

FUNCIÓN DE INGRESOS Y RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA

Josep OLIVER ALONSO
José Luis RAYMOND BARA
José Luis ROIG SABATÉ
Albert ROCA PARÉS (*)

I. INTRODUCCIÓN

EXISTE un consenso generalizado en la consideración del capital humano como uno de los factores primordiales para la explicación del crecimiento a largo plazo de la productividad en una economía. A partir de esta premisa, parece obvio que el análisis de la educación como medio principal de generación de capital humano es una cuestión crucial. Adicionalmente, en un contexto de reducción del déficit público como el que tiene lugar en Europa en los últimos años, la obtención de indicadores de rentabilidad de las distintas funciones de consumo público se exige, también, como un aspecto básico de la asignación de recursos.

Desde esta óptica, la asignación de recursos a la educación puede analizarse desde distintas perspectivas, aunque la teoría estándar de capital humano ofrece una medida sintética de los costes y beneficios asociados a la educación, desde un punto de vista tanto privado como social. Esta medida es la tasa de rendimiento de la educación. Son bien conocidas las críticas que suscita la utilización de la tasa de rendimiento (Blaug, 1976; Psacharopoulos, 1981) (1); no obstante, a pesar de sus limitaciones, su cálculo puede ofrecer una guía del grado de eficiencia de la asignación de recursos destinados a la educación en un país, ya sea desde el punto de vista de los individuos o desde el del sector público.

El objetivo planteado en este trabajo es determinar el nivel de rentabilidad privada y social de la educación en España mediante el cálculo de su tasa de rendimiento. Para ello, se utilizan los dos métodos más difundidos en la literatura. Por una parte, se deducen las tasas estimadas mediante una ecuación de ingresos minceriana. Por otra parte, y este es el principal objeto del análisis, se calculan las tasas de rendimiento interno por niveles educativos, tanto privadas como sociales, mediante el «método elaborado» sugerido por Psacharopoulos. La base de datos usada es la proveniente de la úl-

tima Encuesta de Presupuestos Familiares disponible en España, que es la correspondiente al período 1990-1991.

En el contexto europeo, el nivel educativo de la población española está claramente por debajo de la media. Mientras que el porcentaje de población entre 25 y 64 años con educación superior es, en España, del 10 por 100, para la OCDE europea la media es del 15 por 100, según datos referidos a 1991. Este diferencial está indicando la existencia de un retraso, pero también, probablemente, de un efecto de menor nivel educativo medio de las cohortes de mayor edad de la población potencialmente activa. Se ha de tener en cuenta que el sistema educativo español ha experimentado una serie de cambios acordes con la transformación de la estructura socioeconómica del país durante las dos últimas décadas. Esto se refleja en el hecho de que mientras en 1970 el porcentaje de población de más de 16 años con estudios secundarios o superiores era tan sólo del 10 por 100, en 1992 se elevaba al 42 por 100.

En 1970, la legislación establece la enseñanza obligatoria hasta los 14 años. A partir de aquí, se inicia una evolución creciente del número de alumnos y de la tasa de escolarización. Sin embargo, es con el inicio de la última década cuando el sector público realiza un esfuerzo financiero destacable. Así, la oferta pública de enseñanza postobligatoria no universitaria acoge en el año 1970 un 35 por 100 de los estudiantes, en 1980 en torno al 60 por 100, llegando en 1992 a alcanzar casi el 75 por 100. Por otra parte, hay que señalar que la oferta universitaria es, casi en su totalidad, pública. Este esfuerzo se ha de ponderar al tener en cuenta que el crecimiento medio anual de matriculaciones entre los cursos 1980-81 y 1991-92 fue del 4,7 por 100 para la educación secundaria y del 7,4 por 100 para la superior. Estos crecimientos se corresponden, sin duda, con la absorción en el sistema postobligatorio del *baby-boom* español.

Este marco de fuerte crecimiento de la oferta potencial de trabajo cualificado tiene lugar en un contexto de elevado paro. Es bien conocido que España soporta tasas de paro desde principios de los ochenta en torno al doble de la media europea. Este problema de desempleo ha afectado diferencialmente, como en otras economías, a los componentes jóvenes de la población activa. Las tasas de paro juvenil doblan la media nacional durante esos años, lo cual se agrava si consideramos separadamente el segmento de edad entre 16 y 19 años. Por otra parte, aquellos activos con mayor nivel educativo han soportado menor nivel de paro durante la

década y, adicionalmente, a lo largo de ésta, mejoraron su posición respecto a la media.

La magnitud del problema del desempleo en España lleva a plantear que haya influido en las decisiones educativas de los individuos, de modo que haya aumentado la rentabilidad de la decisión de seguir estudios postobligatorios. Desde el punto de vista de la tasa de rendimiento, esto se produciría por dos vías. La primera sería el efecto del paro juvenil. Este elevado paro habría reducido sustancialmente el coste de oportunidad de continuar en el sistema educativo. Además, en un contexto como el que se ha descrito, de creciente asunción por parte del sector público de la oferta de educación postobligatoria, los costes directos de la educación para el individuo han disminuido de manera importante. La segunda vía actuaría por el lado de los beneficios. El efecto diferencial del paro según niveles educativos hace que el riesgo de desempleo disminuya con el mayor nivel educativo y, por tanto, aumente la expectativa de realizar los beneficios de la inversión educativa. A su vez, la mayor probabilidad de empleo para los niveles educativos más elevados implica un mayor ingreso esperado. Es esperable que todos estos factores hayan llevado a unas tasas de rendimiento de la educación postobligatoria más elevadas que en una situación de desempleo menor.

La investigación que se presenta intenta captar el efecto del desempleo en el cálculo de la tasa de rendimiento. Para ello, se ha ponderado la predicción de ingresos procedente de la ecuación minceriana, para los individuos de la muestra, con la probabilidad de ocupación derivada de la estimación de un modelo *probit*. Claramente, los resultados parecen adecuarse a las expectativas, ya que se obtienen unas más elevadas tasas de rendimiento cuando se incluye el efecto del paro.

El trabajo se estructura como sigue. En el apartado II, se hace un breve repaso del marco teórico y de los resultados hallados por la literatura para el caso español. Por su parte, en el III, se muestra la relevante relación entre nivel educativo y probabilidad de empleo mediante la estimación de un modelo *probit*. En el IV, se explica el proceso de especificación y estimación de la ecuación minceriana utilizada. El procedimiento seguido para obtener los ingresos predichos a partir de la estimación es el objeto del apartado V. Obtenido el flujo de ingresos esperados de la educación, en el VI, se procede al cálculo de los rendimientos sociales y privados mediante el «método elaborado», así denominado por Psacharopoulos; para ello, previamente se explica la aproximación seguida para el

cálculo de los costes, junto con los supuestos utilizados. El apartado VII resume los principales resultados y conclusiones del trabajo.

II. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA: UN REPASO DE LA LITERATURA

La idea básica de la teoría de capital humano es que los trabajadores, para alcanzar un mayor nivel de formación, sea en la escuela o en el puesto de trabajo, han incurrido en un conjunto de costes, suma de los ingresos dejados de percibir al continuar en el sistema educativo y de los costes directos asociados a la educación. Por otra parte, su productividad habrá aumentado, lo que les capacita para obtener una mayor retribución, suponiendo que los salarios igualan la productividad marginal. La cuantía del incremento de salarios y productividad se determina por el incremento en los costes sufridos. Como estos costes se consideran una inversión, el ingreso adicional asociado debería ser suficiente para asegurar el mismo rendimiento sobre la inversión que sobre una inversión alternativa en capital físico, de riesgo comparable. Si tomamos el argumento desde un punto de vista de ciclo vital, el individuo maximiza el valor actual neto de la corriente de salarios de su ciclo vital.

Becker (1967), en su conocida aportación, amplía este modelo básico. Así, tendríamos un mercado de educación con una demanda determinada por la valoración marginal de la educación y una oferta de financiación de la inversión. En el equilibrio se establecerá una tasa de rendimiento. El *background* familiar puede afectar a la posición de las curvas de oferta y demanda y, por tanto, al equilibrio final. Por una parte, los factores familiares afectan a la habilidad (2) del individuo y, por tanto, a la posición de la demanda. A su vez, las diferencias familiares de capacidad de financiación determinan la posición de la curva de oferta.

La investigación econométrica sobre determinación de salarios en capital humano se ha basado en la ecuación desarrollada por Mincer para datos individuales de sección cruzada, que toma la forma $\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + u_i$, donde $\ln y_i$ es el logaritmo natural de los ingresos del individuo i , s_i es el nivel de educación formal alcanzado en número de años de educación, x_i es la experiencia laboral del individuo, medida habitualmente como $x = t - s - 6$, siendo t la edad del individuo. Finalmente, u_i es el tradicional término de perturbación aleatoria para el que se postulan las hipótesis

usuales. Esta ecuación, según Willis (1986), es una aproximación al modelo básico de ciclo vital, donde la concavidad del perfil edad-ingresos se capta mediante el término lineal y cuadrático de la experiencia. Esta última aproxima en la ecuación la educación no formal que obtiene el trabajador en su puesto de trabajo.

