

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

ve reducida durante el período; en efecto, las mujeres con estudios de diplomatura tenían en 1994 un 43% más probabilidad de estar ocupadas que aquellas con sólo primer ciclo de EGB o inferior, mientras que en 1996 esta cifra pasa al 36%. La notable influencia del capital humano adquirido en el sistema educativo en la reducción del paro podría ser un argumento para explicar la fuerte expansión de la demanda de estudios superiores que ha experimentado nuestro país.

Respecto a los resultados de las estimaciones de la función de ganancias (parte inferior de las tablas 2 y 3), se constata en primer lugar, que las especificaciones planteadas son bastante representativas del comportamiento del salario. La bondad del ajuste es ligeramente superior en las estimaciones realizadas para 1994, explicando éstas alrededor de un 37% de las variaciones salariales observadas para hombres y mujeres.

Por su parte, el stock de capital humano de tipo formal de los trabajadores se manifiesta muy significativo. Bajo el supuesto de que todos los años de estudios contribuyen en igual cuantía al salario del sujeto, se contempla (tabla 2) que el rendimiento escolar medio de las españolas supera el 9% anual, con un leve descenso en el período. Sin embargo, en el caso de los hombres esa tasa de rendimiento es del 8,1% en 1994, reduciéndose al 6,6% en 1996. De estos resultados se infiere que las mujeres al obtener un rendimiento mucho más elevado de sus años de estudio, les sigue resultando más rentable que a sus compañeros invertir en capital humano. Estas cifras están en consonancia con las de Lassibille (1988) y Alba y San Segundo (1995), quienes encuentran unas tasas de rendimiento en España en torno al 8%, en 1981. Además parece demostrarse el descenso de la rentabilidad de la educación en el tiempo, constatada ya entre 1981-1991 por Lassibille y Navarro (1998), que sería fruto de la mayor competencia en los títulos, según estos autores<sup>7</sup>.

Si se quiere analizar ahora la influencia del capital humano de tipo formal sobre el rendimiento salarial a partir del máximo título educativo alcanzado por el trabajador, la tabla 4 reproduce los valores calculados de estas tasas, como diferencia de los coeficientes de las variables ficticias de los sucesivos niveles de educación (tabla 3), dividido por el número teórico de años adicionales de escolarización entre ellos<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Las fuentes estadísticas utilizadas por estos autores son la Encuesta de Presupuestos Familiares (Lassibille, 1988 y Lassibille y Navarro, 1998) y la Encuesta Piloto de Ingresos (Alba y San Segundo, 1995), realizadas todas ellas por el INE.

<sup>8</sup> Suponemos que los estudios de ciclo largo aportan dos años adicionales de escolarización respecto a los que cursan estudios de diplomatura, y que los otros niveles implican 3 años suplementarios.

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).

**Tabla 4: Rendimientos marginales anuales privados de la educación (%)<sup>a</sup>**

	1994		1996	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
<i>Niveles educativos:</i>				
Licenciado / Diplomado	27,5	34,4	20,7	19,8
Diplomado / BUP	25,2	12,9	21,1	20,4
BUP / EGB	16,1	15,0	19,3	7,4
FPII / EGB	19,4	10,9	15,5	9,4
EGB / Primario	11,4	7,5	10,2	5,8

Fuente<sup>a</sup>: Cálculos basados en los coeficientes de la tabla 3 anterior.

Los resultados de la tabla 4 refuerzan la idea de que un mayor nivel de educación formal contribuye claramente a aumentar las rentas del trabajo, si bien se produce un descenso considerable en el tiempo, sobre todo en el caso de los licenciados hombres. Además, para ambos sexos, se constata que los estudios de ciclo corto son ahora marginalmente más rentables que los de ciclo largo. Las únicas enseñanzas cuyo rendimiento han aumentado en el período contemplado son las de BUP, para el colectivo femenino, y las universitarias de ciclo corto, para el masculino.

En cuanto a la experiencia del individuo en el mercado laboral muestra los signos que a priori cabría esperar. En este sentido, el valor negativo de la experiencia al cuadrado recoge el hecho de que los conocimientos adquiridos por el trabajador se ven afectados por un problema de obsolescencia a partir de una determinada edad. Resolviendo un problema simple de optimización, se llega a la conclusión de que la experiencia óptima se alcanza por los hombres cuando éstos acumulan, por término medio, una experiencia de en torno a 36 años en 1994 y 34 años en 1996. En el caso de las mujeres estas cifras descienden hasta los 26 y 29 años, respectivamente<sup>9</sup>. Por tanto, si situamos la edad de incorporación al mercado de trabajo entre los 16 y 25 años, el nivel de experiencia óptima se situaría alrededor de los 55 años para el colectivo masculino y de los 45-50 años para el femenino. No obstante, hay que tomar en consideración que la mujer con frecuencia retrasa su incorporación a la actividad por razones de maternidad, o bien interrumpe su vida activa por este mismo motivo. La reducción de las diferencias entre la cuantía óptima de años de experiencia entre ambos sexos quizás sea una señal de que la mujer está condicionando cada vez en mayor medida su papel de madre en favor de su actividad laboral.

