



Análisis Económico

ISSN: 0185-3937

analeco@correo.azc.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad
Azcapotzalco
México

Leyva López, Soraya; Cárdenas Almagro, Antonio
Tasas de rendimiento educativo en la economía española (1985-1995)
Análisis Económico, vol. XV, núm. 32, segundo semestre, 2000, pp. 239-255
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41303211>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Tasas de rendimiento educativo en la economía española (1985-1995)

*Soraya Leyva López**
*Antonio Cárdenas Almagro**

Introducción

El objetivo fundamental de la parte aplicada de la teoría del capital humano consiste en determinar los efectos que sobre los ingresos de los individuos tiene su educación, a través del cálculo tanto de los costos como de los beneficios. Una de las formas generalmente utilizada de medir tales efectos es a través de la estimación de las tasas de rendimiento de la educación. Sabemos ya que estas tasas miden el incremento del ingreso de los individuos al aumentar su educación, con la dedicación de más años a la formación académica, de alcanzar niveles educativos más elevados, o de la mayor experiencia obtenida en el trabajo. Por este motivo, las tasas recogen tanto los beneficios como los costos de la educación, si bien estos últimos vienen medidos en términos de ingreso no generada, por ello excluyen los costos directos.

La finalidad de este ejercicio de aplicación de la teoría del capital humano consiste en realizar una estimación de las tasas de rendimiento de la educación para el caso español, en el periodo 1985-1995. Como un precedente a este trabajo se encuentra la estimación de dichas tasas de Calvo (1988), el corte transversal de 1980-81. Para realizar este tipo de estimación es preciso hacer ciertas consideraciones previas: determinar cuál ha de ser la ecuación o ecuaciones estimadas y, elegir los datos que pueden emplearse y están disponibles.

En cuanto al tipo de ecuación o ecuaciones que se estimarán deben cumplir dos condiciones básicas: seguir las pautas marcadas por los modelos teóricos

* Profesores-Investigadores del Departamento de Economía de la UAM-Azcapotzalco.

de capital humano (y de las estimaciones realizadas para otros países) y ser compatibles con los datos disponibles.

La segunda parte de este trabajo se dedica a la selección de las ecuaciones a estimar. Se ha elegido un modelo uniecuacional, que utiliza como variable dependiente el logaritmo de los ingresos y que incluye los dos tipos posibles de educación a la que los individuos tienen acceso, la enseñanza en las escuelas, institutos y universidades, y la formación en el puesto de trabajo, aproximada a través de la experiencia en el mercado de trabajo.

También deben elegirse los datos a emplear. Para este tipo de análisis los datos que se obtienen a través de encuestas sistemáticas, sobre diferentes características de los hogares, son los más útiles. Para el caso de España, proceden de la *Encuesta continua de presupuestos familiares* (ECPF), realizada por el INE.¹ Esta *Encuesta* especifica el comportamiento del gasto de una muestra amplia de las familias españolas durante el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto trimestre de 1995. Además de incluir el gasto, la citada *Encuesta* incorpora información sobre los ingresos de la familia y el nivel educativo del sustentador principal, información indispensable para el cálculo de estimadores de las tasas de rendimiento de la educación.

1. Metodología

1.1 Especificación del modelo

Heckman y Polacheck (1974) plantean la casi unanimidad entre los economistas, al afirmar que hay una relación positiva entre los ingresos de los individuos y su educación. Sin embargo, este consenso no existe cuando debe especificarse la forma funcional que recoge esa relación. Prácticamente, tres han sido las cuestiones más planteadas en la literatura del capital humano: ¿es posible establecer una relación uniecuacional entre los ingresos y la educación o, por el contrario, debe enmarcarse en un modelo multiecuacional?; ¿cuál ha de ser la forma funcional específica de la relación entre los ingresos y la educación: lineal o no lineal?; y, finalmente, ¿qué variables deben asociarse a la educación con el objeto de explicar el comportamiento de los ingresos de los individuos?

Los diversos estudios realizados por los especialistas en la teoría del capital humano, establecen que las decisiones sobre el tiempo dedicado a educación por los individuos dependen de cuál sea su efecto sobre el flujo esperado de ingre-

¹ Instituto Nacional de Estadística.

sos futuros. En este sentido, la demanda de educación es función de los ingresos que el agente espera obtener a lo largo de su vida. Dichos ingresos dependen, a su vez, del nivel de educación que el individuo haya alcanzado. Existe, por lo tanto, una doble relación entre la educación y los ingresos.