Como es bien conocido, esta especificación está sujeta a una serie de sesgos que se pueden englobar dentro del problema del sesgo de autoselección. La causa subyacente al sesgo es el problema de la endogeneidad de la educación en el modelo. No es adecuado considerar exógena la variable de educación si se tienen en cuenta los factores que afectan al equilibrio en el mercado educativo desarrollado por Becker. En realidad, se debería considerar la especificación minceriana como una ecuación perteneciente a un modelo estructural en el que el nivel educativo fuese endógeno, pudiendo ser explicado mediante medidas de *background* familiar que afecten a habilidad y capacidad de financiación.

Dado que la especificación minceriana implica que el coeficiente sobre los años de escolarización es directamente el rendimiento marginal de cada año adicional de educación, una especificación de ésta como variable continua conduce a la obtención de una tasa de rendimiento única, sin poder entrar en diferencias por niveles educativos. Para poder llegar a resultados en este sentido, el procedimiento más obvio es pasar de una especificación continua a otra discreta mediante *dummies* de nivel educativo. Esta especificación puede tener la ventaja de dar un mayor sentido al efecto de la educación, en la medida en que los efectos de productividad de la educación estén asociados a la consecución de ciclos educativos completos y, por otro lado, los empleadores utilicen este criterio, más que el número de años de educación, para aproximar el nivel de capital humano del individuo. En esta especificación discreta, la tasa de rendimiento marginal, para, por ejemplo, el nivel educativo superior respecto al secundario, será el resultado del siguiente cálculo:

$$r = \frac{\beta_{sup} - \beta_{sec}}{S_{sup} - S_{sec}} \quad [1]$$

donde r es la tasa de rendimiento, β_{sup} y β_{sec} son los coeficientes estimados sobre las *dummies* de nivel de estudios superior y secundario, respectivamente, y S_{sup} y S_{sec} son los años de estudio correspondientes a cada uno de estos niveles.

El cálculo de las tasas de rendimiento de la educación mediante ecuaciones mincerianas se ha

convertido en el método más generalizado a partir de la aparición de la obra de Mincer en 1974. No obstante, lo que se está estimando con estas especificaciones es una tasa de rendimiento sujeta a una serie de supuestos implícitos (Psacharopoulos, 1981): los perfiles edad-ingresos son equidistantes, la vida del individuo no es finita y los únicos costes que se tienen en cuenta implícitamente en la estimación de la tasa son los salarios no percibidos. Ninguno de los tres plantea problemas graves, pero el supuesto sobre costes implica que lo que se está aproximando es la tasa de rendimiento privada (sin tener en cuenta los costes directos soportados por el individuo). Desde un punto de vista más normativo y de toma de decisiones de política, la tasa relevante sería la tasa de rendimiento social, que incorporaría en su cálculo costes privados y públicos.

Desde esta perspectiva, lo que el trabajo de Psacharopoulos ha popularizado como «método elaborado» muestra su utilidad, ya que permite diferenciar entre tasas privadas y públicas. En esencia, el método consiste en el cálculo de las tasas de rendimiento interno de la inversión en educación. Esto implica que el cálculo de la TIR puede incluir los costes directos e indirectos soportados por el individuo, pero también los costes asumidos por la sociedad (subsidijs para el individuo). La TIR calculada es el resultado de la resolución de la siguiente igualdad:

$$\sum_{t=c+1}^n (Y_{sup} - Y_{sec})_t \cdot (1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^c (Y_{sec} + C_{sup})_t \cdot (1+r)^{-t} \quad [2]$$

donde Y_t son los ingresos correspondientes a cada nivel educativo, C_t son los costes directos asociados al nivel educativo correspondiente y r es la tasa de rendimiento interno; los sumatorios se calculan sobre n , que son los años supuestos hasta el final de la vida activa del individuo, y c , que son los años de educación.

Para llevar a cabo el cálculo, previamente se tienen que estimar los flujos de ingresos. En el presente trabajo, se ha procedido a la estimación de una ecuación de ingresos que, a su vez, ha permitido obtener las tasas de rendimiento derivadas de los coeficientes de la propia estimación.

En el caso español, se han llevado a cabo varias estimaciones mincerianas, especialmente durante los últimos años. No obstante, la primera aproximación al cálculo del rendimiento de la educación es el trabajo de Quintás y Sanmartín (1978). Estos autores utilizan el método elaborado con una base de datos referida a 1972. Su cálculo fue reco-

gido por Psacharopoulos (1981), clasificando a España entre los países de desarrollo intermedio. Los resultados para las tasas privadas eran del 31 por 100 para la enseñanza primaria, 10 por 100 para la secundaria y 15 por 100 para la superior, siendo las correspondientes tasas sociales del 17, 8 y 13 por 100. La pauta de dichas tasas muestra forma de V, con una menor rentabilidad de la enseñanza secundaria, que, según los autores, podría deberse al carácter de mero paso previo que tiene este nivel educativo respecto a la educación superior. Por otro lado, se puede considerar que, en términos generales, los resultados se conforman bastante bien al estadio de desarrollo del país en aquel momento, con una elevada rentabilidad privada de la enseñanza primaria, fuertemente subsidiada (lo cual se refleja en el diferencial para este nivel entre tasa privada y social). Aunque, en sentido estricto, el método utilizado por estos autores no es comparable al que más adelante se describe, sí puede servir como punto de referencia respecto a los cambios estructurales experimentados por el sistema educativo del país en los últimos veinte años.

Los resultados más recientes provienen en su totalidad de estimaciones de ecuaciones mincerianas, referidas a datos de principios de los años noventa. Así, Alba y San Segundo (1995), utilizando la Encuesta Piloto de Ingresos, hallan una tasa de rendimiento sobre años de educación para el conjunto de ocupados del 8,3 por 100. Estos resultados son coherentes con los de San Segundo (1996) que, con la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91, obtiene unas tasas de rendimiento para el conjunto de ocupados que, para distintas especificaciones respecto a las variables de control incluidas, oscilan entre el 7,9 y el 9,3 por 100. Por otra parte, Vila y Mora (1996), con la misma base que San Segundo pero usando la muestra de cabezas de familia y cónyuges asalariados, obtienen un rendimiento del 5,5 por 100.

Pasando a referirnos a los resultados por niveles educativos, se ha de comenzar mencionando que no se puede hacer una comparación estricta entre los trabajos anteriormente referidos. Dependiendo de la base de datos utilizada, varía el grado de desagregación de los niveles educativos, encontrando el mismo problema incluso entre autores que usan la misma base de datos. Ello dificulta la comparación en base a tasas de rendimiento. No obstante, dos resultados parecen reflejarse en todos los trabajos.

En primer lugar, comparado con los cálculos de Quintás y Sanmartín de principios de los setenta,

los resultados con datos de los noventa parecen mostrar un progresivo incremento del rendimiento relativo de la enseñanza secundaria respecto a la primaria. Este resultado cabe contemplarlo como esperable.

En segundo lugar, el rendimiento de los estudios universitarios es superior para los asalariados del sector público que para los del sector privado, donde parecería obtener un mayor rendimiento la enseñanza secundaria. Así, Alba y San Segundo (1995) obtienen tasas para secundaria del 9,6 por 100 en el sector privado y del 5,7 por 100 en el público. Para la enseñanza superior sus estimaciones son de 3 por 100 en el sector privado y 7,8 por 100 en el público, respectivamente. En los trabajos en que la desagregación de niveles educativos lo permite, como San Segundo (1996), se muestra el mayor impacto que tiene sobre el diferencial de ingresos respecto a estudios primarios la obtención de un título de formación profesional de segundo grado. Esta diferencia de valoración por parte del sector público y privado se refleja, sin duda, en la composición de sus respectivos asalariados por niveles educativos.

A pesar de la menor valoración de los estudios universitarios por parte del sector privado, aparece claro en todos los trabajos que este tipo de estudios sigue disfrutando de una alta rentabilidad. En este sentido, San Segundo plantea que, a pesar del incremento de oferta de licenciados generado durante los años ochenta, probablemente el ritmo de crecimiento de su demanda ha sido suficiente para no disminuir su rentabilidad. Desde un punto de vista similar, Alba (1993), en línea con estudios para otros países, muestra, con datos de mediados de los ochenta, que la sobreeducación sería un fenómeno transitorio a corto plazo que desaparecería en el largo plazo.

El efecto que señala San Segundo respecto al equilibrio relativo entre oferta y demanda se vería corroborado por los datos de desempleo por nivel de estudios. Como se mencionó anteriormente, estos datos muestran que los poseedores de título universitario disfrutaban de una menor tasa de paro; y, adicionalmente, que durante los ochenta el diferencial de paro respecto a los demás niveles educativos se amplió.

Sin duda, dadas las condiciones del mercado de trabajo español durante los últimos veinte años, las probabilidades de ocupación ofrecidas a los distintos niveles educativos han de haber condicionado la decisión de inversión educativa. Esto nos plantea la oportunidad de introducir en el cálculo de los

rendimientos el efecto de las probabilidades de ocupación.

III. NIVEL EDUCATIVO Y PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN

Como se ha argumentado antes, las condiciones del mercado de trabajo, diferenciales para los distintos niveles educativos, han influido, sin duda, en el cálculo de rentabilidad de la educación, dadas las condiciones de paro elevado y de larga duración, como es el caso español.

