

# RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA Y MOVILIDAD INTERGENERACIONAL

José L. RAYMOND

José Luis ROIG

Lina GÓMEZ

Universidad Autónoma de Barcelona

## Resumen

Este artículo analiza los rendimientos educativos y la movilidad educativa intergeneracional en España empleando la ECV-2005. En relación con el rendimiento educativo, su valor promedio queda aproximadamente acotado en un intervalo del 7 por 100 al 9 por 100, según proceda de la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o de variables instrumentales (VI). Dado que el método de estimación por VI pretende corregir el sesgo de endogeneidad, a priori cabría esperar que condujese a un menor valor que el derivado de MCO. Este paradójico resultado, acorde con la literatura, puede ser consecuencia de que la estimación por VI no aproxime los rendimientos promedio de la educación, sino de ciertos subgrupos. Se analiza también la movilidad educativa intergeneracional. Su evolución temporal para distintas cohortes de edad permite constatar un sostenido aumento de la movilidad educativa. Adicionalmente, se identifica un cambio en el patrón de comportamiento educativo para las mujeres nacidas a partir de 1960. En general, se observa un aumento y homogeneización en los niveles educativos para la población española.

*Palabras clave:* rendimientos de la educación, sesgo de endogeneidad, movilidad educativa intergeneracional.

## Abstract

This article examines educational attainment levels and intergenerational educational mobility in Spain, using ECV-2005. In relation to educational attainment, its average value lies approximately in the range of 7-9%, as stems from the application of ordinary least squares (OLS) or instrumental variables (VI). Since the method of VI estimation sets out to correct endogeneity bias, in principle we should expect it to give a lower value lower than that generated by OLS. According to the literature, this paradoxical result may be due to the fact that VI estimation does not approach the average levels of education but those of certain subgroups. We also analyse intergenerational educational mobility. Its evolution over time for different age cohorts enables us to confirm a sustained increase in educational mobility. In addition, we detect a change in the educational behaviour pattern of women born after 1960. In general, we observe a rise and homogenization in educational levels for the Spanish population.

*Key words:* educational attainment levels, endogeneity bias, intergenerational educational mobility.

*JEL classification:* C21, I21, J62.

## I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es analizar los rendimientos de la educación en España a partir de la información que ofrece la *encuesta de condiciones de vida* (ECV) del año 2005.

La ECV da continuidad al Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) elaborado a lo largo de los años 1994 a 2001. Su año de inicio es 2004 y, a diferencia del PHOGUE, se ha diseñado como panel rotante, de modo que cada año se renueva una cuarta parte de la muestra. La muestra anual es de 16.000 hogares, lo que confiere representatividad para el ámbito de las comunidades autónomas. El cuestionario, aunque con algunas diferencias, sigue las líneas básicas del PHOGUE, de modo que se tiene información detallada para la población de 16 años o más sobre situación laboral, ingresos y nivel educativo.

Cada año, a partir de 2005, la ECV incluye un módulo monográfico en su cuestionario. En concreto,

el primer módulo introduce cuestiones sobre «Transmisión intergeneracional de la pobreza». Las preguntas del módulo permiten conocer el nivel educativo de los padres de los individuos de la muestra, así como otras características del hogar paterno de todos los individuos entre 25 y 65 años referidas al período de adolescencia del individuo.

Existen otras fuentes de datos, como la *Encuesta de estructura salarial* disponible para los años 1995, 2002 y, más recientemente, para 2006, que ofrecen una información más detallada y fiable sobre salarios, variable en la que se fundamenta el cálculo de los rendimientos educativos. No obstante, el problema de estas encuestas es que no permiten abordar de forma adecuada un problema que siempre ha despertado dudas sobre la fiabilidad de las estimaciones. Es, concretamente, el problema de la endogeneidad potencial de la educación. En términos simples, la idea es que, a priori, cabe esperar que sean los más capaces quienes terminen adquiriendo unos estándares educativos más elevados. Cuando se comparan salarios

entre personas con distintos niveles educativos se plantea el problema de separar la parte de la diferencia salarial observada que es consecuencia de la educación recibida, lo que constituye el rendimiento educativo propiamente dicho, de la parte que es debida a la habilidad innata del individuo. Si no se disocian ambas partes y toda la diferencia salarial se atribuye al efecto de la educación, se incurre en un sesgo que se conoce con el nombre de sesgo de endogeneidad.

A diferencia de la *Encuesta de Estructura Salarial*, la *Encuesta de Condiciones de Vida* en su módulo monográfico de 2005, contiene información para ensayar un tipo de estimación tendente a corregir este sesgo de endogeneidad. La idea es que la educación de los padres, información que la encuesta contiene, puede ser una información relevante a efectos de corregir el mencionado sesgo.

Adicionalmente, si distintos niveles educativos llevan aparejados distintos salarios, la educación y su distribución tendrán unas claras implicaciones en términos de distribución de la renta. El hecho de que la encuesta que se comenta ofrezca información de niveles educativos alcanzados para los individuos encuestados y para sus padres, permite analizar otro importante extremo: el relativo a la movilidad educacional. Si los padres muy educados transmiten siempre un elevado nivel educativo a sus hijos y si los padres poco educados transmiten siempre un bajo nivel educativo a los suyos, las diferencias educacionales de la sociedad tenderán a perpetuarse, e indirectamente tenderán también a perpetuarse los patrones de distribución de la renta. La cuestión es hasta qué punto existe movilidad educacional en la economía española y cómo ha evolucionado a lo largo del tiempo.

Después de la introducción, este trabajo aborda, en los apartados II y III, el marco conceptual que subyace al cálculo de los rendimientos educativos y los principales resultados obtenidos; el apartado IV considera el tema de la distribución de la educación por cohortes y de la movilidad educacional; el V analiza algunos determinantes de los logros educativos individuales alcanzados, y el VI finaliza el trabajo con unas breves conclusiones.

## II. LOS RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA Y EL PROBLEMA DE LA ENDOGENEIDAD. PLANTEAMIENTO DEL PROBLEMA

La forma estándar de abordar el cálculo de los rendimientos de la educación es a través de la esti-

mación de la ecuación minceriana de salarios. La exitosa formulación propuesta por Mincer (1974) supone que el salario que un individuo percibe se corresponde con su productividad, y esta productividad depende del capital humano acumulado. Por otro lado, este capital humano acumulado por el individuo adopta la forma de capital humano adquirido a través de la educación formal y capital humano adquirido vía experiencia. Finalmente, el capital humano experimenta un proceso de obsolescencia o deterioro con el envejecimiento del individuo, lo que se manifiesta en que, a partir de cierto número de años de experiencia, añadir años de experiencia adicionales, que en realidad supone envejecer, tenga un efecto negativo sobre la productividad y el salario.

Siendo  $W$  el salario,  $S$  los años de escolaridad, y  $Expe$  la experiencia, la ecuación minceriana de salarios adopta la forma:

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot Expe_i + \beta_3 \cdot Expe_i^2 + \varepsilon_i$$

en donde  $\varepsilon_i$  es el tradicional término de perturbación aleatoria. En la ecuación es usual introducir variables explicativas adicionales. No obstante, desgraciadamente, también es relativamente frecuente añadir tantas variables explicativas adicionales que, al final, la ecuación estimada carece de sentido a efectos de medir los rendimientos educativos. En concreto, no deben figurar como variables explicativas adicionales todas aquellas que recogen el mecanismo a través del cual los más educados consiguen mayores salarios. Éste sería el caso, por ejemplo, de una variable que recogiese si el individuo ocupa posiciones directivas, dado que ocupar cargos directivos está condicionado por el nivel educativo alcanzado. La inclusión de esta variable, o de otras variables de similar naturaleza, sin duda aumentaría la capacidad explicativa de la ecuación, pero desvirtuaría la interpretación del coeficiente  $\beta_1$  como el efecto de un año más de educación sobre el valor esperado del tanto por uno de variación del salario. En este caso, el coeficiente estimado sería más reducido y reflejaría, no el valor esperado de la mayor educación sobre los salarios, sino el valor esperado de la mayor educación sobre los salarios de aquel subconjunto de individuos que, a pesar de incrementar su nivel educativo, no consiguen que ello se manifieste en una modificación de su posición ocupacional.

Un tema polémico es el relativo a las hipótesis que subyacen a la estimación de la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios. Para que el estimador ofrezca una estimación consistente de los coeficientes,

la perturbación aleatoria, que recoge la influencia de las variables omitidas, debe ser independiente de los regresores. Una variable omitida, por ser inobservable, es la habilidad innata del individuo. Es razonable pensar que los individuos más hábiles serán aquellos que alcanzarán mayores logros educativos. Si éste es el caso, los años de escolaridad estarán positivamente correlacionados con la perturbación aleatoria, y el efecto que ello tendrá es que el estimador de los rendimientos educativos esté sesgado al alza.