Esto nos plantea la necesidad de utilizar un sistema de ecuaciones simultáneas para estimar conjuntamente tanto los efectos de la educación sobre los ingresos como la demanda de ésta. Sin embargo, existen importantes problemas de orden práctico que dificultan la estimación de este tipo de modelos. Estas dificultades motivaron que gran parte de los estudios empíricos de la teoría del capital humano optaran por modelos uniecuacionales con el objeto de obtener una relación funcional en la que los ingresos de los individuos dependen del nivel de educación que éstos ya han alcanzado. En muchos sentidos, puede decirse que esta formulación es un modelo *ex-post*, en el que las decisiones respecto a la parte del tiempo disponible de los individuos dedicada a educación se hacen en el pasado, y el interés se centra no ya en cómo decidieron sobre su demanda de enseñanza, sino en los efectos que aquellas decisiones ya tomadas tienen sobre sus ingresos.

Tomada la decisión sobre el tipo de ecuación a estimar y explicado su significado, el problema se plantea ahora en términos de escoger la forma específica de la relación entre la educación y los ingresos y, en concreto, la manera de introducir la variable ingresos de los individuos en la ecuación. Esto nos lleva a la segunda cuestión formulada al comienzo. Dos son las formas más comúnmente empleadas: los ingresos propiamente dichos y el logaritmo natural de éstos.

La utilización de los ingresos como variable dependiente implica la existencia de una relación lineal entre las rentas de los individuos y su educación. Expresándolo matemáticamente obtenemos una función minceriana:

$$Y_t = \alpha + \beta EDUC_t + u_t \quad (1)$$

donde:

Y_t : son los ingresos del individuo en el periodo t .

$Educ_t$: es el tiempo dedicado a educación en el periodo t . Esta variable es generalmente aproximada por los años dedicados a la enseñanza formal.

β : es el incremento de los ingresos ante una unidad adicional (año) de tiempo dedicada a la educación.

u_t : es una variable aleatoria con una determinada distribución de probabilidad.

Una manera alternativa de introducir la variable dependiente es a través del logaritmo de los ingresos. Si éste es la variable dependiente, la relación que liga a la educación y la renta es no lineal, y los estimadores que se obtienen tienen diferentes significados. En definitiva, la elección de la forma funcional específica de introducir los ingresos como variable dependiente implica la forma en que se quiere medir el efecto de la educación sobre las rentas. La mayor parte de los autores consultados apoyan la utilización del logaritmo de los ingresos: Mincer (1958) Becker y Chiswick (1966), Griliches y Mason (1972), Anderson (1980), Heckman y Polacheck (1974). El motivo fundamental radica en que la regresión del logaritmo de los ingresos en la educación procede directamente de un modelo de capital humano donde el costo de la inversión en educación viene medido en términos de la renta no generada y, por lo tanto, del tiempo no dedicado a trabajo o costo de oportunidad.

Reexpresando la ecuación (1) para incluir logaritmos:

$$\text{Ln } Y_t = \alpha + \beta \text{EDUC}_t + u_t \quad (2)$$

Si calculamos la derivada de la ecuación (2) y despejamos β :

$$\beta = \frac{1}{Y} \frac{\partial Y}{\partial \text{EDUC}_t} \quad (3)$$

Dado que EDUC_t representa la enseñanza formal, tomará el valor 1 si β es mayor que cero. Entonces β es la elasticidad de la renta con respecto a la enseñanza formal de este periodo, o, lo que es lo mismo, el incremento en el logaritmo de la renta debido a que el individuo dedicó su tiempo disponible en dicho periodo a la educación. Pero además, β es la tasa de rendimiento de la enseñanza formal del periodo t , que incluye tanto los beneficios como los costos de la educación. Los últimos vienen medidos en términos del tiempo no empleado en trabajo (costos de oportunidad). Entonces, la utilización del logaritmo de los ingresos permite obtener una relación funcional que surge de un modelo de capital humano y pueden conseguirse estimadores de la tasa de rendimiento de la enseñanza formal.

La elección de esta modalidad de introducir la variable dependiente en forma de logaritmo del ingreso surge del trabajo realizado por Heckman y Polacheck (1974). Estos autores toman una postura heterodoxa y estiman modelos que utilizan tanto los ingresos como el logaritmo de éstos. Sus resultados indican que se obtienen mejores aproximaciones empleando dicho logaritmo. Así pues, parece que existen argumentos, tanto de índole teórica como práctica, para preferir el uso del

*

logaritmo de los ingresos como variable dependiente y, por ello, utilizar una especificación no lineal (semilogarítmica) de la relación entre ingresos y educación.

Por último, una cuestión que se planteaba también al comienzo de esta sección, es la elección de las variables que deben ser consideradas para explicar el comportamiento de los ingresos de los individuos, conjuntamente con la enseñanza formal. Dos son las generalmente aceptadas: la experiencia y la capacidad innata.