Para poder aproximar cuantitativamente la relación entre nivel educativo y probabilidad de empleo, y con objeto de controlar por otras posibles variables condicionantes, se ha estimado un sencillo modelo *probit* en el que la variable dependiente toma valor uno cuando el individuo está ocupado, y cero cuando está parado o inactivo. Las variables explicativas utilizadas (3) fueron tres variables categóricas: nivel educativo, sexo y región de residencia; y la edad como variable continua especificada lineal y cuadráticamente. Los resultados indican que la relación entre nivel educativo y probabilidad de ocupación es positiva y muy significativa, tal como el cuadro n.º 1 permite inferir. A la vista de estos resultados, y considerando la categoría «sin estudios» como referencia, el coeficiente del nivel de estudios primarios es de 0,3, prácticamente coincidente con el correspondiente a estudios secundarios, mientras que el coeficiente que afecta a los estudios superiores es de 0,9, con un estadístico «t» de 30. En términos del modelo de probabilidad lineal, y para una probabilidad de 0,5, los correspondientes valores serían de 0,12 para estudios primarios y secundarios, y de 0,36 para estudios superiores. Con respecto a la edad, aparecen los signos positivo y negativo esperados, indicando una relación de concavidad. El sexo masculino tiene una mayor probabilidad de estar ocupado (coeficiente de 1,1, equivalente a 0,44 en términos del modelo de probabilidad lineal, y estadístico «t» de 87), mientras que los coeficientes de las comunidades autónomas de residencia están en consonancia con las respectivas tasas de ocupación, siendo Madrid la autonomía de referencia.

El modelo puede utilizarse para estimar la probabilidad de ocupación de un individuo tipo para distintas edades y niveles educativos, tal como el gráfico 1 detalla. Se trata de un individuo de sexo masculino y residente en la Comunidad Autónoma de Madrid. Puede comprobarse que la máxima probabilidad de ocupación se produce en el entorno de

los 40 años, siendo para esta edad las respectivas probabilidades de estar ocupado del 78 por 100 para un individuo sin estudios, del 86 por 100 para un individuo con estudios primarios o secundarios y del 95 por 100 si el nivel de estudios corresponde al superior. Es decir, la diferencia entre el mínimo y el máximo para esta edad es de 17 puntos porcentuales. Examinando los extremos, en el caso de un individuo de 25 años, las respectivas probabilidades son de 58, 69 y 86 por 100 (diferencia de 28 puntos porcentuales entre el valor máximo y el mínimo), y en el caso de un individuo de 64 años estas probabilidades se sitúan en el 26, el 37 y el 60 por 100 (diferencia de 34 puntos porcentuales).

En resumen, el modelo estimado muestra claramente que la probabilidad de estar ocupado aumenta con el nivel educativo, pudiendo alcanzar la diferencia de probabilidades de ocupación del orden de 30 puntos porcentuales para un individuo sin estudios, frente a un individuo con estudios su-

CUADRO N.º 1

MODELO *PROBIT* EXPLICATIVO DE LA PROBABILIDAD DE ESTAR OCUPADO (*)

Logaritmo de la función de verosimilitud = -25.095,4
Número de observaciones = 46.676
Número de observaciones positivas = 21.744

Variable	Estimación	Estadístico «t»
C	-4.38878	-65.2191
ESTPRIM305655	15.2082
ESTSECU318479	12.2996
ESTSUPE892495	30.1672
EDAD199674	67.9388
EDAD2	-.249113E-02	-67.7158
SEXO	1.14795	87.0237
AND	-.192778	-5.27586
ARA121399	2.74512
AST	-.150714	-2.72263
BAL237841	4.10648
CAN	-.167444	-3.65699
CNT	-.092324	-1.55867
CLL	-.071800	-1.92452
CMX	-.128466E-02	-.031655
CAT157848	3.89361
VAL138825	3.43972
EXT	-.177192	-3.78701
GAL	-.499756E-02	-1.26014
MUR	-.013428	-2.59235
NAV	-.266068E-02	-.045972
EUS	-.148201	-3.61314
RIO051193	.863110

(*) Para esta estimación, la muestra utilizada comprende todos los individuos, con y sin ingresos, que no pertenezcan a Ceuta y Melilla.

CUADRO N.º 2

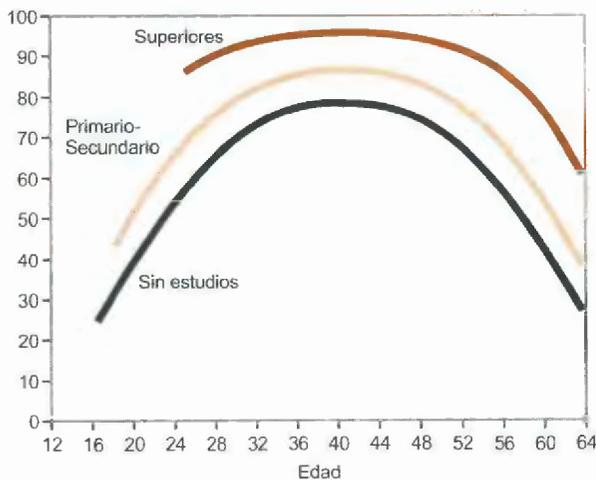
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y MEDIAS MUESTRALES (DESVIACIONES ESTÁNDAR)

Variable	Descripción de la variable	Media	Desviación estándar
LNINGT	Logaritmo de los ingresos del trabajo (salarios y rentas mixtas)	14,407	0,909
SINEST	Dummy (1,0) si el individuo es analfabeto o sin estudios	0,115	0,319
ESTPRIM	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios primarios	0,599	0,490
ESTSECU	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios secundarios	0,155	0,362
ESTSUPE	Dummy (1,0) si el individuo tiene estudios superiores	0,131	0,337
EDAD	Edad del individuo	37,998	12,506
SEXO	Dummy (1,0) si el individuo es hombre	0,700	0,458
AND	Dummy (1,0) si el individuo reside en Andalucía	0,171	0,377
ARA	Dummy (1,0) si el individuo reside en Aragón	0,054	0,225
AST	Dummy (1,0) si el individuo reside en Asturias	0,020	0,140
BAL.....	Dummy (1,0) si el individuo reside en Baleares	0,023	0,151
CAN	Dummy (1,0) si el individuo reside en Canarias	0,038	0,192
CNT	Dummy (1,0) si el individuo reside en Cantabria	0,017	0,128
CLL.....	Dummy (1,0) si el individuo reside en Castilla y León	0,137	0,344
CMX	Dummy (1,0) si el individuo reside en Castilla-La Mancha	0,075	0,264
CAT	Dummy (1,0) si el individuo reside en Cataluña	0,086	0,280
VAL.....	Dummy (1,0) si el individuo reside en Valencia	0,086	0,281
EXT	Dummy (1,0) si el individuo reside en Extremadura	0,035	0,184
GAL	Dummy (1,0) si el individuo reside en Galicia	0,084	0,278
MAD	Dummy (1,0) si el individuo reside en Madrid	0,039	0,195
MUR	Dummy (1,0) si el individuo reside en Murcia	0,026	0,160
NAV	Dummy (1,0) si el individuo reside en Navarra	0,020	0,141
EUS	Dummy (1,0) si el individuo reside en País Vasco	0,069	0,253
RIO.....	Dummy (1,0) si el individuo reside en La Rioja	0,019	0,136
MUN1	Dummy (1,0) para residencia en un municipio inferior a 10.000 hab.	0,257	0,437
MUN2	Dummy (1,0) para residencia en un municipio entre 10.001 y 50.000 hab.	0,248	0,432
MUN3	Dummy (1,0) para residencia en un municipio entre 50.001 y 100.000 hab.	0,119	0,324
MUN4	Dummy (1,0) para residencia en un municipio entre 100.001 y 500.000 hab.	0,281	0,449
MUN5	Dummy (1,0) para residencia en un municipio mayor que 500.000 hab.	0,095	0,293
SEC1	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en sector primario	0,115	0,319
SEC2	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en sector industrial	0,231	0,422
SEC3	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en construcción	0,100	0,300
SEC4	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en comercio y hostelería	0,202	0,401
SEC5	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en transportes y otros servicios	0,308	0,462
SEC6	Dummy (1,0) para el individuo con actividad en finanzas y servicios a emp.	0,044	0,204
POSOCU1	Dummy (1,0) si el individuo es «Empleador»	0,028	0,165
POSOCU2	Dummy (1,0) si el individuo es «Empresario sin asalariados o trab. ind.»	0,156	0,363
POSOCU3	Dummy (1,0) si el individuo es «Miembro de una cooperativa»	0,009	0,095
POSOCU4	Dummy (1,0) si el individuo es «Ayuda familiar»	0,006	0,080
POSOCU5	Dummy (1,0) si el individuo es «Asalariado sector público»	0,201	0,400
POSOCU6	Dummy (1,0) si el individuo es «Asalariado sector privado»	0,600	0,490
RMILL.....	Ratio de Mills		

periores. Adicionalmente, es interesante señalar que las diferencias de probabilidades entre nivel primario y secundario son mínimas, mientras que entre estos dos niveles y enseñanza superior la diferencia media es de casi 20 puntos. Esta diferencia se descompone en la contribución de una mayor tasa de actividad de los «educados», y de una menor tasa de desempleo para este último colectivo. Finalmente, todas estas probabilidades serían

del orden de unos 45 puntos porcentuales inferiores en caso de estar referidas a personas del sexo femenino. Haber accedido a una educación superior y estar ocupado se configura, por tanto, como una relación robusta y difícilmente discutible. Adicionalmente, las posibilidades de ocupación de los individuos sin estudios se ven minoradas con el transcurso del tiempo, a medida que el avance tecnológico y la introducción de nuevos procesos

GRÁFICO 1
PROBABILIDADES TEÓRICAS DE ESTAR
OCUPADO PARA DISTINTOS NIVELES
EDUCATIVOS Y EDAD DERIVADAS
DEL MODELO PROBIT
(En porcentaje)



tienden a convertir la formación en un requisito indispensable para el acceso a, prácticamente, cualquier puesto de trabajo.