Con objeto de clarificar ideas, supongamos que las únicas variables explicativas de los salarios son la educación formal  $S$  y la habilidad innata  $h$ . La ecuación poblacional sería:

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot h_i + \varepsilon_i$$

Dado que  $h$  no se observa, su efecto queda recogido por la perturbación aleatoria  $u$  y la ecuación a estimar adopta la forma:

$$\begin{aligned} \ln(W_i) &= \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + u_i \\ u_i &= \beta_2 \cdot h_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

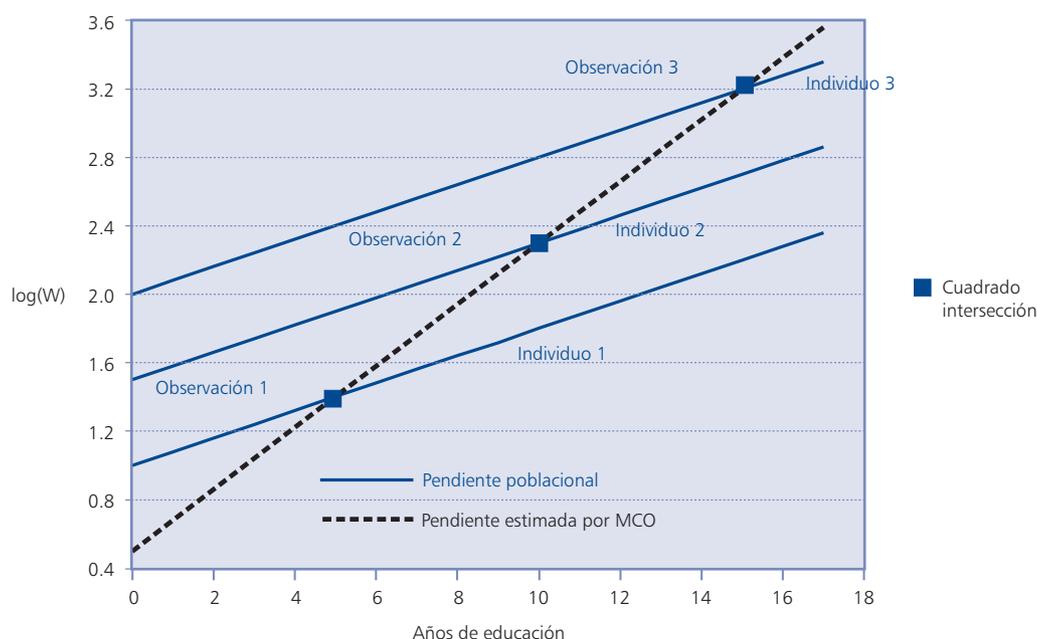
En este caso, el regresor y la perturbación aleatoria estarán positivamente correlacionados, lo que

originará un sesgo al alza, como el gráfico 1 ilustra. En este gráfico tenemos tres observaciones de niveles educativos y de salarios correspondientes a tres individuos de distinto grado de habilidad. El individuo 1 es el menos hábil y el individuo 3 el más hábil. Adicionalmente, los rendimientos de la educación son idénticos para los tres individuos. Estos rendimientos educativos vienen recogidos por las pendientes de las rectas definidas. No obstante, dado que en la muestra son los individuos más hábiles aquellos más educados, las tres observaciones muestrales dibujan la línea de puntos, cuya pendiente claramente sobrevalora los verdaderos rendimientos educativos.

La estimación por variables instrumentales trata de remediar este problema sustituyendo el valor observado de los años de escolaridad por un valor «predicho» que esté altamente correlacionado con la escolaridad observada, pero que, al propio tiempo, sea independiente de la perturbación aleatoria.

Una larga tradición de estudios ha abordado, en el caso de la economía española, el tema de los rendimientos educativos. No obstante, la literatura disponible se ha enfrentado con menos frecuencia al tema del potencial sesgo de endogeneidad. Diver-

GRÁFICO 1  
SESGO DE HABILIDAD



Los tipos de instrumentos han sido utilizados, dependiendo de las posibilidades ofrecidas por las bases de datos. Así, algunos trabajos han seguido estrategias basadas en experimentos naturales. Por ejemplo, Arrazola *et al.* (2003), Arrazola y Hevia (2006, 2008) y García *et al.* (2001) han recurrido al efecto negativo que la Guerra Civil y la postguerra tuvieron sobre el acceso a la educación de las cohortes que entraron en edad escolar durante esos años (1), al hilo del trabajo de Ichino y Winter-Ebmer (2004) sobre el efecto de la segunda Guerra Mundial en la educación de las cohortes afectadas en Alemania y Austria. Otros autores (Arrazola *et al.*, 2003; Pons y Gonzalo 2002), han ensayado como instrumento de un experimento natural la introducción de una edad mínima obligatoria a los 14 años con la Ley General de Educación de 1970. Esta estrategia sigue la iniciada por Harmon y Walker (1995) para el caso británico. Otros autores han utilizado variables ficticias de cohorte para capturar el cambio generacional en la educación inducido por las políticas educativas. (Barceinas *et al.*, 2000; García *et al.*, 2001).

Por su parte, García *et al.* (2001) y Pons y Gonzalo (2002), siguiendo a Card (1993), intentan capturar el efecto que sobre los costes educativos tiene la cercanía de universidades al lugar de residencia. Asimismo, Pons y Gonzalo (2002) introducen como instrumento el semestre de nacimiento. El supuesto identificador en este caso es que, dado que el inicio en el sistema educativo se produce en el último trimestre del año en que se cumple la edad mínima de entrada, los nacidos en el segundo semestre acaba-

rán los estudios obligatorios con un mayor periodo de escolaridad que los nacidos durante el primer semestre (Angrist y Krueger, 1991). El único trabajo en el que se utiliza como instrumento el *background* familiar es el de Pons y Gonzalo (2002). En concreto, la *Encuesta de Estructura, Biografía y Conciencia de clase* de 1991 incluye extensa información sobre la condición socioeconómica de los padres. Las autoras exploran diversas posibilidades de instrumentación, encontrando que la educación paterna es el instrumento más robusto.

En el cuadro n.º 1 se resumen los resultados de los trabajos antes citados, donde los rendimientos se refieren sólo a hombres. Como se puede apreciar, excepto en los casos de Barceinas *et al.* (2000) y García *et al.* (2001), en los que no se aprecia variación relevante entre resultados, la introducción de variables instrumentales tiene como efecto un incremento de los rendimientos educativos en consonancia con los resultados de la literatura internacional. Mientras que las estimaciones mínimo cuadráticas estiman un rendimiento en el entorno del 6 por 100, los rendimientos obtenidos con variables instrumentales se sitúan en el entorno del 10 por 100.

La encuesta utilizada, que es la *Encuesta de Condiciones de Vida* del año 2005, permite esta posibilidad en la medida en que ofrece información sobre antecedentes familiares. En concreto, a partir de esta encuesta se toman individuos asalariados nacidos en 1980 o con anterioridad a esta fecha (es decir, individuos que, como mínimo, en 2005 tenían 25 años de

CUADRO N.º 1

RESULTADOS DE TRABAJOS QUE HAN USADO VARIABLES INSTRUMENTALES

	Bases de datos	M.C.O.	V.I.	Instrumento
Barceinas <i>et al.</i> (2000) .....	EPF-90/91	7,0	8,0	<i>Spline</i> de edad
	PHOGUE-1994	7,0	9,0	<i>Spline</i> de edad
	EES-1995	8,0	8,0	<i>Spline</i> de edad
García <i>et al.</i> (2001) .....	ECBC-1991	3,4	3,6	Provincia de residencia a 14 años Cohorte nacida entre 1927-1940 Variables ficticias de edad
	PHOGUE-1994	5,9	n.s.	Afectados por educación mínima obligatoria 14 años LGE 1970 Semestre de nacimiento (Julio-Dic.)
Pons y Gonzalo (2002) .....	ECBC-1991	6,4	10,7	Educación padre
			10,5	Disponibilidad de universidad en la provincia de residencia Educación padre
Arrazola <i>et al.</i> (2003) .....	PHOGHE-1994	6,5	8,2	Afectados por educación mínima obligatoria 14 años LGE 1970 Nacidos después de 1946 Edad mayor de 29 años
	PHOGHE-1994	6,0	10,0	Nacidos después de 1946
Arrazola y Hevia (2008) .....	PHOGHE-2000	5,8	9,8	Nacidos después de 1946

edad), y de estos individuos se conoce su propio nivel educativo y el nivel educativo de sus padres. La idea es que los padres transmiten a sus hijos sus preferencias por la educación (los padres más educados suelen tener hijos que alcanzan también mayores niveles educativos, y a la inversa en caso contrario), pero no les transmiten su habilidad innata. Es decir, a padres más educados les corresponden hijos más educados, pero a padres más hábiles no necesariamente les corresponden hijos más hábiles. La primera parte de esta aseveración puede efectivamente contrastarse con datos muestrales. El coeficiente de correlación entre educación de los padres y educación de los hijos se sitúa en 0,44. La segunda parte, no obstante, puede ser hasta cierto punto discutible. Sin embargo, en la práctica es difícil hallar instrumentos válidos, y la alternativa propuesta ha sido frecuentemente empleada en la literatura.