Los modelos de capital humano especificados en la literatura distinguen dos tipos de educación: la enseñanza formal, obtenida en las escuelas, colegios y universidades y definida de tal forma que todo el tiempo del individuo es dedicado a esta actividad; y, la educación obtenida en el puesto de trabajo (on-the-job training). La ecuación (2) recoge los efectos sobre los ingresos de la enseñanza formal. Pero como ya se ha dicho, existe otro tipo de educación que el individuo recibe cuando ya está trabajando, definida como la experiencia que obtiene por realizar un trabajo. Es por ello preciso incluir una nueva variable que recoja los efectos que sobre los ingresos provoca esa mejora en la capacitación para realizar un trabajo específico, que lleva asociada la experiencia.

La cuestión que se plantea ahora, una vez aceptada la necesidad de una variable experiencia en una ecuación como la (2), es, al igual que ocurría con los ingresos, la forma de introducirla. Esta discusión está relativamente solucionada en la literatura sobre capital humano,² siendo generalmente aceptada su inclusión con un doble coeficiente, asociado tanto a la variable normal como a su forma cuadrática. Esto transforma la ecuación (2) en la expresión siguiente:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta EDUC_t + \gamma_1 EXPE + \gamma_2 EXPE^2 + u_t \quad (3)$$

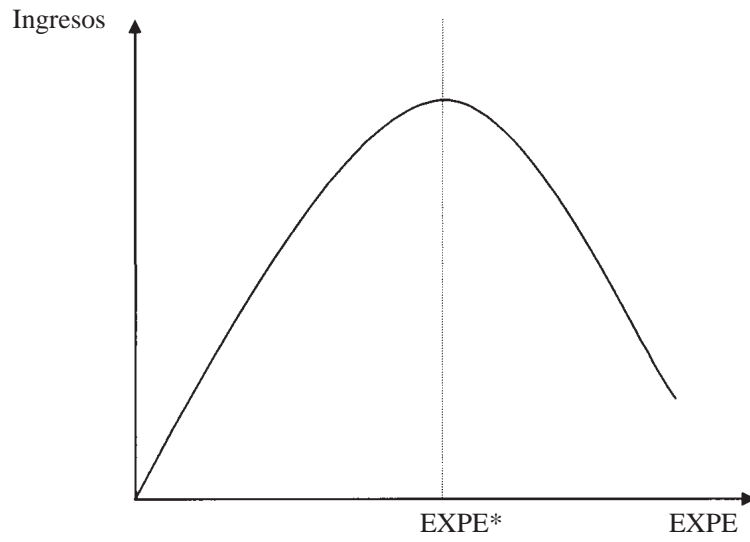
donde EXPE es la variable que recoge la experiencia.

La elección de una especificación como la de la ecuación (3) implica una relación no lineal entre los ingresos de los individuos y su experiencia. De hecho, y como les ocurre a la mayoría de los autores consultados y también sucede en este trabajo, si γ_1 es positivo y γ_2 es negativo, entonces la relación presenta la forma de una *U* invertida, creciendo los ingresos en función de la experiencia hasta un valor máximo y decreciendo a partir de ese valor. El citado valor de la experiencia donde las rentas son máximas, $EXPE^*$, se obtiene derivando la ecuación (3) con respecto a $EXPE^*$ e igualando a cero. En ese caso:

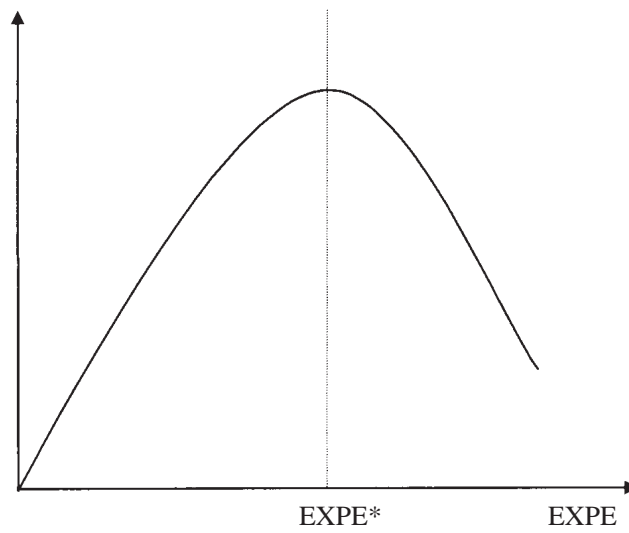
$$EXPE^* = \frac{\delta}{2\delta_2}$$

² Véase a este respecto Olson, White y Shefrin (1979), Ashenfelter y Ham (1979) y Anderson (1980).