IV. ECUACIÓN DE INGRESOS ESTIMADA

Como se ha visto anteriormente, el procedimiento seguido para el cálculo de los rendimientos de la educación implica la estimación de una ecuación Mincer y la utilización de los valores predichos por dicha ecuación para obtener el flujo de ingresos esperados.

Al estimar una ecuación de ingresos, una primera cuestión que se plantea es si éstos deben hacer referencia a salarios o incluir la totalidad de ingresos, exceptuando las rentas del capital. En este estudio, se han ensayado las dos alternativas, con resultados cualitativamente similares en términos de la contribución derivada de la educación. Frente a una ecuación de salarios, básicamente, una ecuación de ingresos contempla los rendimientos de profesionales o empresarios independientes y, desde esta perspectiva, parece una opción más adecuada, motivo por el cual sólo se presentan los resultados de esta estimación. Por otro lado, la

ecuación de ingresos debe ser estimada con la submuestra de ocupados, lo que plantea un problema de sesgo de selección que en este trabajo se ha corregido a través de la introducción de la *ratio* de Mills. En efecto, se dispone de una primera ecuación (un modelo *probit*) que discrimina entre estar ocupado o no estarlo. En términos más formales, se observa una variable dicotómica Y que adopta los valores 1 ó 0 según que el individuo esté ocupado o no lo esté (es decir, esté parado o inactivo). Se observará ocupación cuando una variable latente no observable adopte un valor positivo, y se observará no ocupación cuando esta variable adopte un valor cero o negativo. Es decir:

$$Y_i = 1 \text{ si } Z_i' \cdot \alpha + u_i > 0$$

$$Y_i = 0 \text{ si } Z_i' \cdot \alpha + u_i < 0$$

en donde Z incluye el vector de variables explicativas de la probabilidad de ocupación. Por otro lado, la ecuación de ingresos viene dada por $\ln W_i = X_i' \cdot \beta + \varepsilon_i$, en donde $\ln W$ es el logaritmo de los ingresos y X las variables condicionantes de tales ingresos, como pueda ser el nivel educativo o la edad. Al tomar valores esperados de la variable dependiente condicionada a las variables explicativas, se tiene:

$$\begin{aligned} E\{\ln W_i | X_i', \beta, Z_i', \alpha + u_i > 0\} &= X_i' \cdot \beta = E\{\varepsilon_i | Z_i', \alpha + u_i > 0\} = \\ &= X_i' \cdot \beta + E\{\varepsilon_i | u_i > -Z_i' \cdot \alpha\} = X_i' \cdot \beta + \rho \cdot \sigma_\varepsilon \cdot \frac{\phi(Z_i' \cdot \alpha)}{\Phi(Z_i' \cdot \alpha)} = \\ &= X_i' \cdot \beta + \beta_i \cdot \lambda_i \end{aligned} \quad [3]$$

en donde ρ es el coeficiente de correlación entre ε y u , $\phi(Z_i' \cdot \alpha)$ el valor de la función de densidad y $\Phi(Z_i' \cdot \alpha)$ el valor de la función de distribución, y λ la *ratio* de Mills. Si se desea obtener estimadores consistentes de los parámetros del modelo, esta *ratio* de Mills debe, pues, introducirse como variable explicativa extra. Adicionalmente, las perturbaciones aleatorias de la ecuación plantean un problema de heteroscedasticidad, por lo que los errores estándar deben estimarse por un método robusto, como el de White (véase, por ejemplo, Greene, 1997).

Al especificar funciones de ingresos, es frecuente controlar por ciertas características del individuo con objeto de apreciar los efectos de la educación bajo la hipótesis *ceteris paribus*. Así, algunas de la características de control de los individuos son personales (como el sexo), mientras otras son situacionales (como puedan ser la rama de actividad en la que el individuo desarrolla su trabajo, el tamaño del municipio de residencia o la categoría socio-profesional) y, posiblemente, no sean exógenas al propio nivel educativo, por lo que condicionar los

efectos de la educación sobre los ingresos manteniendo algunas de estas características puede sesgar a la baja el verdadero efecto del nivel educativo sobre los ingresos.

Para contrastar la posible existencia de este efecto, se estimaron modelos *logit* (cuyos resultados se muestran en el anexo), explicando la elección de sector de actividad, de situación profesional y de tamaño de municipio como función del nivel educativo del individuo y la edad. Los resultados corroboraron la presunción de un elevado grado de correlación entre estas variables situacionales y el nivel educativo. En vista de ello, se optó por eliminar las correspondientes variables de la ecuación finalmente estimada.

La base de datos utilizada ha sido obtenida de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (EPF), efectuada entre marzo de 1990 y marzo de 1991 sobre un total de 21.155 familias. La muestra es la de individuos entre 16 y 65 años, obteniéndose un total de 47.174 observaciones, de las cuales 22.968 corresponden a individuos con ingresos derivados del trabajo, que han constituido la base para la estimación de la función de ingresos.

Como es conocido, las encuestas de presupuestos familiares tienden a subestimar tanto el consumo como el ingreso, aunque este segundo en mayor medida que el primero. Esta mayor subestimación del ingreso, adicionalmente, no es homogénea según fuentes de renta, sino que muestra una ocultación mayor en las rentas que no proceden del trabajo dependiente. Este problema se ha resuelto mediante la aplicación, a cada concepto de ingreso individual de la encuesta, de factores de corrección que elevan el total de la muestra a los valores de la Contabilidad Nacional de España (4).

La ecuación finalmente estimada incorpora como regresores el nivel educativo, la edad especificada cuadráticamente, el sexo y un grupo de variables *dummies* expresivas de comunidades autónomas, así como la *ratio* de Mills. Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro n.º 3. La ecuación se estima con 23.000 observaciones correspondientes a los individuos que tienen ingresos (de trabajo propio o dependiente). La primera variable explicativa es el nivel educativo, clasificado en los cuatro niveles descritos. Para un individuo de 40 años residente en Madrid, los niveles retributivos estimados son de 2,3 millones anuales si carece de estudios, 3,5 si tiene estudios primarios, 4,6 si tiene estudios secundarios y 6,8 si tiene estudios superiores. Así, la educación superior aumenta claramente el nivel retributivo, además de actuar

CUADRO N.º 3

ECUACIÓN ESTIMADA DE INGRESOS

Variable dependiente: LNINGT
 Número de observaciones: 22.968
 Varianza de residuos = .529387
 Error estándar de la regresión = .727590
 R cuadrado ajustado = .359701
 Estadístico F (desviación cero) = 561.965

Variable estimada	Coficiente	Estadístico «t»
C	9.88973	142.096
ESTPRIM447978	23.4960
ESTSECU738038	34.0240
ESTSUPE	1.17740	54.6852
EDAD158928	51.6460
EDAD2	-.172605E-02	-45.0759
SEXO767635	53.0545
AND	-.230670	-9.67682
ARA086705	3.13679
AST	-.077429	-2.01608
BAL116993	3.16336
CAN	-.144851	-4.72902
CNT	-.067105	-1.88891
CLL	-.040372	-1.70261
CMX012562	.480432
CAT129041	5.28896
VAL	-.057156	-2.16798
EXT	-.249516	-7.26085
GAL	-.097787	-3.72462
MUR	-.140457	-3.67784
NAV089213	2.74282
EUS	-.034903	-1.30773
RIO032271	.802308
RMILL419068	31.0919

Los errores estándar son heteroscedásticamente consistentes (HCTYPE=2).

positivamente sobre la probabilidad de ocupación. Por lo que se refiere a la edad y edad al cuadrado, los signos son contrapuestos, lo que implica que la curva de ingresos alcance un máximo para una edad de unos 45 años. Posiblemente, la edad de máximo ingreso varíe en función de los distintos niveles educativos. Por su parte, el efecto del sexo es muy importante, de suerte que mientras que un individuo del sexo masculino, con estudios superiores y de 40 años, tiene unos ingresos de unos 6,8 millones de pesetas anuales, las mismas características para el sexo femenino conducen a unos ingresos de 3,7 millones, lo que representa una diferencia del 46 por 100. No sería adecuado imputar la totalidad de esta diferencia a la existencia de discriminación, dado que otras características que en este estudio no han sido contempladas —tales como los períodos de interrupción en la relación laboral, condicionantes de la experiencia en el puesto

de trabajo o de la posibilidad de asumir ciertas responsabilidades— pueden explicar una distinta productividad de individuos aparentemente similares que sólo difieren por razones de sexo. Adicionalmente, un grado de discriminación tan elevado encaja mal con la hipótesis de racionalidad, dado que implicaría la existencia de un margen muy elevado de beneficio no explotado por parte de los empleadores, al que podrían tener acceso con sólo intercambiar empleo masculino por empleo femenino.

En cualquier caso, independientemente de qué proporción de esta diferencia pueda interpretarse como subproducto de la discriminación frente a la parte explicada por productividad diferencial, los resultados de esta estimación están en consonancia con la práctica totalidad de estudios que hallan diferencias salariales o de ingresos importantes en función del sexo, y después de controlar por otras características.