Como el gráfico 1 muestra, cabría esperar que el paso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a variables instrumentales (VI) tendiese a reducir los rendimientos estimados de la educación en la medida en que es razonable pensar en una correlación positiva entre habilidad innata de los individuos y logros educativos alcanzados. No obstante, como muestra el apartado siguiente, en el caso de la economía española, al igual que acontece con la mayor parte de aplicaciones empíricas, el paso de MCO a VI conduce a rendimientos educativos más elevados. En términos de sesgo de habilidad, tal resultado sólo es posible si se da una correlación negativa entre habilidad innata y logros educativos. Tal circunstancia es difícil que opere con carácter general.

El puzzle del aumento de los rendimientos educativos estimados al pasar de MCO a VI todavía no ha sido resuelto de manera que exista un consenso sobre la forma de interpretar tal resultado. No obstante, una interpretación atractiva es la ofrecida por Card (2001). La idea básica es que los rendimientos de la educación presentan heterogeneidad individual (es decir, el coeficiente  $\beta_1$  no es constante, sino que es específico de cada individuo), y que esta heterogeneidad individual está positivamente correlacionada con la habilidad innata de los individuos. Cuando se emplea un instrumento, como la escolaridad de los padres, el instrumento está fundamentalmente correlacionado con los logros educativos de los más hábiles. Por tanto, el estimador por VI puede que no refleje el rendimiento promedio de la población, sino el rendimiento de los más hábiles.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, las estimaciones que seguidamente se ofrecen deben ser

interpretadas con cierta dosis de cautela y, a priori, no cabe optar de forma unívoca por una de las dos. Es decir, por la derivada de la aplicación de MCO o la resultante del empleo de VI.

### III. PRINCIPALES RESULTADOS OBTENIDOS

La estimación de la ecuación de salarios puede adoptar la *forma continua* ya señalada:

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot Expe_i + \beta_3 \cdot Expe_i^2 + \varepsilon_i$$

lo que supone un rendimiento marginal constante al aumentar los años de escolaridad, o bien cabe flexibilizar este supuesto y estimar una ecuación creando variables ficticias de *niveles educativos* alcanzados. Si se consideran tres niveles, representados por estudios básicos, estudios secundarios y estudios superiores, tomando como categoría de referencia los estudios básicos, la variable ficticia  $F_{2i}$  es una variable discreta que adopta valores unitarios si el individuo tiene el nivel educativo 2, y cero en los demás casos, mientras que la variable ficticia  $F_{3i}$  adopta valores unitarios si el individuo alcanza el nivel 3, y cero en los demás casos. La ecuación a estimar adopta la forma:

$$\ln(W_i) = \delta_1 + \delta_2 \cdot F_{2i} + \delta_3 \cdot F_{3i} + \delta_4 \cdot Expe_i + \delta_5 \cdot Expe_i^2 + \varepsilon_i$$

y en este caso los rendimientos de la educación pueden variar al pasar de un nivel al siguiente.

Bajo la hipótesis de que el individuo mientras estudia incurre en un coste de oportunidad que es el salario dejado de percibir, una aproximación sencilla a los rendimientos educativos propuesta por Psacharopoulos (1981) es la siguiente. Cuando, por ejemplo, el individuo pasa del nivel educativo 2 al 3, si alcanzar el nivel educativo 3 implica  $S_3$  años de estudio y el nivel 2 implica  $S_2$  años de estudio, el coste de oportunidad vendrá dado por:

$$\text{Coste oportunidad} = (S_3 - S_2) \times \text{Salario anual asociado al nivel 2} = (S_3 - S_2) \times W_2$$

Por otro lado, el beneficio extra anual conseguido a consecuencia de tener el nivel de estudios 3 está representado por:

Beneficio extra por año:

$$\text{Salario anual asociado al nivel 3 «menos» salario asociado al nivel 2} = W_3 - W_2$$

El rendimiento por año de esta inversión educativa queda representado por:

$$\text{Rendimiento anual} = \frac{W_3 - W_2}{(S_3 - S_2) \times W_2} = \frac{1}{(S_3 - S_2)} \cdot \frac{W_3 - W_2}{W_2} \approx \frac{\delta_3 - \delta_2}{(S_3 - S_2)}$$

Una forma más precisa, pero que a efectos prácticos ofrece resultados similares, es llevar los flujos de ingresos extra de pasar del nivel 2 al 3 al momento inicial, llevar los costes de oportunidad al momento inicial y calcular el tipo de descuento (es decir, la tasa interna de rentabilidad) que iguala ambos flujos.

### 1. Mínimos cuadrados ordinarios y ecuación continua

El cuadro n.º 2 ofrece los resultados de la estimación de la ecuación básica de salarios por mínimos cuadrados ordinarios. La ecuación ha sido estimada teniendo en cuenta los factores de elevación poblacional a partir de la *Encuesta de Condiciones de Vida* del año 2005. Se trata de individuos nacidos en 1980 o con anterioridad. Ello garantiza que en 2005 tuviesen 25 años o más, lo que permite suponer que han completado su período educativo. Adicionalmente, se excluyó a quienes se encontraban cursando algún tipo de estudios o formación.

La construcción de variables es la siguiente:

La variable dependiente es el logaritmo del salario bruto por hora. La variable explicativa continua,

años de estudio, es una variable que se ha construido asignando a los niveles de estudios alcanzados, única información disponible, un cierto número de años de educación. Así, la encuesta contempla cinco niveles. A los que carecen de cualquier nivel de estudios se les ha asignado un número de años de educación de 2.5. Al nivel de estudios 1 se le han asignado cinco años de educación, al nivel 2, ocho años, al nivel 3, doce años, al nivel 4, catorce años, y, finalmente, al nivel 5, diecisiete años de escolaridad. Es evidente que, a lo largo del tiempo, a cada nivel de estudios no siempre le corresponde un mismo número de años de educación. No obstante, utilizar una transformación estable niveles-años de educación es una convención que implícitamente supone que lo que capta el nivel de estudios alcanzado es el *stock* de conocimientos adquirido, y que este *stock* puede transformarse en un índice asignando a cada nivel un número de años de educación.

No se dispone de información fiable sobre experiencia, por lo que se utiliza la experiencia potencial, definida siguiendo la convención de restar a la edad del individuo los años de escolaridad y, al resultado, restarle 6, que es la edad de entrada en la escuela. Debe considerarse que, en la medida en que para las mujeres son relativamente frecuentes las entradas y salidas del mercado de trabajo asociadas a la tenencia de hijos, la experiencia potencial será una *proxy* más imperfecta de la experiencia real en el caso de las mujeres que en el de los hombres.

Finalmente, la variable sexo es una variable dicotómica que adopta el valor unitario si el sexo es femenino y cero en los demás casos.

Se toma el salario bruto por hora, dado que permite estandarizar la comparación de los retornos, facilitando, entre otros, la comparación entre hombres y mujeres, para quienes la jornada laboral puede diferir (2).

En esta ecuación continua, el rendimiento estimado de la educación se sitúa en el 6,9 por 100 anual. Es decir, un año adicional de educación incrementa el salario en un 6,9 por 100.

Cuando la estimación se repite de forma separada para los colectivos de hombres y mujeres, los resultados alcanzados se detallan en los cuadros n.ºs 3 y 4. Obsérvese que los rendimientos estimados de la educación son del 6,2 por 100 para los hombres y del 7,9 por 100 para las mujeres. No obstante, los términos constantes de ambas ecuaciones, son de 0,83 para los hombres y de 0,48 para las mujeres.

CUADRO N.º 2

#### ECUACIÓN DE SALARIOS CONTINUA

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
 Método: Mínimos cuadrados ordinarios con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
 Muestra: 7.889 observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante.....	0,7997	23,04
Años escolaridad.....	0,0687	44,09
Años experiencia.....	0,0323	16,12
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00035	-9,09
Sexo = 1 si mujer.....	-0,2083	-17,61
R cuadrado	0,306	
Error estándar	0,443	

Este resultado podría tener explicación por el lado de la oferta, en el sentido de que, para los no educados, los hombres tengan un mayor salario de reserva y exijan un salario de entrada mayor. Nótese, no obstante, que la educación tiene una mayor rentabilidad para las mujeres que para los hombres, lo que está en consonancia con el progresivo aumento observado del nivel educativo de las mujeres. Por otra parte, la experiencia potencial tiene un retorno similar para hombres y mujeres, con un máximo que se sitúa en el entorno de los 45 años de experiencia.