Esta relación puede verse también a través de los siguientes gráficos:



Logaritmo de los ingresos



Otra variable que generalmente se considera necesaria en la estimación de los ingresos de los individuos es la capacidad innata. La inclusión de esta variable implica que dos individuos con idéntico nivel educativo y experiencia pero distintas capacidades obtendrán ingresos diferentes. Sin embargo, su introducción plantea graves problemas. Concretamente, y dado que no es una variable observable, debe ser aproximada. La aproximación comúnmente empleada es a través de pruebas de inteligencia, que son descartadas por la mayoría de los autores debido a su escasa fiabilidad.

No obstante, al mismo tiempo, su eliminación implica la existencia de sesgos al alza en los estimadores obtenidos para la Enseñanza y la Experiencia, si estas variables están positivamente correlacionadas con la capacidad innata, como señala Griliches (1977).

Dados estos problemas y, sobre todo, la inexistencia de datos para el caso que nos ocupa que permitiesen aproximar la capacidad innata, se optó por eliminarla del análisis, admitiendo la posibilidad de los sesgos antes mencionados.

1.2 La base de datos

Uno de los pasos fundamentales en el análisis empírico de las relaciones entre variables económicas es la selección de los datos que pueden ser utilizados. Como se vio en la sección anterior, la estimación de una ecuación como la (3) precisa de, al menos, información sobre los ingresos de los individuos, su educación y datos que permitan realizar una aproximación a su experiencia en el mercado de trabajo. Una fuente que incorpora esta información es la ECPF, elaborada y publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

Esta encuesta, iniciada en enero de 1985, recoge datos sobre el comportamiento del gasto de consumo trimestrales, de una muestra de 3,200 familias españolas a lo largo del territorio durante el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el último de 1995. Pero junto a esta información sobre el gasto se añaden otros datos que incorporan los ingresos trimestrales monetarios y no monetarios de las familias, el nivel educativo de alguno de sus miembros, su edad e información adicional. Es posible, por lo tanto, obtener a partir de la encuesta, una estimación de los efectos que la educación en sus dos vertientes, Enseñanza formal y Experiencia, tiene sobre los ingresos de los individuos para el caso de la economía española, basándonos en el modelo elegido y descrito en la sección anterior.

Sin embargo, los datos de la encuesta no pueden ser utilizados en forma directa, antes es preciso solventar algunos problemas y redefinir la ecuación (3)

con objeto de adaptarla a la información que facilita la encuesta. Estos problemas son los siguientes:

1) No es posible la utilización de las observaciones compuestas por familias con más de un perceptor de ingresos. Los datos de la ECPF indican si existe uno o más perceptores de renta en la familia. Asimismo, incluyen el nivel de educación del cabeza de familia y de los miembros de ésta que están realizando estudios, pero no así de los otros integrantes que no son el perceptor principal de ingresos y no estudian. Por este motivo, si los ingresos de la economía doméstica son obtenidos por más de uno de sus miembros, no se posee información sobre el nivel educativo de los otros generadores de ingreso distintos del cabeza de familia, a no ser que se encuentren estudiando.

Para resolver este problema, se introdujo un primer filtro que limita la muestra a familias con un único perceptor de ingresos, eliminando del conjunto total aquellas observaciones en las que existe más de un individuo generador de ingreso.

2) La variable ingresos de la familia de la que se posee información incluye el conjunto de los ingresos de ésta, sin distinguir si provienen del trabajo o tienen su origen en otras fuentes. Esta clasificación de los ingresos plantea algunos problemas, ya que si bien los ingresos del trabajo son función del nivel de educación y puede suponerse que las de capital lo son de forma indirecta,³ no ocurre así con las provenientes de fuentes tales como las pensiones.⁴

Se decidió eliminar de la muestra aquellas familias cuyos ingresos no están relacionados con el nivel de educación del perceptor único de rentas, para lo cual se procedió a realizar un doble filtrado. En primer lugar, se descartaron aquellas observaciones en las que el perceptor de ingresos se encuentra enmarcado en la categoría socioeconómica de *no activo*, que según la clasificación de la encuesta recoge a:

- Retirado, jubilado, pensionista.
- Vive de rentas, dividendos, etc.
- Estudiante o escolar.
- Personas dedicadas exclusivamente a las labores de su hogar.
- Otros.

³ En los modelos teóricos de Capital Humano, el ingreso proviene de decisiones de periodos anteriores, y es, por lo tanto, función del *stock* de capital humano existente en dichos periodos. Véase Calvo (1987).

⁴ Piénsese, por ejemplo, en la pensiones de viudez o divorcio. En ambos casos los ingresos de las familias en la que el cabeza es el perceptor de la pensión no están relacionados con su educación; la inclusión de estos datos sesgaría los resultados.

Adicionalmente, se han analizado los datos en función de la relación con la actividad económica del sustentador principal, manteniéndose únicamente las observaciones en las que el cabeza de familia pertenece a uno de los tres grupos siguientes:

- Trabaja más de 1/3 de la jornada laboral.
- Trabaja menos de 1/3 de la jornada laboral.
- Desocupado.