Con respecto a las variables ficticias de comunidades autónomas, en general, la magnitud de los coeficientes está en consonancia con el valor de la renta per cápita relativa. Por lo que se refiere a la *ratio* de Mills, el coeficiente de esta variable es altamente significativo, con un estadístico *t* de 31. Ello es indicativo de la existencia de una correlación significativa entre la perturbación aleatoria de la ecuación de «ocupación» y la perturbación aleatoria de la ecuación de «ingresos». En este caso, la exclusión de la *ratio* de Mills debe provocar inconsistencia en la estimación de los coeficientes del modelo, si bien, realizada la correspondiente prueba, las diferencias en los coeficientes estimados no eran muy importantes, aunque sí claramente perceptibles.

Se ha de tener en cuenta que los resultados obtenidos de esta estimación están reflejando efectos medios respecto a sexo y niveles de estudios. Estimaciones preliminares realizadas por los autores con muestras separadas por sexo y niveles de estudio muestran efectos diferenciales. En consecuencia, un análisis comparativo de la rentabilidad de la educación por sexos exige operar sobre la base de estimaciones separadas, actualmente en curso.

V. PREDICCIONES DE INGRESOS POR NIVELES EDUCATIVOS

Dado que la ecuación estimada de ingresos es del tipo $\ln W_i = X_i' \beta + \beta_\lambda \cdot \lambda_i + \xi_i$, donde $\ln W_i$ es el logaritmo de los ingresos, X_i las variables explicati-

vas y λ la *ratio* de Mills, la predicción del nivel de ingresos se obtiene a partir de

$$E(W_i) = \exp \left\{ X_i' \beta + \beta_\lambda \cdot \lambda_i + \frac{1}{2} \sigma_{\xi_i}^2 \right\} \quad [4]$$

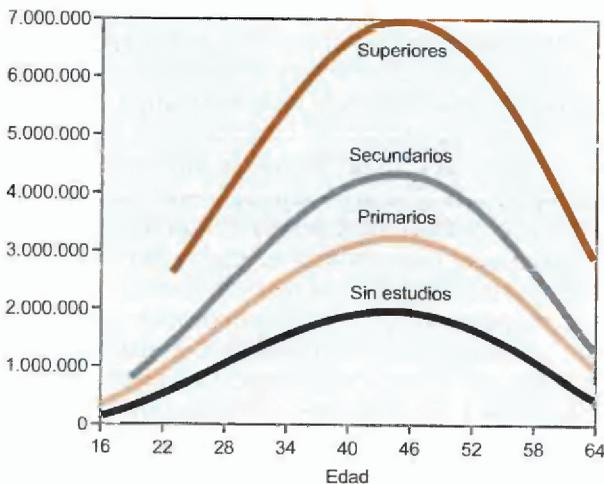
No obstante, ésta es una predicción condicional a que el individuo esté ocupado. Por otra parte, una relación que se deriva de la estimación previa es que, *ceteris paribus*, la probabilidad de estar ocupado aumenta con el nivel educativo. Las razones que subyacen a este vínculo entre las dos variables son, por un lado, que al aumentar el nivel educativo aumenta la capacitación del individuo para acceder a distintos puestos de trabajo y, por otro, que un mayor nivel educativo implica un mayor coste de oportunidad para la no actividad; es decir, para la no participación en la población activa. Así, para una observación cualquiera, la predicción de los ingresos debe obtenerse como producto de la probabilidad de ocupación «por» el valor esperado de los ingresos condicionado a que el individuo está ocupado. Es decir, siendo I_i los ingresos del individuo i , su predicción se obtiene por medio de:

$$I_i = \text{prob}(Y_i = 1) \cdot E(W_i | Y_i = 1) = \Phi(Z_i' \alpha) \cdot \exp \left\{ X_i' \beta + \beta_\lambda \cdot \lambda_i + \frac{1}{2} \sigma_{\xi_i}^2 \right\} \quad [5]$$

En consecuencia, se emplea la ecuación estimada de ingresos como vía para generar predicciones de ingresos condicionados a que el individuo esté ocupado, mientras que se utiliza el modelo *probit*, anteriormente estimado, para generar probabilidades de ocupación. Finalmente, el producto de la probabilidad de ocupación por el valor esperado de los ingresos, condicionado a que el individuo esté ocupado, ofrece los ingresos esperados correspondientes al individuo i . Los resultados de esta operación se reflejan en el gráfico 2.

A la vista del gráfico, se observa que el grado de concavidad de la curva aumenta con el nivel de estudios. Ello es consecuencia de que la concavidad derivada de la probabilidad de ocupación se adiciona a la concavidad de la ecuación de ingresos. Reflejo de ello es que la edad de máximo ingreso predicho sin ponderar por la probabilidad es de 48 años, mientras que el efecto de la ponderación adelanta esa edad hasta los 45 años. Los ingresos esperados para un individuo tipo (sexo masculino y residente en Madrid) alcanzan su máximo para una edad, como ya se ha señalado, situada en los 45 años, con 1,9 millones para los individuos sin estudios, 3,2 millones para los con estudios primarios y 4,3 para los con estudios medios, mientras que los

GRÁFICO 2
PERFIL DE INGRESOS POR EDAD
CON PROBABILIDAD DE ESTAR OCUPADO
(En pesetas de 1990)



que han alcanzado el nivel universitario obtienen el máximo de ingresos a los 46 años, con 6,9 millones.

VI. RENDIMIENTO PRIVADO Y SOCIAL DE LA EDUCACIÓN

Como se ha indicado, el flujo de ingresos se ha construido a partir de las predicciones de la ecuación de ingresos estimada, flujo que ha sido ponderado por la correspondiente probabilidad teórica de estar ocupado proveniente del modelo *probit* comentado.

Por lo que se refiere a los costes, éstos han sido separados entre aquellos que recaen sobre el individuo (los costes privados) y aquellos asumidos por el sector público (costes públicos). Los primeros incluyen el coste directo individual en bienes y servicios relacionados con la educación (5), tales como libros, matrículas (a excepción del profesorado y del inmovilizado material), más los ingresos dejados de percibir por un individuo de sus mismas características (6). Por su parte, los costes públicos incorporan el coste de la educación en España, y se han estimado distribuyendo el gasto público corriente en educación del conjunto de administraciones públicas con competencias en esta

función entre el colectivo de estudiantes de cada nivel. El conjunto de estos costes se ha llevado al momento de entrada en el mercado de trabajo, que se ha considerado es de 16, 19 y 23 años, respectivamente, para aquellos individuos sin estudios o con estudios primarios, estudios secundarios y superiores.

Las distintas tasas internas de rendimiento son aquellas que igualan el flujo actualizado de ingresos y costes de ciclo vital de cada individuo, de tal manera que debe cumplirse la igualdad [2] del apartado II del trabajo.

A efectos de comparación, en los cuadros n.ºs 4 y 5, por una parte, y 6 y 7, por otra, se muestran los ingresos y costes utilizados y las tasas de rendimiento resultantes del cálculo sin ponderación por la probabilidad de ocupación y con ponderación. Para ambas situaciones, se ofrecen los resultados correspondientes a la tasa interna de rendimiento social y privada, tanto marginal como absoluta, calculada en este último caso en relación con el nivel de «sin estudios o analfabetos» y ofreciendo el cuadro, en su parte inferior, las tasas de rendimiento que aparecen directamente a partir de la ecuación de Mincer.

Así, sin tomar en consideración la posibilidad de paro o inactividad del individuo, para un sujeto masculino, residente en Madrid, la TIR marginal social se mueve en un rango que oscila alrededor del 12 por 100 (con un 12,5, un 14,1 y un 12,2 por 100, respectivamente, para los tres niveles de estudio). No obstante, al considerar la inclusión de la probabilidad de estar ocupado, los rendimientos de todos los niveles educativos muestran una importante elevación. En efecto, la probabilidad de estar ocupado afecta a los rendimientos esperados de la inversión en educación, reduciendo el coste de oportunidad privado derivado de la pérdida de ingresos asociada a un nivel de estudios superior, al mismo tiempo que reduce el flujo de ingresos futuros de cada nivel educativo, aunque la disminución muestra diferencias significativas según el nivel de estudios. Así, las mismas tasas analizadas con anterioridad, y referidas ahora a un individuo de sexo masculino que reside en Madrid, y al que se ha incorporado la probabilidad de estar ocupado, se elevan hasta valores situados cerca del 20 por 100 para la tasa de rentabilidad social (20,2, 17,9 y 19,3 por 100, respectivamente) y a cifras siempre superiores al 20 por 100 cuando se analizan las tasas privadas (28,9, 22,9 y 24,6 por 100, respectivamente).