Dado que la muestra, después de contemplar los factores de elevación poblacionales, está compuesta aproximadamente por un 59 por 100 de hombres y un 41 por 100 de mujeres, la media ponderada del rendimiento educativo de hombres y mujeres que se deduce de los cuadros n.º 3 y 4 coincide con el rendimiento de 6,9 por 100 que aparece en el cuadro número 2, que es la ecuación estimada para toda la

CUADRO N.º 3

**ECUACIÓN DE SALARIOS CONTINUA PARA HOMBRES**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
 Método: Mínimos cuadrados ordinarios con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
 Muestra: 4.532 observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante.....	0,8350	18,33
Años escolaridad.....	0,0621	30,44
Años experiencia.....	0,0349	13,13
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00038	-7,78
R cuadrado	0,264	
Error estándar	0,440	

CUADRO N.º 4

**ECUACIÓN DE SALARIOS CONTINUA PARA MUJERES**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
 Método: Mínimos cuadrados ordinarios con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
 Muestra: 3.357 observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante.....	0,4761	9,12
Años escolaridad.....	0,0787	33,26
Años experiencia.....	0,0324	10,82
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00036	-6,09
R cuadrado	0,335	
Error estándar	0,442	

población. Por tanto, en la exposición que sigue la estimación estará siempre referida a los colectivos conjuntos de hombre y mujeres, y la forma de interpretar el rendimiento obtenido es que aproxima la media de ambos colectivos.

## 2. Mínimos cuadrados ordinarios y ecuación por niveles educativos

Estimar los rendimientos educativos por niveles creando variables ficticias de nivel permite relajar la hipótesis restrictiva de que el rendimiento de un año adicional de educación es constante.

Se han contemplado los siguientes niveles educativos:

Sin estudios o estudios básicos. Se crea una variable dicotómica que adopta el valor unitario cuando el número de años de educación es cinco o inferior, y cero en los demás casos.

Estudios secundarios. Se asignan doce años de educación, e incluye los niveles 3 y 4 (3). Es decir, la variable dicotómica adopta los valores unitarios para los individuos que han alcanzado tales niveles y cero en los demás casos.

Estudios superiores. Corresponden al nivel 5, y se les asignan diecisiete años de educación. La correspondiente variable dicotómica adopta el valor unitario si el individuo posee este nivel 5 y cero en los demás casos.

Los resultados de la estimación se detallan en el cuadro n.º 5.

CUADRO N.º 5

**ECUACIÓN DE SALARIOS POR NIVELES EDUCATIVOS**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
 Método: Mínimos cuadrados ordinarios con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
 Muestra: 7.889 Observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante.....	1,2318	44,76
Estudios secundarios.....	0,2753	17,94
Estudios superiores.....	0,7305	45,85
Años experiencia.....	0,0389	19,21
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00051	-13,43
Sexo = 1 si mujer.....	-0,2092	-17,98
R cuadrado	0,320	
Error estándar	0,439	

CUADRO N.º 6

**RENDIMIENTOS EDUCATIVOS POR NIVELES Y MCO**

<i>Niveles</i>	<i>Años educación</i>	<i>Coefficiente beta</i>	<i>Rendimiento marginal (porcentaje)</i>
1: Estudios básicos.....	5 o menos	nd	nd
2: Estudios secund.: nivel 3 y 4.....	12	0,2753	3,93
3: Estudios sup: nivel 5.....	17	0,7305	9,10

A partir de esta estimación se confecciona el cuadro n.º 6, que ofrece los rendimientos educativos que se derivan al pasar de un nivel al siguiente.

En efecto, pasar de estudios básicos a secundarios ofrece un rendimiento educativo anual del 3,9 por 100, mientras que pasar de estudios secundarios a superiores muestra un rendimiento elevado, situado en el 9,1 por 100. Este rendimiento del 3,9 por 100 se ha obtenido asignando cinco años a los estudios básicos, y, como previamente se ha señalado, dividiendo la diferencia de coeficientes (0,2753) por la diferencia de años de educación (siete) se obtiene una aproximación al rendimiento marginal. El mismo planteamiento se sigue para el cálculo del rendimiento marginal al pasar de estudios secundarios a estudios superiores.

**3. Variables instrumentales y ecuación continua**

El gráfico 1, ya comentado, ilustra el tipo de resultados que a priori cabría esperar al pasar de mínimos cuadrados ordinarios a variables instrumentales. Si los más hábiles son quienes más estudian, al comparar salarios de individuos que tienen un distinto nivel educativo tenderemos a sobrevalorar los rendimientos educativos en la medida en que los mayores salarios de los más educados no sólo reflejen el efecto derivado de la mayor educación alcanzada, sino también el efecto derivado de su habilidad innata no observada.

No obstante, el resultado obtenido, como el cuadro n.º 7 muestra y la literatura internacional y española tienden a confirmar, es que los rendimientos educativos, lejos de disminuir, aumentan. En efecto, el rendimiento por año extra de educación pasa del valor de 6,9 por 100 obtenido por MCO al de 9,1 por 100 por VI. Cuando la estimación por variables instrumentales se repite de forma separada para hombres y mujeres, los respectivos rendimientos son del 8,5 por 100 para los hombres y del 9,9 por 100 para las mujeres. El control por variables instrumen-

tales reduce la diferencia de retornos educativos por sexo (véase anexo 1).

Como ya se ha señalado, la literatura no tiene una explicación plenamente satisfactoria de esta aparente paradoja.

Una explicación que en ocasiones se ha aducido es que los instrumentos son débiles, con lo que la estimación por variables instrumentales es difícil de interpretar. Cabe hablar de instrumentos débiles cuando la correlación entre potenciales variables endógenas explicativas y la lista de instrumentos es reducida. No obstante, no es éste nuestro caso. En efecto, los coeficientes de determinación de la regresión entre cada una de las potenciales variables explicativas sometidas a problemas de endogeneidad y la lista de instrumentos son del 27 por 100 para la escolaridad y del 90 por 100 para la experiencia potencial o su cuadrado.

Una explicación alternativa es que la estimación por VI no aproxime los rendimientos promedios de la educación, sino los de ciertos colectivos cuyos rendimientos educativos son elevados. En cualquier ca-

CUADRO N.º 7

**ECUACIÓN DE SALARIOS CONTINUA**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
 Método: Variables instrumentales con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
 Instrumentos: Constante, años de escolaridad del padre, edad, edad<sup>2</sup>, sexo  
 Muestra: 7.877 observaciones

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Constante.....	0,5440	8,85
Años escolaridad.....	0,0906	22,88
Años experiencia.....	0,0310	11,46
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00028	-5,24
Sexo = 1 si mujer.....	-0,2324	-18,50
R cuadrado	0,270	
Error estándar	0,454	

so, lo que es cierto es que el paso de MCO a VI no reduce los rendimientos, sino que los incrementa.

#### 4. Variables instrumentales y ecuación por niveles educativos

El mismo patrón de aumento de los rendimientos educativos se produce cuando se pasa a la estimación de la ecuación por niveles educativos y variables instrumentales. Como el cuadro n.º 8 muestra, al pasar de MCO a VI los coeficientes experimentan una elevación, que conduce a los rendimientos marginales que el cuadro n.º 9 ofrece.

A modo de resumen, en la estimación continua el paso de MCO a VI incrementa el rendimiento educativo del 6,9 por 100 al 9,1 por 100. El rendimiento marginal de paso de estudios básicos a secundarios se incrementa de un 3,9 por 100 a un 5,4 por 100 y el rendimiento marginal del paso de estudios secundarios a superiores aumenta del 9,1 por 100 al 11,4 por 100. Globalmente, el paso a la estimación por variables instrumentales comporta au-

mentar los rendimientos educativos estimados del orden de un 30 por 100. Por tanto, independientemente de que se utilicen mínimos cuadrados ordinarios o variables instrumentales, los rendimientos de la educación que se han hallado son elevados.

Por otro lado, el gráfico 2 permite visualizar el perfil temporal de salarios que se deriva de la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios o de variables instrumentales. Se han considerado los niveles educativos básico o sin estudios (se le asignan cinco años de educación), secundario (doce años de educación) y superior (diecisiete años de educación). Obsérvese que la diferencia fundamental que aparece al pasar de MCO a VI es que para los sin estudios el perfil de salarios predicho es más reducido. Los perfiles correspondientes a los niveles de estudios secundario y superior son más similares. En cualquier caso, ello se traduce en un aumento de los rendimientos educativos.