Por consiguiente, este doble filtro limitó la muestra con la que se trabajó a aquellas observaciones de familias cuyo sustentador único forma parte de la población activa, esté o no trabajando.

Por lo que se refiere a los cambios que es preciso hacer en la ecuación (3) se deben a los siguientes motivos:

1) La información sobre la educación se expresa en niveles educativos, en lugar de por años. Si bien la encuesta presenta una única variable para recoger los diferentes niveles educacionales que el perceptor de ingresos de la familia alcanza, consideramos más ajustado a las necesidades del análisis su reconversión en un grupo de variables cualitativas, asignando valores binarios a cada una (por ejemplo, el valor de 1 al máximo nivel educativo superado y 0 al resto). Se generará una variable cualitativa para cada uno de los siguientes niveles:

1. Analfabetos y sin estudios. Unimos estos dos niveles en una sola clase: Sin estudios.
2. Estudios primarios.
3. Estudios de bachillerato y equivalentes.
4. Estudios universitarios (medios y superiores).

Esto nos conduce a reformular la ecuación (3) con el objeto de adaptarla a la información que se posee. La nueva formulación es la siguiente:⁵

$$\ln Y = \alpha + \beta_1 \text{EDUC2} + \beta_2 \text{EDUC3} + \beta_3 \text{EDUC4} + \gamma_1 \text{EXPE} + \gamma_2 \text{EXPE}^2 + u_t \quad (4)$$

Una cuestión importante consiste en determinar cual es el conjunto que se toma como base para realizar la estimación (la constante). En los modelos donde la variable educación viene medida en años la base son los individuos que no han recibido enseñanza ni siquiera durante un año completo. En este caso, esos indivi-

⁵ Calvo (1987) plantea en su tesis doctoral una especificación con similares características, aunque realiza un estudio de corte transversal (sólo hace referencia a un momento en el tiempo de diferentes unidades familiares, 1980-81), mientras que el aquí propuesto es un análisis de series de tiempo.

duos pueden identificarse con el primer grupo de la clasificación antes realizada, los analfabetos y sin estudios (que en la encuesta vienen por separado). Bajo este supuesto se ha formulado la ecuación (4), donde EDUC2, EDUC3 y EDUC4 son las variables ficticias para los grupos 2, 3 y 4, respectivamente.⁶

Es interesante saber qué representan en esta nueva ecuación los coeficientes β 's. En los tres casos:

$$\beta_i = \frac{\partial Y_t}{\partial EDUC_i} \frac{1}{Y_t}$$

y siguen siendo las *tasas de rendimiento de la educación*. No obstante, la introducción de los niveles educativos a través de variables ficticias* que asignan solamente valores binarios a la máxima enseñanza alcanzada supone un cambio relativo. En este caso, β_1 representa el incremento en el logaritmo de los ingresos producido por pasar de no tener estudios a la categoría de enseñanza primaria. Por su parte, β_2 es el aumento que se produce en el logaritmo de los ingresos por el hecho de tener Enseñanza de Bachillerato, sobre el logaritmo de las rentas de los individuos sin estudios y analfabetos. Finalmente, β_3 es el incremento en el citado logaritmo por pasar de no tener estudios a poseer Enseñanza Universitaria. Nótese además que la expresión anterior puede transformarse en:

$$\beta_i Y_t = \frac{\partial Y_t}{\partial EDUC_i}$$

con lo que la renta de un individuo con el nivel educativo i es $Y + \beta_i Y$ donde Y son los ingresos de las economías domésticas pertenecientes al grupo base, es decir, aquellas cuyo cabeza de familia es Analfabeto o Sin Estudios.

En la ecuación (4) puede observarse también que los pasos no son graduales. Esto quiere decir que, por ejemplo, el incremento del logaritmo de los ingresos que se producen por tener Enseñanza Universitaria se mide en términos del logaritmo de las rentas de los Analfabetos y Sin Estudios, cuando es posible que fuese más interesante tomar como grupo base a los individuos con enseñanza de Bachillerato. Con el objeto de estimar esos pasos graduales se han formulado las siguientes ecuaciones:

⁶ Omitimos la categoría *Sin Estudios*. Su impacto en el ingreso se incorpora en α .

* Variables binarias o dummy (denominación en inglés).

$$\text{Ln } Y_t = \alpha_1 + \delta_1 \text{ EDUC3} + \delta_2 \text{ EDUC4} + \delta_3 \text{ EXPE} + \delta_4 \text{ EXPE}^2 + u_t \quad (5)$$

donde ahora el grupo base está compuesto por las observaciones en las que el perceptor único de ingresos de la familia tiene Estudios Primarios, y:

$$\text{Ln } Y_t = \alpha_2 + \phi_1 \text{ EDUC4} + \phi_2 \text{ EXPE} + \phi_3 \text{ EXPE}^2 + u_t \quad (6)$$

y en este caso la base son las observaciones en las que el cabeza de familia tiene Estudios de Bachillerato.