Cabe notar el fuerte descenso de los costes privados que se produce al incorporar la probabilidad

CUADRO N.º 4

**INGRESOS Y COSTES EN EL CÁLCULO DE LA TASA DE RENTABILIDAD INTERNA POR NIVELES DE ESTUDIO
(SIN INCLUIR LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN)**

	SIN ESTUDIOS	ESTUDIOS		
		Primarios	Secundarios	Superiores
Ingresos totales	102.349.806	145.521.593	189.289.318	257.357.486
Costes totales	820.630	4.527.291	7.796.048	13.777.085
Privados	0	2.961.568	5.572.953	9.687.641
Públicos	820.630	1.565.723	2.223.095	4.089.445

CUADRO N.º 5

TASAS DE RENTABILIDAD INTERNA (SIN INCLUIR LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN) (*)

	ESTUDIOS		
	Primarios (Porcentaje)	Secundarios (Porcentaje)	Superiores (Porcentaje)
TIR Social			
Absoluta (respecto a sin estudios)	12,5	13,1	12,8
Marginal (respecto al nivel anterior)	12,5	14,1	12,2
TIR Privada			
Absoluta (respecto a sin estudios)	14,2	14,9	14,6
Marginal (respecto al nivel anterior)	14,2	15,9	14,2
Según coeficientes del modelo			
Absoluta (respecto a sin estudios)			
Años adicionales de estudio	4	7	11
Tasa de redimiento (porcentaje)	11,2	10,5	10,7
Marginal (respecto al nivel anterior)			
Años adicionales de estudio	4	3	4
Tasa de rendimiento (porcentaje)	11,2	9,7	11,0

(*) Para el cálculo de la tasa de rentabilidad interna, se han efectuado las siguientes hipótesis, con objeto de determinar los costes públicos y los costes de oportunidad:

A) *Categoría sin estudios*: Se han supuesto estudios desde los 7 hasta los 11 años. Ello comporta un coste total de 820.630 pesetas.

B) *Estudios primarios*: El coste público es 1.565.723 pesetas, que se corresponde con 4 años adicionales de estudio hasta completar la enseñanza primaria. Adicionalmente, se ha calculado un coste privado, que asciende a 2.961.568 pesetas, y que es la suma de los costes de la enseñanza asumidos por la familia, «más» un coste de oportunidad calculado como los ingresos dejados de percibir desde los 12 años, y prediciendo los ingresos a partir de la ecuación de ingresos estimada.

C) *Estudios secundarios y superiores*: La lógica seguida sigue el mismo planteamiento que en el caso anterior, con los supuestos de tres años de estudio en el caso del nivel secundario y de cuatro para los estudios superiores.

D) A efectos del cálculo de la TIR, los costes extra que se consideran para cada nivel educativo son los costes adicionales respecto al nivel sin estudios para el caso de la TIR absoluta —p.ej., [(2.223.095–820.630)+5.572.953] para los estudios secundarios— y los costes adicionales respecto al nivel anterior para la TIR marginal —p.ej., [(2.223.095–1.565.723)+(5.572.973–2.961.568)] para los estudios secundarios respecto a los primarios. En cada caso, el número de años adicionales, a efectos del cálculo, es el que consta en el cuadro. El procedimiento utilizado para el lado de los ingresos sigue la misma lógica.

de estar ocupado. En efecto, éstos se reducen desde casi 3, 5,6 y 9,7 millones para los sujetos de sexo masculino y residentes en Madrid con estudios primarios, secundarios y superiores, respectivamente,

hasta valores de 0,7, 1,5 y 3,2 millones cuando se incorpora la probabilidad de estar ocupado. En términos agregados, la suma de costes privados y públicos para un individuo de sexo masculino residen-

CUADRO N.º 6

**INGRESOS Y COSTES EN EL CÁLCULO DE LA TASA DE RENTABILIDAD INTERNA POR NIVELES DE ESTUDIO
(INCLUYENDO LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN)**

	SIN ESTUDIOS	ESTUDIOS		
		Primarios	Secundarios	Superiores
Costes totales	820.630	2.297.239	3.700.234	7.317.365
Privados	0	731.517	1.477.139	3.227.920

CUADRO N.º 7

TASAS DE RENTABILIDAD INTERNA (INCLUYENDO LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN) (*)

	ESTUDIOS		
	Primarios (Porcentaje)	Secundarios (Porcentaje)	Superiores (Porcentaje)
TIR Social			
Absoluta (respecto a sin estudios)	20,2	19,3	19,3
Marginal (respecto al nivel anterior)	20,2	17,9	19,3
TIR Privada			
Absoluta (respecto a sin estudios)	28,9	26,6	25,9
Marginal (respecto al nivel anterior)	28,9	22,9	24,6
Según coeficientes del modelo			
Absoluta (respecto a sin estudios)			
Años adicionales de estudio	4	7	11
Tasa de redimiento (porcentaje)	11,2	10,5	10,7
Marginal (respecto al nivel anterior)			
Años adicionales de estudio	4	3	4
Tasa de rendimiento (porcentaje)	11,2	9,7	11,0

(*) Para el cálculo de la tasa de rentabilidad interna, se han efectuado las siguientes hipótesis, con objeto de determinar los costes públicos y los costes de oportunidad:

A) *Categoría sin estudios*: Se han supuesto estudios desde los 7 hasta los 11 años. Ello comporta un coste total de 820.630 pesetas.

B) *Estudios primarios*: El coste público es 1.565.723 pesetas, que se corresponde con 4 años adicionales de estudio hasta completar la enseñanza primaria. Adicionalmente, se ha calculado un coste privado que asciende a 731.517 pesetas, que es la suma de los costes de la enseñanza asumidos por la familia, «más» un coste de oportunidad calculado como los ingresos dejados de percibir desde los 12 años y prediciendo los ingresos a partir de la ecuación de ingresos estimada. Estos costes, a diferencia del cuadro n.º 4, se han multiplicado por la probabilidad de ocupación.

C) *Estudios secundarios y superiores*: La lógica seguida sigue el mismo planteamiento que en el caso anterior, con los supuestos de tres años de estudio en el caso del nivel secundario y de cuatro para los estudios superiores.

D) A efectos del cálculo de la TIR, los costes extra que se consideran para cada nivel educativo son los costes adicionales respecto al nivel sin estudios para la TIR absoluta —p.ej., [(2.223.095-820.630)+1.477.139)] para los estudios secundarios— y los costes adicionales respecto al nivel anterior para la TIR marginal —p.ej., [(2.223.095-1.565.723)+(1.477.139-731.517)] para los estudios secundarios respecto a los primarios. En cada caso, el número de años adicionales, a efectos del cálculo, es el que consta en el cuadro. El procedimiento utilizado para el lado de los ingresos sigue la misma lógica.

te en Madrid y con estudios primarios era de unos 4,5 millones de pesetas, cifra que aumentaba hasta los 7,8 y los 13,8 millones para el mismo sujeto con estudios secundarios y superiores, respectivamente. Al incorporar la probabilidad de paro, estos costes se reducen, prácticamente, a la mitad.

La sustancial disminución de los costes es consecuencia, como se ha indicado anteriormente, de la reducción del coste de oportunidad de salir de los estudios e ingresar en el mercado de trabajo en relación con la opción de continuar estudiando. Dicha disminución es el resultado, para las distintas

categorías de estudio, de las diferentes probabilidades de paro a las que se enfrenta el individuo al finalizar cada nivel de estudios. Desde este punto de vista, es interesante notar cómo la pauta de rendimientos cambia entre los estudios postobligatorios. Al no incluir la probabilidad de ocupación, se encuentra una pauta de rendimientos prácticamente estables para los tres niveles de estudios. Sin embargo, la inclusión de la probabilidad tiene el efecto de hacer crecer más el rendimiento de los estudios superiores que los secundarios. Claramente, esto concordaría con la reflexión de San Segundo (1996) sobre la rentabilidad de los estudios superiores si se tiene en cuenta la evolución del mercado de trabajo.

En la lectura de los cuadros n.ºs 4 al 7 resulta, sin duda, llamativo el gran aumento que experimenta la TIR al tener en cuenta la probabilidad de ocupación. Las razones de este aumento aparecen con claridad en el gráfico 3, que compara estudios secundarios y superiores y permite obtener la tasa marginal social de rentabilidad de los estudios superiores. Cuando no se tiene en cuenta la probabilidad de ocupación, la tasa marginal de rentabilidad interna es el tipo de descuento, que iguala $(A + C)$ y B (en 3A), llevándolas a la edad de 19 años. Al tener en cuenta la probabilidad de ocupación, el área A se convierte en A' (en 3B), ya que la probabilidad de ocupación es menor, a la vez que B aumenta hasta B' , puesto que aumenta la diferencia entre las probabilidades de ocupación de los niveles de educación superior y secundario. Mientras que, obviamente, C no varía. En definitiva, al tener en cuenta la tasa de paro, se reduce el coste de oportunidad de la educación superior, y simultáneamente aumenta la diferencia de los flujos esperados de ingresos futuros.

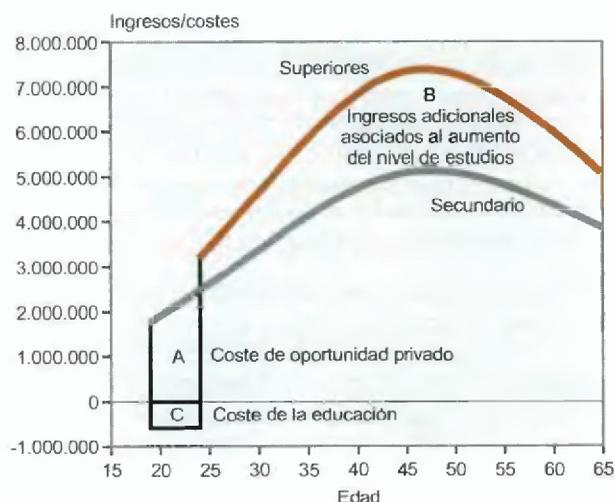
VII. CONCLUSIONES

Las conclusiones que se derivan de esta investigación pueden resumirse como sigue.