#### IV. EVOLUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO, DE SU DISTRIBUCIÓN Y DE LA MOVILIDAD EDUCACIONAL

Dado que existen diferencias salariales asociadas a los niveles educativos, la desigualdad en la distribución de la educación será una fuente de desigualdad en la distribución de la renta.

Cuando se analiza la evolución de la educación en el caso de la economía española, dos aspectos destacan:

— El primero es el claro aumento en el tiempo del nivel educativo de los españoles. Es decir, el esfuerzo de inversión en capital humano ha sido muy considerable.

— El segundo es que las diferencias en los niveles educativos de la población española se han ido reduciendo.

Estos extremos quedan reflejados en el cuadro n.º 10 y el gráfico 3. En el cuadro n.º 10, la escolaridad

CUADRO N.º 8

##### ECUACIÓN DE SALARIOS POR NIVELES EDUCATIVOS

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora  
Método: Variables instrumentales con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White  
Instrumentos: Constante, años de escolaridad del padre, edad, edad<sup>2</sup>, sexo  
Muestra: 7.877 observaciones

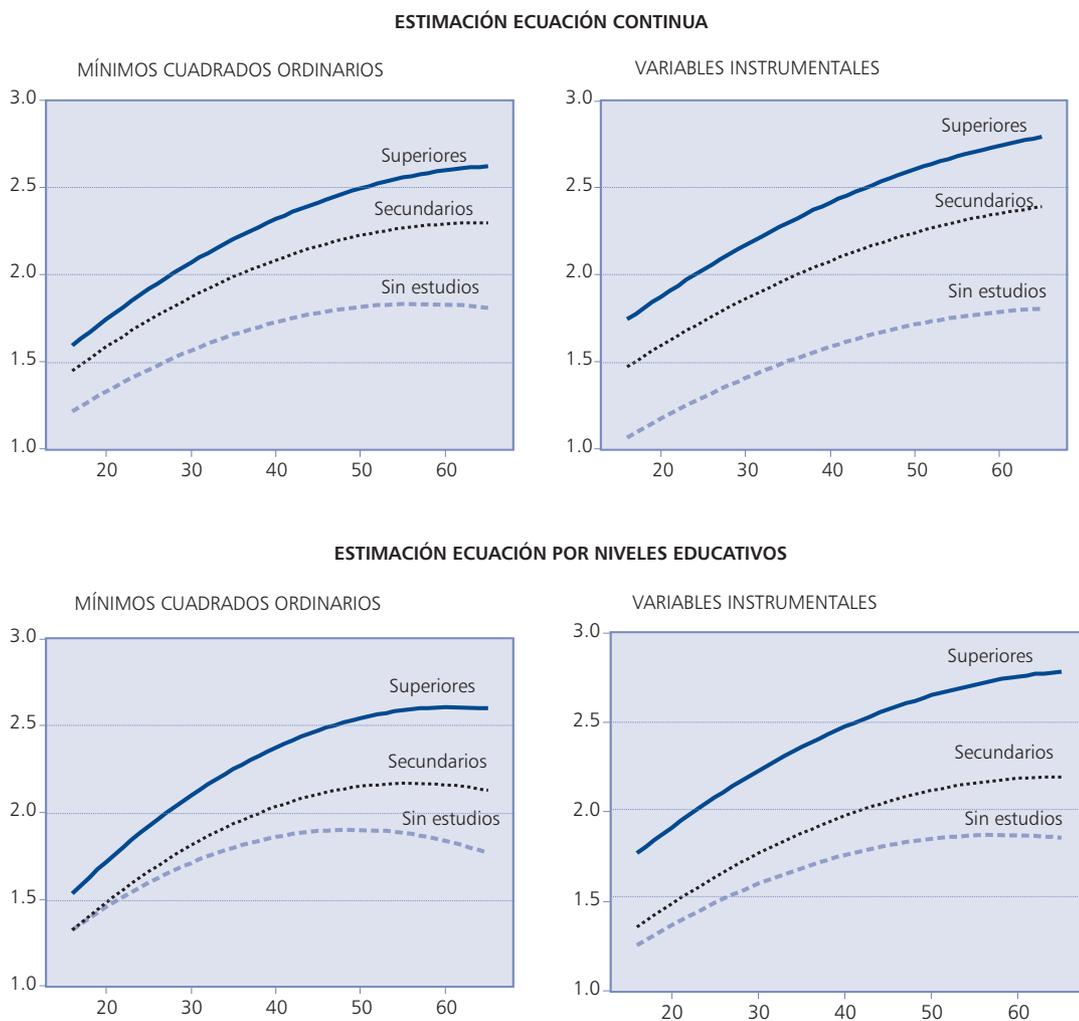
Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante.....	1,1729	24,81
Estudios secundarios.....	0,3812	2,58
Estudios superiores.....	0,9505	23,40
Años experiencia.....	0,0331	11,15
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00036	-5,82
Sexo=1 si mujer.....	-0,2327	-18,37
R cuadrado	0,285	
Error estándar	0,449	

CUADRO N.º 9

##### RENDIMIENTOS EDUCATIVOS POR NIVELES Y VARIABLES INSTRUMENTALES

Niveles	Años educación	Coefficiente beta	Rendimiento marginal (porcentaje)
1: Estudios básicos.....	5 o menos	nd	nd
2: Estudios secundarios: niveles 3 y 4.....	12	0,3812	5,44
3: Estudios superiores: nivel 5.....	17	0,9505	11,4

GRÁFICO 2  
PERFILES SALARIALES EN FUNCIÓN DE LA EDAD



(\*) Variable dependiente: salario por hora.

promedio es la calculada para cada quintil después de haber ordenado los individuos contemplados por quintiles de mayor a menor edad, mientras que la sigma escolaridad es la desviación estándar del logaritmo de la escolaridad de cada quintil. En efecto, la *Encuesta de condiciones de vida* ofrece información sobre la educación de los individuos encuestados (los hijos) y también la ofrece sobre el nivel educativo de los padres. Utilizando las transformaciones previamente comentadas de niveles educativos en años de educación, se ha confeccionado el cuadro número 10. Obsérvese que el número de años de escolaridad aumenta claramente en el tiempo, mien-

tras que el grado de desigualdad en la distribución de esta escolaridad se reduce.

Así, cuando nos centramos en el quintil de mayor edad, tenemos una edad promedio de 59,5 años, una escolaridad promedio de 7,8 años y una desviación estándar de la distribución de esta escolaridad promedio, calculada en términos del logaritmo de la variable, que asciende a 0,51. Por contra, cuando nos vamos al quintil más joven, su edad promedio es de 29 años, su escolaridad promedio de 12,2 años y la desviación estándar de esta escolaridad promedio desciende a 0,43.

CUADRO N.º 10

**EVOLUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DE LA POBLACIÓN ESPAÑOLA  
INFORMACIÓN REFERIDA A LOS HIJOS**

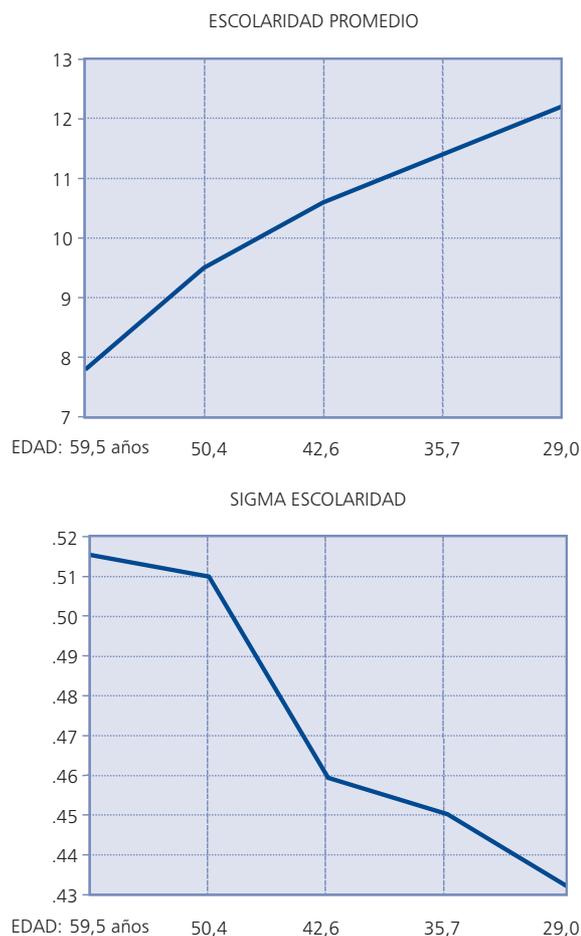
Quintil	Edad promedio	Años escolaridad	Desviación estándar (sigma)
1	59,5	7,8	0,5155
2	50,4	9,5	0,5099
3	42,6	10,6	0,4593
4	35,7	11,4	0,4503
5	29,0	12,2	0,4321

El gráfico 3 permite ilustrar cómo la escolaridad promedio asciende con una pendiente prácticamente estable que se corresponde con una reducción continuada en la dispersión de su distribución.