Nótese que ahora δ_1 es el incremento del logaritmo de los ingresos asociado al paso de tener Enseñanza Primaria a Enseñanza de Bachillerato y, ϕ_1 es el incremento por tener Enseñanza Universitaria sobre la de Bachillerato. Además, se han variado también los parámetros asociados a la constante y a la Experiencia, ya que no tienen por qué ser los mismos para las ecuaciones (4), (5) y (6).

2) La encuesta no proporciona información sobre el tiempo que ha permanecido el sustentador único de la familia en el mercado de trabajo, ni tampoco en un puesto específico. Es por ello necesario realizar una aproximación a la Experiencia.

El problema que se plantea en este caso no es nuevo en la literatura empírica del capital humano, ya que gran número de autores se enfrenta a esta misma cuestión. Para resolverlo se utiliza la edad del individuo.

Al incluir directamente la edad como variable EXPE y EXPE² en las ecuaciones (4), (5) y (6) no se tiene en cuenta el hecho de que las personas que alcanzan un nivel educativo superior permanecen más tiempo en las instituciones de enseñanza que aquellas que poseen una educación inferior. Por este motivo, y siguiendo el criterio definido por Mincer (1958 y 1962) y utilizado por otros autores, se ha optado por corregir la edad a través de un factor que varía según el grupo educativo al que pertenece el sustentador único de la familia. Para los dos primeros grupos dicho factor es 14, considerando que no se puede acceder al mercado de trabajo a una edad inferior a los 14 años. Para aquellos cabezas de familia que tienen estudios de Bachillerato se ha optado por 18 y para los de Estudios Universitarios, 22.

De esta forma, la variable EXPE queda aproximada como sigue:

Grupo educativo	Experiencia (EXPE)
Analfabetos y Sin Estudios	Edad - 14
Enseñanza Primaria	Edad - 14
Enseñanza Bachiller	Edad - 18
Enseñanza Universitaria	Edad - 22

2. La estimación

Ya se han elegido las ecuaciones que serán estimadas y se han depurado los datos que se utilizarán en la misma, ahora resta determinar cuál es el método de estimación más apropiado al estudio. El método generalmente utilizado en este tipo de estudios es el de *mínimos cuadrados ordinarios* (MCO), del cual se obtienen estimadores óptimos si las condiciones de la especificación y de los datos es la apropiada.

Un posible problema que surge con los datos de periodicidad trimestral o mensual, y que puede afectar a la eficiencia de los estimadores minimocuadráticos, es la estacionalidad de los mismos. La renta de un asalariado puede tener una estructura estacional, aunque su comportamiento suele ser más bien tendencial con cierta estabilidad. La observación de las series estadísticas de los niveles de ingresos de la muestra de familias utilizada en la *Encuesta*, nos permite descartar este problema. Aunque para asegurar un mejor resultado, se desestacionalizaron las series de ingreso utilizadas y se realizaron estimaciones con estas series y las reales, observándose insignificantes diferencias entre los dos tipos de estimación; por lo que se optó considerar la especificación no desestacionalizada.

Por tanto, las ecuaciones que se estimarán con el método de MCO son:

$$\text{Ln } Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \text{ EDUC2} + \beta_2 \text{ EDUC3} + \beta_3 \text{ EDUC4} + \gamma_1 \text{ EXPE} + \gamma_2 \text{ EXPE}^2 + u_t \quad (4)$$

$$\text{Ln } Y_t = \alpha_1 + \delta_1 \text{ EDUC3} + \delta_2 \text{ EDUC4} + \delta_3 \text{ EXPE} + \delta_4 \text{ EXPE}^2 + u_t \quad (5)$$

$$\text{Ln } Y_t = \alpha_2 + \phi_1 \text{ EDUC4} + \phi_2 \text{ EXPE} + \phi_3 \text{ EXPE}^2 + u_t \quad (6)$$

donde la primera, (4), toma como grupo base a los Analfabetos y Sin Estudios; la segunda, (5), considera como base a los perceptores de ingresos familiares que tienen Estudios Primarios; y la última, (6), utiliza sólo datos referentes a individuos con Estudios de Bachillerato.

2.1 Los resultados

Los resultados de la estimación general están recogidos en el Cuadro 1, donde los estadísticos (t-Student) aparecen entre paréntesis.