<sup>9</sup> Los valores presentados para la experiencia óptima se obtienen considerando 6 cifras decimales para los coeficientes de las variables experiencia y experiencia al cuadrado.

#### **IV. Conclusiones**

Las políticas educativas basadas en la expansión de la oferta de enseñanza puestas en práctica en España, en todos los niveles del sistema educativo y especialmente en los postobligatorios, pueden estar contribuyendo, en un contexto de insuficiente absorción por el mercado de la demanda de titulados, a una reducción del rendimiento medio de la educación. La observación de los resultados obtenidos en este trabajo parecen confirmar esta hipótesis de partida, en el sentido de que durante el período considerado aquí, esas tasas de rendimiento se han visto depreciadas entre 0,4 y 1,5 puntos por año, para mujeres y hombres respectivamente.

El análisis por niveles de estudios detallados muestra que si bien la enseñanza universitaria tiene un rendimiento marginal más elevado que las otras, sin embargo se contempla, a la excepción de los diplomados masculinos, una fuerte tendencia decreciente en el tiempo, sobre todo para los estudios de ciclo largo (Facultades y ETS), que se manifiestan en 1996 un punto menos rentables marginalmente que los de ciclo corto (EEUU), tanto para hombres como para mujeres.

Por su parte, la inversión de capital humano específico también tiene una rentabilidad positiva aunque descendente en el tiempo. Se ha calculado que el nivel óptimo de experiencia profesional se sitúa en torno a 55 años para el colectivo masculino, y entre 45-50 años para el femenino.

A pesar de esas tendencias, sí resulta incuestionable el impacto positivo de la acumulación de capital humano de tipo formal en la participación del sujeto en el mercado de trabajo, siendo estos efectos además crecientes en el tiempo, lo que sin duda explica la continuada expansión de la demanda privada de educación, sobre todo universitaria.

Finalmente, hay que resaltar que el matrimonio supone una fuerte restricción para la mujer en cuanto a su probabilidad de obtener un empleo, ya que, al contrario de lo que ocurre en el caso de los hombres, el casamiento actúa como un elemento claramente desincentivador de la participación laboral femenina.

#### **IV. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:**

- Alba, A. y San Segundo, M. J. (1995): "The Returns to Education in Spain". *Economics of Education Review*, 14 (2), págs. 155-166.
- 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). Ed. Cast.: Alianza Editorial, S. A. Madrid, 1983.

- Becker, G. S. (1967): *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, Ann Arbor, Univeristy of Michigan Press.
- Calvo, J. L. (1988): "Rendimientos del Capital Humano en Educación en España". *Investigaciones económicas (2ª época)*, vol. XII, nº3, págs.473-482.
- Cebrián, I. Et al. (1997): "Las transiciones laborales de las mujeres casadas". *Información Comercial Española*, nº 760.
- Dougherty , C. R. S. y Jimenez, E. (1991): "The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications". *Economics of Education Review*, 10, págs. 85-98.
- García, M. D. (1997): "Movilidad Profesional y Discriminación Salarial en el Mercado de Trabajo Español". Tesis doctoral, Universidad de Málaga.
- Greene, W. H. (2000): *Econometric Analysis*. 4ª Edición, Prentice-Hall International Inc.
- Halvorsen, R. y Palmquist, R. (1980): "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, 70, págs. 474-475.
- Heckman, J. J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-162.
- Lassibille, G. (1993): "El Rendimiento de las Inversiones Educativas en España", *Estadística Española*, Vol.35, nº 134, págs- 645-663.
- Lassibille, G. y Navarro, L. (1998): "The Evolution of Returns to Education in Spain: 1980-1991". *Education Economics*, vol. 6, nº1.
- Lassibille, G. (1998): "Wage Gaps Between the Public and Private Sectors in Spain". *Economics of Education Review*, vol. 17, nº1, 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.
- Navarro, L. (1987): "Capital humano y comportamientos de consumo. Una aplicación para Andalucía". *Cuadernos de Economía*, vol. 15, págs. 515-542.
- Psacharopoulos, G. y Layard, R. (1979): "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique". *Review of Economic. Studies*, vol.46.
- Psacharopoulos, G. (1985): "Returns to Education: A further International Update and Implications". *Journal of Human Resources*, vol. 20, págs. 583-604.
- 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.

Weale, M. (1993): "A Critical Evaluation of Rate of Return Analysis". *The Economic Journal*, 103, págs. 729-737.