Si el nivel educativo promedio de la población española ha ido en aumento, ello debe haber contribuido al crecimiento de la renta. Por otro lado, si la dispersión en la distribución de la educación ha tendido a reducirse, ello debe haber contribuido a la reducción de la desigualdad en la distribución de la renta.

El siguiente punto es analizar en qué medida esta reducción en la desigualdad en la distribución de la educación ha ido acompañada por una mayor movilidad socioeconómica o educativa. De hecho, la base de la estimación por variables instrumentales se fundamenta en que el nivel educativo de los padres está correlacionado positivamente con el nivel educativo de los hijos. Se trata de comprobar, no obstante, si esta asociación ha decrecido a lo largo del tiempo (aumento de la movilidad intergeneracional), se ha mantenido estable (movilidad constante) o ha aumentado (reducción de la movilidad).

La presencia de movilidad educativa en España es un tema relativamente poco estudiado. Sánchez (2004) estudia la movilidad de ingresos y educativa para la década 1980-1990 con información de la *Encuesta de Presupuestos Familiares* (EPF). Emplea la regresión sobre la media y la matriz de transición para contrastar dicha hipótesis, confirmando en ambos casos un aumento en la movilidad del ingreso durante los años ochenta. Estima una elasticidad educativa entre padres e hijos de 0,12 para 1990. Este resultado, no obstante, puede estar sesgado, dado que la EPF no considera información de los padres de los individuos emancipados. Es posible que aquellos con mayor nivel educativo (por mayor edad, individuos emancipados) o aquellos que se emancipan más pronto (a menor edad) no sean incluidos en la estimación, generando sesgo.

**GRÁFICO 3  
COMPORTAMIENTO DE LA ESCOLARIDAD  
PROMEDIO DE LA POBLACIÓN ESPAÑOLA  
Y DE SU DESVIACIÓN ESTÁNDAR (SIGMA)**


De Pablos y Gil (2006) emplean las matrices de transición con el objeto de evaluar los retornos a la educación, permitiendo además el análisis de movilidad educativa. Usan información del PHOGUE para el periodo 1994-2001, confirmando un aumento en la movilidad caracterizado por aquellos individuos con educación superior que mejoran su posición relativa. Adicionalmente, la hipótesis de movilidad educativa en España es confirmada por Lanelli (2002), quien, entre otros aspectos, compara la movilidad educativa para veinte países europeos (4) empleando información de la *Europe Union Labor Force Survey* 2000. Emplea las matrices de transición y encuentra que Bélgica, Francia, Grecia, Italia y España presentan movilidad educativa ascendente. Además encuentra que existe una mayor probabilidad de realizar estudios no obligatorios para España, Rumania e Ita-

lia, después de controlar por género y educación de los padres.

Estos resultados son apoyados por estimaciones de movilidad con otros objetivos, como la de Álvarez (2004), que, estudiando la movilidad del ingreso, encuentra la presencia de una alta movilidad, que es mayor para aquellos con estudios superiores. Llega a esta conclusión por medio de la estimación de las probabilidades de transición con información de la ECPF 1985-1996. Así mismo, Carabaña (1999) confirma movilidad intergeneracional en la ocupación, aproximando al índice de movilidad por el coeficiente de Pearson. Encontró un índice de movilidad de 0,42.

La literatura previa plantea un aumento en la movilidad educativa para España. En este apartado, proponemos la contrastación de la hipótesis de movilidad educativa empleando la ECV-2005, que contiene información respecto al nivel educativo del padre para individuos emancipados y no emancipados, con nivel de estudios terminados. Se estima el índice de movilidad, y se propone el análisis de su evolución temporal, por medio de su aproximación para distintas cohortes de edad.

En concreto, denominando  $y$  al logaritmo de los años de educación de los hijos expresado en diferencias con respecto a la media, y  $x$  al logaritmo de los años de educación de los padres (aunque se habla de padres, en todos los casos se ha seleccionado la educación del padre por ser la variable más significativa), también expresado en diferencias con respecto a la media, se define el siguiente índice de movilidad:

Índice de movilidad educacional:

$$\frac{\sum (y - x)^2}{\sum y^2 + \sum x^2}$$

En efecto, caben las siguientes situaciones extremas:

Movilidad mínima:  $\sum (y - x)^2 = 0$  Los hijos son una copia exacta de los padres. Por ejemplo, el padre que está un 10 por 100 más educado que la media de padres produce un hijo que también está un 10 por 100 más educado que la media de hijos, y a la inversa en caso contrario. Obsérvese que esta forma de definir la similitud entre nivel educativo de padres e hijos relativiza ambas magnitudes teniendo en cuenta la evolución del nivel educativo promedio.

Movilidad máxima:  $\sum (y - x)^2 = \sum y^2 + \sum x^2$  La correlación entre la educación de padres e hijos es nula.

Por tanto, el índice, tal como está definido, aparece acotado entre 0 (los hijos son una copia exacta de los padres y la movilidad es nula) y 1 cuando la movilidad es máxima.

Si se estima una ecuación de regresión entre  $y$  como variable dependiente y  $x$  como variable explicativa, se tiene:

$$y_i = \hat{\beta} \cdot x_i + \hat{\varepsilon}_i \Rightarrow (y_i - x_i) = (\hat{\beta} - 1) \cdot x_i + \hat{\varepsilon}_i$$

Sustituyendo en el índice de movilidad previamente definido, el resultado es:

Índice de movilidad:

$$\begin{aligned} \frac{\sum (y - x)^2}{\sum y^2 + \sum x^2} &= \frac{(\hat{\beta} - 1)^2 \sum x^2 + \sum \hat{\varepsilon}^2}{\sum y^2 + \sum x^2} = \\ &= \frac{(\hat{\beta} - 1)^2 \cdot \sigma_x^2 + \sigma_x^2}{\sigma_y^2 + \sigma_x^2} \end{aligned}$$

en donde  $\sigma_y^2$  es la varianza de los años de educación de los hijos y  $\sigma_x^2$  es la varianza de los años de educación de los padres.

Para efectuar estos cálculos se han considerado ocho cohortes de acuerdo con el año de nacimiento de los hijos. Son las siguientes:

Cohorte 1. Nacidos en 1945 y antes: 2.003 observaciones.

Cohorte 2. Nacidos entre 1946 y 1950: 1.914 observaciones.

Cohorte 3. Nacidos entre 1951 y 1955: 1.997 observaciones.

Cohorte 4. Nacidos entre 1956 y 1960: 2.418 observaciones.

Cohorte 5. Nacidos entre 1961 y 1965: 2.641 observaciones.

Cohorte 6. Nacidos entre 1966 y 1970: 2.468 observaciones.

Cohorte 7. Nacidos entre 1971 y 1975: 2.360 observaciones.

Cohorte 8. Nacidos entre 1976 y 1980: 2.175 observaciones.

Donde también se detalla el número de observaciones disponibles en la encuesta para cada cohorte.

El cuadro n.º 11 ofrece los valores que intervienen en el cálculo del índice de movilidad. Puede comprobarse que, al pasar de la primera cohorte (es decir, los hijos nacidos en 1945 y antes) a las siguientes, el coeficiente «beta» estimado se reduce progresivamente, al igual que el coeficiente «sigma» de los hijos, referido a la desviación estándar del logaritmo de los años de escolaridad de éstos. Finalmente, la ratio entre el sigma de los padres y el sigma de los hijos aumenta progresivamente. Es decir, mientras que para la primera cohorte el grado de desigualdad en la distribución de la educación era similar entre padres e hijos, para las sucesivas cohortes la educación de los hijos se distribuye de forma más igualitaria que la educación de los padres.

A partir de esta información, se elabora el gráfico 4, que muestra la evolución por cohortes del índice de movilidad educacional. Puede comprobarse que la movilidad aumenta de forma regular al pasar de la primera cohorte a las siguientes. El índice de movilidad para el conjunto de la muestra es de 0,55, resultado acorde con las estimaciones internacionales sobre movilidad intergeneracional (véase Sánchez, 2004: 6).

El índice de movilidad estimado es una variable aleatoria y, como tal, puede mostrar ciertas oscilaciones erráticas al pasar de una cohorte a la siguiente que no sean estadísticamente significativas. Para mostrar este hecho, por simulación, se ha calculado el índice de movilidad, que nos permitirá presentar su estimación por intervalo de confianza.