Cuadro 1

	Núm. de Observaciones	Núm. de Ecuación	
	(4)	(5)	(6)
	44	44	44
Constante	13.6934 (13.454)	13.625 (12.05)	13.278 (11.8865)
EDUC2	-0.1747 (-1.636)	----	----
EDUC3	0.0148 (0.3031)	0.0634 (1.47)	----
EDUC4	0.1076 (3.162)	0.1458 (4.432)	0.122 (4.199)
EXPE	0.0432 (0.578)	0.0609 (0.728)	0.09271 (1.13)
EXPE ²	0.00022 (0.166)	-0.000041 (-0.276)	-0.00064 (-0.4332)
R ²	0.5965	0.554	-0.5298
F	11.2377	12.139	15.027
DW	0.3561	0.39	0.496

Al evaluar la relación meramente estadística entre los ingresos y la educación (en las dos modalidades planteadas anteriormente), observamos varias cuestiones que es relevante mencionar. El coeficiente de determinación (R^2) en las tres ecuaciones no rebasa 60%, lo cual, aunado con los valores bajos del estadístico *t-Student* para todas las variables (excepto para variable EDUC4), nos plantean en principio, una especificación incorrecta del modelo. Si observamos el estadístico *DW*, en la estimación de las tres ecuaciones se detecta autocorrelación positiva de primer orden. Resultado que no sorprende, puesto que los ingresos pasados de los individuos suelen influir en su comportamiento futuro. La existencia de autocorrelación nos limita las propiedades de los estimadores mínimocuadráticos, por lo que es importante corregir este problema antes de interpretar los resultados.

Al ser corregida la autocorrelación, el modelo mejoró en su capacidad explicativa. Los resultados de esta nueva estimación se pueden observar en el Cuadro 2.

Cuadro 2

<i>Núm. de Observaciones</i>	<i>Núm. de Ecuación</i>		
(4)	(5)	(6)	
44	44	44	
Constante	15.9035 (33.08)	15.8967 (29.491)	15.881 (34.81)
EDUC2	0.02026 (0.9615)	----	----
EDUC3	0.1281 (1.5335)	0.21497 (1.1958)	----
EDUC4	0.362135 (1.714)	0.25423 (1.6315)	0.548 (1.159)
EXPE	0.007885 (0.649)	0.008 (0.6584)	0.00786 (0.6438)
EXPE ²	-0.0001533 (-0.73323)	-0.000122 (-0.5905)	-0.0002068 (-0.69225)
R ²	0.978	0.977	0.976
F	261.0	313.61	387.37
DW	1.6091	1.62	1.67

De acuerdo a estos resultados, la influencia de la enseñanza formal en el nivel de ingresos se comporta como sigue: el paso de no tener estudios a poseer Enseñanza Primaria tiene un estimador de 0.02, lo que, dada la interpretación, permite afirmar que la tasa de rendimiento de la Enseñanza Primaria es aproximadamente de 2%. Esta tasa se incrementa para los Estudios de Bachillerato alcanzando un valor del 0.128 y vuelve a crecer para la Enseñanza Universitaria (0.36). Analizando los pasos graduales, el salto de Enseñanza Primaria a Estudios de Bachillerato tiene una tasa de rendimiento de 0.21 y la de Estudios Universitarios sobre los del Bachillerato es de 0.548.

Estas tasas de rendimiento educativo se interpretan como sigue: para el periodo analizado, los cabeza de familia con Enseñanza Primaria obtienen, en promedio, 2% más de ingresos que los que no poseen ningún tipo de estudios. Los que han completado estudios de Bachillerato 13% más que aquéllos sin estudios, y sus rentas son también 1% superiores a las de los individuos con Enseñanza Primaria. Finalmente, los universitarios ganan 36% más que los Sin Estudios y Analfabetos, un 34% más que los de Enseñanza Primaria y 21% por encima de los que han completado los Estudios de Bachillerato.

Estos resultados, muy moderados, pueden ser reflejo del tamaño muestral (relativamente pequeño) de la ECPF conjuntamente con el amplio periodo analizado. Como señalamos previamente, las viviendas encuestadas cada trimestre son

3,200 de todo el territorio español, de las cuales al menos 85 por Comunidad Autónoma se han mantenido a lo largo de este periodo, lo cual puede generar cierta inercia en el muestreo que suavice los picos de las series. Además, si observamos la evolución de los ingresos trimestrales durante los once años analizados, notamos que en estos cuarenta y cuatro trimestres el ingreso, en términos corrientes, ha crecido alrededor de 40%, incremento que probablemente no ha sido altamente significativo para el total de las viviendas muestrales de la *Encuesta*.

Otra cuestión relevante de estas estimaciones consiste en el estudio de los efectos de la Experiencia. Los datos del Cuadro 2 indican que la relación que liga los ingresos a la experiencia presenta forma de *U* invertida, creciendo hasta un punto máximo de ingresos para un valor de la experiencia y decreciendo a partir de él.