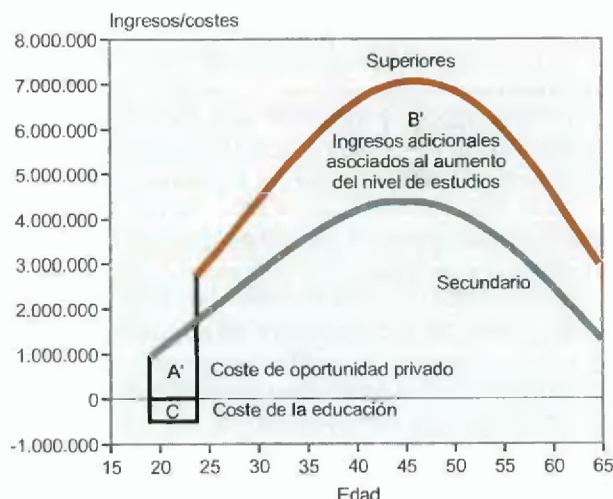
En primer lugar, el procedimiento de cálculo seguido en este trabajo arroja unas tasas de rentabilidad notablemente superiores a las que se derivan del cálculo a partir de coeficientes de la ecuación de ingresos. El motivo radica en que en este trabajo se efectúa el cálculo de los ingresos de ciclo vital, lo que implica tener en cuenta el perfil de ingresos con la edad, factor al que se añade la caída en la tasa de paro estimada a partir del modelo *probit*, que establece un máximo en la probabilidad de ocupación en torno a los 45 años. Como razón adi-

GRÁFICO 3

A) PERFIL ESTIMADO DE INGRESOS Y COSTES SIN INCLUIR EL EFECTO DE LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN



B) PERFIL ESTIMADO DE INGRESOS Y COSTES INCLUYENDO EL EFECTO DE LA PROBABILIDAD DE OCUPACIÓN



cional de este aumento de la rentabilidad de la educación al considerar la tasa, hay que añadir que el modelo *probit* prevé probabilidades de ocupación crecientes con el nivel educativo.

El resultado de esta estimación está condicionado por la elevada tasa de paro existente en 1990. No parece probable que en un próximo futuro los cambios en la evolución del mercado laboral espa-

ñol sean lo suficientemente radicales como para desvirtuar los resultados alcanzados, como lo prueban los siete años transcurridos desde 1990 hasta la actualidad.

En definitiva, el incremento del nivel educativo medio que se ha producido en España desde 1980 hasta la actualidad constituye un reflejo de las elevadas tasas de rentabilidad que de la ecuación estimada se desprenden. La respuesta racional de los individuos ante un aumento de la rentabilidad de la inversión en educación es aumentar los recursos destinados a la acumulación de capital humano, y éste es precisamente el comportamiento observado en la economía española en los últimos años.

En segundo término, teniendo en cuenta las dificultades de comparabilidad que ya se señalaron anteriormente, los veinte años transcurridos entre la estimación de Quintás y Sanmartín (1978) y la que aquí se presenta han alterado los rendimientos de cada nivel educativo. Por una parte, y sin considerar la probabilidad de ocupación, la educación primaria muestra reducciones intensas de su tasa de rendimiento (desde el 17,2 por 100 de 1972 al 12,5 por 100 obtenido para 1990), mientras que la secundaria presenta un aumento (desde el 8,6 al 14,1 por 100) y los estudios superiores habrían visto reducir ligeramente su tasa de rendimiento (del 12,8 al 12,2 por 100). Dejando de lado las modificaciones en la edad mínima de acceso al mercado de trabajo (de 14 y 16 años, respectivamente), y considerando el cambio técnico, la ampliación de la oferta pública educativa, el aumento del paro juvenil y el crecimiento económico, los resultados obtenidos para 1990 son consistentes con las modificaciones observadas en la economía española. El cambio tecnológico que ha afectado al sistema productivo en estas dos décadas ha actuado elevando los requerimientos de capital humano de la fuerza de trabajo y, por tanto, deprimiendo simultáneamente la tasa de rendimiento de los estudios primarios y elevando la de los secundarios. Igualmente, las elevadas tasas de paro juvenil y el aumento de la oferta pública educativa también han redundado en un aumento de la tasa de rendimiento de los estudios no obligatorios secundarios y en la estabilización de la tasa de rendimiento de los estudios superiores. Este resultado cambia al considerar la tasa de ocupación, haciendo crecer la rentabilidad de los estudios superiores por encima de los secundarios. Es decir, las condiciones del mercado de trabajo español estarían incentivando la continuación de los estudios al nivel superior, dada la estructura de costes y beneficios. Por otro lado, cabe destacar que los rendimientos obtenidos en este trabajo, aun sin considerar la probabilidad de

ocupación, son superiores a los alcanzados por San Segundo (1996); Alba y San Segundo (1995), y Vila y Mora (1996).

En tercer lugar, si se considera la probabilidad de estar ocupado, las rentabilidades obtenidas, ya de por sí más elevadas, presentan valores notablemente por encima del grueso de estimaciones comparables. Ello se deriva, como se ha comentado con anterioridad, de la importancia que, en un mercado de trabajo como el español, tiene la probabilidad de estar ocupado según los distintos niveles de estudio. Sin embargo, no hay que olvidar que el flujo de ingresos estimado se ha construido con el supuesto implícito de que las condiciones futuras del mercado de trabajo español, al menos a lo largo del ciclo vital de los individuos de la muestra, van a ser las mismas que las de 1990. En cualquier caso, como aproximación al impacto que la tasa de paro, tanto la juvenil como la general de la economía, tiene sobre el rendimiento de la educación, el enfoque que aquí se ha adoptado parece válido. De hecho, gran parte de las transformaciones que ha experimentado el sistema educativo español desde la demanda, como previamente se ha sugerido, no son explicables sin tomar en consideración ese factor.

En resumen, las elevadas tasas de rentabilidad que aparecen, tanto si la probabilidad de estar ocupado se incluye como si no se incorpora en el cálculo, junto al aumento de las tasas de la educación secundaria y universitaria observado en las dos últimas décadas, sugieren un elevado y creciente rendimiento de la inversión pública en educación, que obtendría tasas superiores a las que se esperan de la inversión en capital físico. La conjunción de cambios en el nivel tecnológico medio del país y de un elevado paro general y, en especial, el que afecta al colectivo de jóvenes con bajo nivel de formación, ha actuado incrementando los rendimientos y reduciendo los costes de permanecer en el sistema educativo.

NOTAS

(*) Esta investigación ha contado con el soporte económico de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas para la Investigación Económica y Social. También ha contribuido a su realización el programa de la CIRIT en su convocatoria de Grupos de Calidad, 1966GR 00116. El trabajo se ha beneficiado de la notable colaboración de don José Pérez, programador informático.

(1) Adicionalmente a las críticas provenientes de teorías alternativas a la del capital humano, como es el caso, por ejemplo, de las de señalización, competencia de empleos y segmentación, existen críticas intrínsecas al método de cálculo, como pueden ser las relacionadas con la no inclusión de los diferentes grados de aversión al riesgo de los individuos o la no consideración de las diferencias de calidad educativa de las escuelas. Por otra parte, la no existencia de mercados perfectos de capital implicaría que el tratamiento de ingresos es-

perados, por una parte, y los costes directos e ingresos dejados de percibir, por otra, tuviese que ser diferente.

(2) El término habilidad se refiere, en este contexto, a la capacidad del individuo para traducir inversión educativa en mayor productividad.

(3) Las variables aparecen referenciadas en el cuadro n.º 2. La fuente de datos es la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (INE), cuyas características se detallan más adelante.

(4) La fuerte diferencia en la autodeclaración de las distintas fuentes de ingreso de las familias plantea un problema metodológico de cierta entidad si se pretende estimar una función de ingresos relativa a los niveles educativos, y en la que, en consecuencia, deben integrarse tanto las rentas del trabajo dependiente como el resto de rentas de los empresarios individuales, profesionales o autónomos. En investigaciones anteriores (OLIVER, RAYMOND y PUJOLAR, 1997, y OLIVER, 1997), se procedió a ajustar las diversas variables de la cuenta de renta de las familias obtenidas de la EPF a los valores de la CNE, aplicándose un amplio conjunto de factores de corrección para conseguir modificaciones en el consumo y los ingresos de las familias que no desvirtuaran la información microeconómica contenida en la EPF. Este procedimiento ha sido mejorado y ampliado en la investigación actual.

(5) Para ello, se asignó el gasto asociados a la educación proveniente de los datos de las familias de la misma Encuesta de Presupuestos Familiares.

(6) Para un sujeto que solamente haya cursado estudios primarios, la comparación con el nivel anterior (sin estudios o analfabetos) se ha efectuado suponiendo que estos últimos podían haber entrado en el mercado de trabajo a los 12 años, asignándoles el mismo salario mínimo que a los individuos de 16 años.