El índice de movilidad estimado viene dado por:

$$\frac{\hat{\sigma}_{(y-x)}^2}{\hat{\sigma}_y^2 + \hat{\sigma}_x^2} = \frac{\hat{\sigma}_y^2 + \hat{\sigma}_x^2 - 2 \cdot \hat{\rho} \cdot \hat{\sigma}_x \cdot \hat{\sigma}_y}{\hat{\sigma}_y^2 + \hat{\sigma}_x^2}$$

Fijando la esperanza matemática del índice de movilidad en su valor estimado, por simulación es posible calcular su distribución. En efecto, dado que se verifica:

$$\frac{\hat{\sigma}_y^2}{\sigma_y^2} \rightarrow \frac{\chi_N^2}{N} \qquad \frac{\hat{\sigma}_x^2}{\sigma_x^2} \rightarrow \frac{\chi_N^2}{N}$$

por simulación cabe calcular la distribución de las varianzas así como del coeficiente de correlación entre y y x a partir de la generación de una variable aleatoria cuya media sea el valor observado, y cuya desviación estándar coincida con la desviación estándar de la correspondiente estimación. Efectuando 10.000 replicaciones para cada cohorte, la evolución temporal del intervalo de confianza para el índice de movilidad estimado se presenta en el gráfico 4.

Finalmente, el cuadro n.º 12 presenta la matriz de transición educativa para el total de cohortes analizadas, y que nos permite concluir que el tipo de movilidad educacional intergeneracional en España es ascendente, lo que está en consonancia con el aumento del valor medio de la escolaridad que el gráfico 3 muestra. Observamos que las mayores probabilidades marginales se encuentran en la diagonal (valores en negrita) o sobre ella, lo cual implica que los hijos en general tienen un nivel educativo mayor que sus padres.

Analizar con profundidad los determinantes de esta movilidad excede las pretensiones de este trabajo. En cualquier caso, puede ser útil examinar con

CUADRO N.º 11

FACTORES CONDICIONANTES DE LA MOVILIDAD EDUCACIONAL

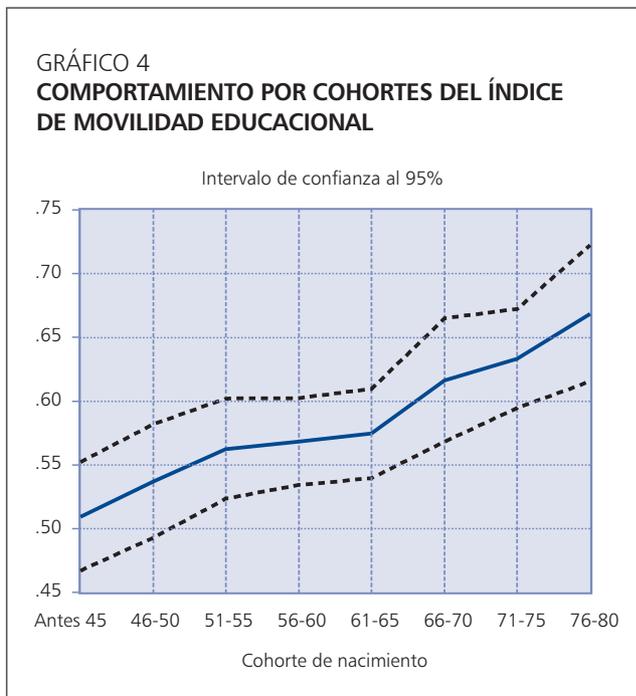
Cohorte	Beta	Sigma hijos	Sigma padres	Ratio	Correlación	Índice de movilidad
1ª .....	0,49	0,53	0,53	1,00	0,49	0,51
2ª .....	0,46	0,52	0,53	1,02	0,47	0,53
3ª .....	0,43	0,50	0,52	1,04	0,44	0,56
4ª .....	0,39	0,48	0,55	1,15	0,45	0,55
5ª .....	0,37	0,46	0,56	1,22	0,45	0,55
6ª .....	0,32	0,46	0,56	1,22	0,40	0,60
7ª .....	0,30	0,44	0,57	1,30	0,39	0,61
8ª .....	0,27	0,43	0,55	1,28	0,34	0,66
Total .....	0,39	0,51	0,54	1,07	0,45	0,55

CUADRO N.º 12

MATRIZ DE TRANSICIÓN EDUCATIVA ENTRE PADRES E HIJOS (PORCENTAJES)

NIVEL EDUCATIVO	HIJOS						Total
	Ninguno	Primaria	Secundaria - primera etapa	Secundaria - segunda etapa	Formación profesional	Superiores	
<b>PADRES</b>							
Ninguno .....	1,5	11,0	6,5	2,9	0,4	2,2	24,6
Primaria .....	0,3	13,8	13,0	11,4	1,1	12,9	52,6
Secundaria - 1ª etapa .....	0,0	0,5	2,5	2,0	0,2	2,4	7,6
Secundaria - 2ª etapa .....	0,0	0,3	0,8	2,2	0,1	2,7	6,1
Formación profesional .....	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,3	0,5
Superiores .....	0,0	0,2	0,4	1,7	0,2	5,9	8,6
Total .....	1,9	25,9	23,4	20,4	2,1	26,4	100,0

GRÁFICO 4  
COMPORTAMIENTO POR COHORTES DEL ÍNDICE DE MOVILIDAD EDUCACIONAL



un mayor detenimiento algunos determinantes del nivel educativo alcanzado.

**V. ALGUNOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO Y SU EVOLUCIÓN POR COHORTES**

La finalidad de este apartado es mostrar la evolución por cohortes de los principales determinantes del nivel educativo.

Como en el apartado precedente se ha comprobado, la educación de los hijos está claramente condicionada por la educación de los padres. Este análisis

está ampliamente sustentado en los estudios sobre la relación entre *background* familiar y educación. Estudios previos han verificado, por ejemplo, la relación entre *background* familiar y: la demanda de educación (Albert, 2000), los rendimientos de la educación (San Segundo y Valiente, 2003) o la probabilidad de acceso a estudios no obligatorios (Calero, 2008), entre otros.

En concreto, en este trabajo se ha seleccionado como variable explicativa la educación del padre, dado que, en el caso de las madres, para las cohortes contempladas su nivel educativo era en muchos casos prácticamente nulo o muy reducido. En esos años, los padres ofrecían una mayor variabilidad.

La ecuación básica ensayada es la siguiente:

$$\ln(\text{escolaridad hijo}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(\text{escolaridad padre}) + \beta_2 \cdot (\text{número hermanos}) + \beta_3 \cdot (\text{índice de existencia de problemas financieros en el hogar}) + \beta_4 \cdot (\text{año nacimiento}) + \beta_5 \cdot (\text{sexo} = 1 \text{ si mujer}) + \varepsilon$$

Es decir, la escolaridad de cada individuo muestral (los años de escolaridad) se hace depender de los años de escolaridad del padre, del número de hermanos en la familia (a más hermanos, *ceteris paribus*, menor posibilidad de financiar la educación de los hijos), de un índice expresivo de la existencia de problemas financieros en el hogar cuando el hijo era pequeño y formaba parte del hogar paterno, del año de nacimiento y del sexo.

La variable «índice de existencia de problemas financieros en el hogar» es una *proxy* de la renta del hogar cuando el encuestado tenía edad de escolarizarse. Esta variable aparece en la encuesta de forma discreta, y adopta seis valores. El valor 6 indica

que el hogar no tenía nunca problemas financieros y el valor 1 indica que los tenía con mucha frecuencia. Se crearon seis variables ficticias separadas y se comprobó que la hipótesis de evolución proporcional de los coeficientes estaba en consonancia con los datos. Finalmente, para simplificar, se optó por introducirla como variable continua.

El año de nacimiento actúa como una tendencia temporal, su signo esperado es positivo y capta el aumento general de la escolaridad. En cuanto a la variable sexo, son sabidos los distintos roles que históricamente los hombres y las mujeres tenían asignados, lo que se manifestaba en los distintos niveles de escolaridad alcanzados.

Los resultados de la estimación de esta ecuación se detallan en el cuadro n.º 13. La ecuación ha sido estimada teniendo en cuenta los factores de elevación poblacionales que la encuesta ofrece. En primer lugar, en la segunda columna, aparece la ecuación estimada para la totalidad de la muestra, mientras que las restantes columnas ofrecen la ecuación estimada para las distintas cohortes (5).

En la estimación para la totalidad de la muestra se comprueba que la escolaridad de los padres (en realidad, la escolaridad del padre) es la principal variable explicativa de la escolaridad de los hijos. Le sigue el año de nacimiento (tendencia temporal positiva a que se halla sometido el nivel educativo

promedio), el número de hermanos y los problemas financieros. De hecho, el número de hermanos y los problemas financieros probablemente están aproximando el mismo tipo de efectos. Sucede, empero, que mientras el número de hermanos es una variable objetiva, los problemas financieros del hogar responden a una apreciación subjetiva del encuestado, referida a la situación que él recuerda del hogar cuando era niño. Finalmente, para la totalidad de la muestra, el sexo femenino tiene un efecto negativo. *Ceteris paribus*, cabe esperar que un hijo de sexo masculino alcance un nivel educativo más elevado que si el hijo tiene sexo femenino.