Dado que la Experiencia se definió como la edad menos un factor de corrección que oscila entre 14 y 22, es posible obtener un intervalo de edad para el que los ingresos son máximos. Esta edad está comprendida, para la muestra total, entre los 45 y los 52 años; para el subgrupo con Estudios de Bachillerato y Universitarios entre los 46 y los 50 años.

Conclusiones

La *tasa de rendimiento educativo de la Enseñanza Primaria*, a diferencia de la obtenida en otros estudios aplicados a economías no desarrolladas, es muy baja (tan sólo 2%). Esto nos podría indicar que para el caso español, la inversión necesaria en Educación Primaria está significativamente cubierta; puesto que la rentabilidad es pequeña, los encargados de las políticas públicas deberían optar por trasladar recursos a otros niveles educativos. Según los resultados obtenidos, es la Educación Universitaria (con una tasa de 36%) la que tiene una mayor rentabilidad, lo que debería inducir a que los agentes privados y públicos invirtieran en este nivel educativo. En cuanto al efecto gradual de pasar de un nivel a otro, observamos que al pasar de estudios de Bachillerato a Estudios superiores, la *tasa de rendimiento* es relativamente alta (aproximadamente 55%), lo que induciría a pensar que el pasar mayor tiempo preparándose, puede generar ingresos futuros mayores.

Aunque la utilización de las funciones de ingreso mincerianas proliferó durante las décadas de los 60 y 70, los resultados empíricos no han sido significativamente concluyentes. La estimación aquí realizada confirma la actitud de reserva con que deben tomarse estos estudios empíricos. Sin embargo, en términos generales, los resultados obtenidos nos confirman algunos de los planteamientos de la teoría del capital humano. Por un lado, observamos un incremento de la rentabilidad al pasar de un nivel educativo a otro, siempre siendo mayor el creci-

miento cuando se pasa a una educación mayor. La formación en el trabajo (on-the-job training), aproximada a través de la experiencia (años), presenta un comportamiento que nos indica que el mercado valora la experiencia, pero que existe un máximo de ingreso al cual podemos acceder con ésta, después del cual comienza a descender (se verifica la forma de U invertida de la relación entre ingresos y experiencia).

Se debe admitir, por último, que se pueden hacer descripciones contrapuestas de la realidad social en que vivimos y que de nuestras contrastaciones se desprende que el análisis de los costos, los efectos y los beneficios de un sistema dependen en gran parte de la idea que nos hacemos de la realidad. Es posible que la distinción entre las decisiones que se toman por razones “políticas” y las derivadas de razones de “lógica económica” se deba menos al afán de adoptar decisiones racionales, que de la índole de los objetivos precisos que se persigan, del modo de evaluar los beneficios, repartidos entre grupos de interés rivales y, en general, del poder de decisión en la materia y de su grado. El análisis económico es utilísimo en la medida en que permite a los responsables políticos identificar más explícitamente las diferentes opciones y sus consecuencias. Pero, no se debe considerar que esa forma de análisis sea definitiva, sino como una fuente de información que habrá que interpretar con prudencia y sentido común, conociendo perfectamente sus puntos fuertes y débiles.

Referencias bibliográficas

- Anderson, L. (1980). “Rates of return to human-capital: a test using El Salvador data” en *American Economic Review*, Papers and Proceedings, pp. 138-142.
- Ashenfelter, O. y Ham, J. (1979). “Education, unemployment, and earnings” en *Journal of Political Economy*, vol. 87, núm. 5, parte 2, pp. S99-S116.
- Becker, G. y Chiswick, B. (1966). “The economics of education. education and the distribution of earnings” en *American Economic Review*, vol. 56, pp. 358-379.
- Calvo, J. (1987). *Un modelo de acumulación de capital humano en el marco de la familia, estimación de las tasas de rendimiento de la educación en España*, tesis doctoral presentada en la UNED.
- (1988). “Una estimación de las tasas de rendimientos de la educación con datos de la economía española”, UNED, Madrid.
- Encuesta continua de presupuestos familiares*, varios Tomos, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Griliches, Z. y Mason, W. M. (1972). “Education, income and ability” en *Journal of Political Economy*, mayo-junio, suppl. 80, pp. S74-S103.

- Griliches, Z. (1977). "Estimating the returns to schooling: some econometric problems" en *Econometrika*, enero, vol. 45, pp. 1-22.
- Heckman, J. J. y Polacheck, S. (1974). "Empirical evidence on the functional form of the earnings-schooling relationship" en *Journal of American Statistical Association*, núm. 69, pp. 350-54.
- Mincer, J. (1958). "Investment in human capital and personal income distribution" en *Journal of Political Economy*, agosto, pp. 281-302.
- Olson, L., White, H. y Shefrin, H. M. (1979). "Optimal investment in schooling when incomes are risky" en *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 522-539.