BIBLIOGRAFÍA

- ALBA, A. (1993), «Mismatch in the Spanish labor market. Overeducation?», *The Journal of Human Resources*, vol. 28, págs. 259-278.
- ALBA, A., y SAN SEGUNDO, M. J. (1995), «The returns to education in Spain», *Economics of Education Review*, vol. 14, págs. 155-166.
- BECKER, G. S. (1967), *Human capital and the personal distribution of income*, Ann Arbor, University of Michigan Press.
- BLAUG, M. (1976), «The empirical status of human capital theory: a slightly jaundiced survey», *Journal of Economic Literature*, 14 (3), páginas 827-855.
- GREENE, W. H. (1997), *Econometric analysis*. Prentice-Hall International, Inc.
- HECKMAN, J. J. (1979), «Sample selection bias as a specification error», *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-162.
- MINCER, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*, NBER, Nueva York.
- OLIVER ALONSO, J. (1997), «Ingreso, consumo y ahorro de las familias: propuesta de una metodología para la explotación de la encuesta de presupuestos familiares», *Documentos de Trabajo*, n.º 132/97. FUNCAS, Madrid.
- OLIVER ALONSO, J.; RAYMOND BARA, J. L., y PUJOLAR MORALES, D. (1997), «El ahorro de las familias en España: una perspectiva de ciclo vital», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 70, págs. 55-83.
- PSACHAROPOULOS, G. (1973), *Returns to education: an international comparison*, Joessey-Bass, Elsevier.
- (1981), «Returns to education: an updated international comparison», *Comparative Education*, vol. 17, págs. 321-341.
- (1985), «Returns to education: a further international update and implications», *Journal of Human Resources*, vol. 20, páginas 583-604.
- QUINTAS, J. R., y SANMARTÍN, J. (1978), «Aspectos económicos de la educación», *Información Comercial Española*, mayo, páginas 37-46.
- SAN SEGUNDO, M. J. (1996), «¿Es rentable la educación en España? Un análisis de los determinantes de los ingresos individuales en 1981 y 1991», en VV.AA., *La desigualdad de recursos (II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza)*, Fundación Argentaria, Madrid.
- URIEL, E., et al. (1997), *Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas: 1980-1992*, Fundación Argentaria, Madrid.
- VILA, L., y MORA, J.-G. (1996), «Educación e ingresos de los trabajadores en España: evolución en los años ochenta», en J. GRAO y A. IPIÑA (ed.), *Economía de la educación. Temas de estudio e investigación*, Gobierno Vasco, Departamento de Educación e Investigación, Vitoria.
- WILLIS, R. J. (1986), «Wage determinants: a survey and interpretation of human capital earnings functions», en O. ASHENFELTER y R. LAYARD (eds.), *The Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Amsterdam, North-Holland-Elsevier Science Publishers, págs. 525-602.

ANEXO

Con objeto de mostrar los efectos del nivel educativo sobre la probabilidad de residencia en municipios de distinto tamaño, sobre el sector de ocupación o sobre la situación profesional, se han estimado los tres modelos *logit* multinomiales que se detallan en los cuadros A1, A2 y A3. Puede comprobarse en todos los casos que la educación es una variable altamente significativa, lo que permite

CUADRO A1

MODELO LOGIT MULTINOMINAL EXPLICATIVO DE LA PROBABILIDAD DE RESIDENCIA EN MUNICIPIOS DE DISTINTO TAMAÑO

VARIABLE DEPENDIENTE: MUNLOG
Logaritmo de la función de verosimilitud = -34.276,2
Número de casos = 22.968
Número de posibilidades = 114.840

Variable	Estimación	Estadístico «t»
C2	-.514685	-2.77830
ESTPRIM2129219	2.33810
ESTSECU2509000	6.64398
ESTSUPE2739633	8.66506
EDAD2030538	3.15808
EDAD22	-.497033E-03	-4.09460
SEXO2	-.113604	-2.69613
C3	-2.05214	-8.50397
ESTPRIM3667291	8.13097
ESTSECU3	1.51392	15.1125
ESTSUPE3	1.84401	17.4330
EDAD3028956	2.34258
EDAD23	-.340789E-03	-2.20949
SEXO3	-.124716	-2.37525
C4	-1.85728	-9.73557
ESTPRIM4905341	14.1755
ESTSECU4	1.79993	22.4153
ESTSUPE4	2.20909	25.6041
EDAD4050035	5.14098
EDAD24	-.546476E-03	-4.51521
SEXO4	-.218253	-5.25928
C5	-2.72775	-10.0028
ESTPRIM5	1.30398	11.4523
ESTSECU5	2.34007	18.2619
ESTSUPE5	2.74374	20.8626
EDAD5013658	1.01006
EDAD25	-.876770E-04	-.521194
SEXO5	-.213260	-3.76668

interpretar estas elecciones como una variable dependiente de la educación alcanzada. Por esta razón, consideramos que resultaría inadecuado incluir estas variables en la ecuación de ingresos y computar los efectos de la educación sobre los ingresos bajo la hipótesis *ceteris paribus*.

CUADRO A2

MODELO LOGIT MULTINOMINAL EXPLICATIVO DE LA PROBABILIDAD DE ESTAR OCUPADO EN DISTINTOS SECTORES PRODUCTIVOS

VARIABLE DEPENDIENTE: SECLOG
Logaritmo de la función de verosimilitud = -33.663,8
Número de casos = 22.968
Número de posibilidades = 137.808

Variable	Estimación	Estadístico «t»
C2	-1.31176	-5.17934
ESTPRIM2	1.60997	22.8326
ESTSECU2	2.80457	21.7122
ESTSUPE2	2.51877	14.9993
EDAD2059522	4.66118
EDAD22	-.100344E-02	-6.42914
SEXO2	-.026729	-.425050
C3	-3.20147	-10.1256
ESTPRIM3524286	7.07051
ESTSECU3840497	5.64194
ESTSUPE3	1.12571	5.96667
EDAD3086665	5.64751
EDAD23	-.152327E-02	-7.99982
SEXO3	2.07936	16.1176
C4	-.289971	-1.13467
ESTPRIM4	1.55387	21.3404
ESTSECU4	2.83776	21.6924
ESTSUPE4	2.15134	12.3478
EDAD4030292	2.33105
EDAD24	-.636156E-03	-3.99343
SEXO4	-.841813	-13.8008
C5	-1.43563	-5.59396
ESTPRIM5	1.48728	21.6102
ESTSECU5	3.26264	25.6675
ESTSUPE5	4.38669	27.6107
EDAD5092101	7.12759
EDAD25	-.118574E-02	-7.57170
SEXO5	-1.23304	-20.7866
C6	-4.35444	-9.03774
ESTPRIM6	2.38761	8.81904
ESTSECU6	5.57087	19.2484
ESTSUPE6	5.73662	18.7119
EDAD6048034	2.21195
EDAD26	-.731967E-03	-2.71439
SEXO6	-.452793	-4.93257

CUADRO A3

**MODELO LOGIT MULTINOMINAL EXPLICATIVO
DE LA PROBABILIDAD DE SITUACIÓN PROFESIONAL**

VARIABLE DEPENDIENTE: POSLOG
Logaritmo de la función de verosimilitud = -22.930,5
Número de casos = 22.968
Número de posibilidades = 137.808

Variable	Estimación	Estadístico «t»
C2	4.65462	7.89321
ESTPRIM2	-.656551	-4.30770
ESTSECU2	-1.21602	-6.47797
ESTSUPE2	-1.39448	-7.03630
EDAD2	-.081579	-2.94308
EDAD22945913E-03	2.92537
SEXO2	-.751119	-6.24613
C3	2.27097	2.37602
ESTPRIM3	-.332004	-1.16006
ESTSECU3	-.766613	-2.16714
ESTSUPE3	-.902891	-2.32387
EDAD3	-.089053	-1.88313
EDAD23593206E-03	1.02288
SEXO3	-.505701	-2.52980
C4	8.03069	8.82125
ESTPRIM4	-1.34071	-4.83995
ESTSECU4	-1.78485	-4.83850
ESTSUPE4	-1.78395	-4.32370
EDAD4	-.325666	-6.89905
EDAD24333728E-02	5.69153
SEXO4	-1.61099	-7.96025
C5	4.87716	8.34021
ESTPRIM5	-.166968	-1.03747
ESTSECU5515356	2.72239
ESTSUPE5	1.38070	7.10876
EDAD5	-.102521	-3.72276
EDAD25998416E-03	3.09286
SEXO5	-1.09469	-9.24203
C6	9.50729	16.9455
ESTPRIM6	-.767395	-5.17624
ESTSECU6	-.982246	-5.51871
ESTSUPE6	-1.23304	-6.62360
EDAD6	-.215840	-8.18260
EDAD26198915E-02	6.44864
SEXO6	-.664440	-5.74107

Resumen

A través de la especificación de ecuaciones de ingresos y de probabilidad de ocupación atendiendo a los niveles educativos alcanzados, y utilizando como fuente de información los datos individuales contenidos en la Encuesta de Presupuestos Familiares, el trabajo evalúa los rendimientos de la educación en España en las vertientes privada y social. Se llega a la conclusión de que los rendimientos de la educación en ambas vertientes son elevados, mecanismo que opera a través de la mayor productividad de los «más» educados y de su mayor probabilidad de estar ocupados.

Palabras clave: función de ingresos, tasa de paro, rendimientos de la educación.

Abstract

Through specification of equations of income and probability of employment in accordance with the educational levels reached and by making use of the individual data contained in the Family Budget Survey as the source of information, the paper assesses the returns on education in Spain in the private and social aspects. The conclusion is reached that the returns on education are high in both aspects, a mechanism that operates through the higher productivity of the «most» educated and their greater probability of being employed.

Key words: function of income, unemployment rate, returns on education.

JEL classification: I21, J24.