Cuando se efectúan estimaciones separadas por cohorte, no obstante, la situación cambia. Mientras que para la primera cohorte —es decir, los nacidos en 1945 o antes— una hija, *ceteris paribus*, tiene un número de años de educación un 18 por 100 inferior al de un hijo, para la última cohorte, que recoge los nacidos entre 1976 y 1980, *ceteris paribus*, una hija tiene un número de años de educación un 7 por 100 superior al de un hijo; el cambio de tendencia se da para las nacidas a partir de los años sesenta. De hecho, progresivamente, la mujer se ha ido integrando en el mercado laboral, a la vez que los rendimientos de la educación suelen ser más elevados para las mujeres que para los hombres. No obstante, lo que condiciona el rendimiento educativo es el diferencial de salarios entre el individuo más educado y el menos educado, y esta diferencia porcentual suele ser

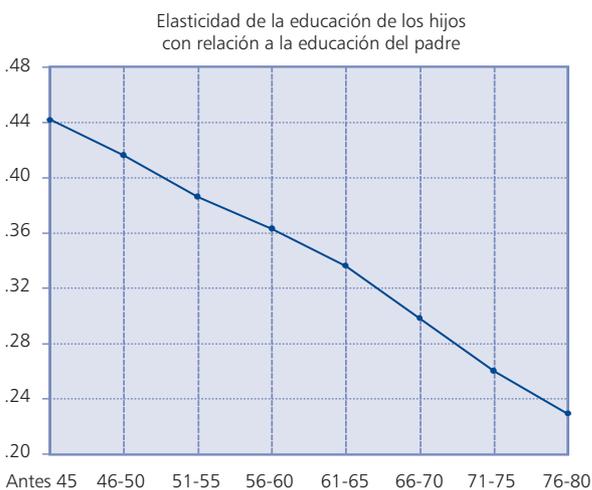
CUADRO N.º 13

**DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO POR COHORTES**  
**VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS HIJOS**

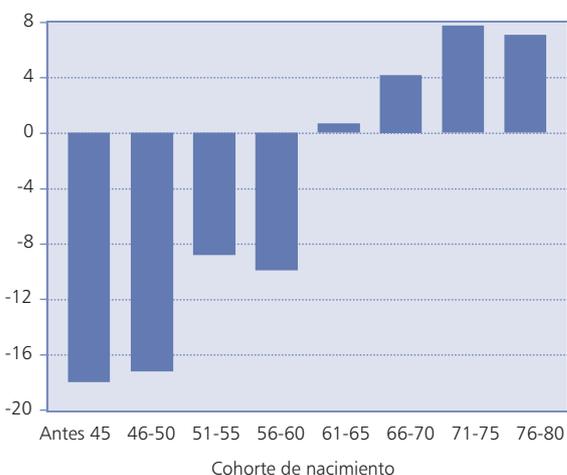
VARIABLE EXPLICATIVA	TODA LA MUESTRA	COHORTE SEGÚN AÑO DE NACIMIENTO							
		Antes 1945	1946-1950	1951-1955	1956-1960	1961-1965	1966-1970	1971-1975	1976-1980
Constante .....	-19,21 (23,88)	1,26 (25,78)	1,41 (26,25)	1,50 (32,95)	1,61 (36,64)	1,72 (38,26)	1,78 (33,59)	1,84 (35,87)	1,77 (27,30)
Log. escolaridad padres...	0,326 (44,41)	0,442 (19,56)	0,416 (17,94)	0,386 (18,64)	0,363 (21,90)	0,336 (21,55)	0,298 (12,97)	0,260 (15,36)	0,229 (9,88)
Número de hermanos .....	-0,0276 (12,42)	-0,029 (5,56)	-0,031 (5,26)	-0,029 (5,16)	-0,023 (4,24)	-0,031 (5,46)	-0,031 (4,83)	-0,039 (6,04)	-0,026 (2,71)
Problemas financieros .....	0,0469 (13,85)	0,0518 (5,62)	0,0410 (4,48)	0,0434 (4,71)	0,0428 (4,83)	0,0282 (3,42)	0,0306 (3,08)	0,0423 (4,52)	0,0631 (5,26)
Año de nacimiento.....	0,0106 (25,77)	—	—	—	—	—	—	—	—
Sexo = 1 si mujer.....	-0,0295 (-3,53)	-0,180 (7,08)	-0,172 (6,79)	-0,088 (3,52)	-0,099 (4,63)	0,0066 (3,00)	0,0415 (1,78)	0,0772 (3,72)	0,0705 (2,76)
R cuadrado .....	0,312	0,310	0,285	0,238	0,251	0,226	0,188	0,204	0,174
N.º observaciones .....	16.237	1.901	1.817	1.857	2.254	2.468	2.268	2.140	1.532

Método: Mínimos cuadrados ordinarios con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White.  
 Entre paréntesis valor del estadístico t.

**GRÁFICO 5**  
**EVOLUCIÓN POR COHORTES DE LOS DETERMINANTES DE LA EDUCACIÓN**



**GRÁFICO 6**  
**PORCENTAJE DE DIFERENCIA EN EL NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO DE LAS MUJERES CON RESPECTO A LOS HOMBRES**



más elevada en el caso de las mujeres. Si ello es así, esta mayor tendencia a educarse de las mujeres respecto a los hombres estaría en consonancia con la racionalidad económica.

El otro extremo a destacar del cuadro n.º 13, que está en consonancia con el aumento de la movilidad educativa, es la caída de la elasticidad de la educación del hijo frente a la educación del padre.

Mientras que para la primera cohorte un aumento de la educación del padre en un 10 por 100 significaba un aumento esperado en la educación del hijo de un 4,4 por 100, para la última cohorte un aumento del 10 por 100 en la educación del padre se corresponde con un aumento del 2,3 por 100 en la educación del hijo. Ello indica un debilitamiento de las pautas intergeneracionales de transmisión educativa, lo que puede ser, en parte, resultado de la mayor facilidad de acceso a la educación como consecuencia de la política de ayudas públicas.

El gráfico 5 muestra la evolución temporal de estos dos coeficientes comentados: el relativo a la elasticidad educación hijos y al sexo, frente a educación padre. Puede comprobarse que ambas tendencias muestran una evolución contrapuesta casi lineal, sin que aparezcan síntomas de cambio de pendiente. No obstante, como ya se mencionaba para las mujeres, se confirma un cambio en el patrón de comportamiento a partir de 1960.

## VI. CONSIDERACIONES FINALES

Tres puntos podrían sintetizar el contenido básico de este artículo.

1. A partir de la *Encuesta de Condiciones de Vida* del año 2005, se hallan unos rendimientos educativos bastante elevados, que están en consonancia con estimaciones previas realizadas empleando otras bases de datos; en particular, la *Encuesta de Estructura Salarial*. La contribución diferencial de este artículo radica en que la *Encuesta de Condiciones de Vida* permite tratar el tema de la endogeneidad potencial de la educación. Como suele ser usual en la literatura internacional y en la española disponible, la evidencia a favor de unos rendimientos educativos elevados resulta reforzada al pasar a la estimación por variables instrumentales. No está claro lo que el estimador por variables instrumentales en realidad está recogiendo. A priori, cabría esperar que el paso de mínimos cuadrados a variables instrumentales originase una caída de rendimientos. Si éste no es el caso, no hay motivos para pensar que los rendimientos educativos que se derivan de la aplicación de mínimos cuadrados están sobrevalorando los verdaderos rendimientos de la educación. En consecuencia, invertir en educación es rentable desde una perspectiva individual, y si el salario y la productividad están en consonancia, también lo debe ser desde una perspectiva social.

2. El hecho de que los distintos niveles educativos lleven asociados distintos niveles de salarios tie-

ne claras implicaciones en términos de distribución de la renta. Redistribuir el saber es una forma de redistribuir renta y riqueza a largo plazo que no se enfrenta a los tradicionales *trade-off* entre eficiencia y equidad. Por ejemplo, un impuesto sobre la renta claramente progresivo puede tener efectos favorables en términos de redistribución, pero puede también generar ineficiencias, al desincentivar el trabajo o la asunción de riesgos. O una política muy generosa de beneficios sociales puede también favorecer la equidad, pero sus potenciales costes se producen en términos de incentivos. Por el contrario, una política que facilite el acceso de toda la sociedad a una educación básica, y el acceso de los más capaces o motivados a la educación superior, es una política que favorece la movilidad social, la redistribución y la eficiencia. Rendimientos educativos del orden del 7 por 100, que son los que se deducen de la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios, son elevados. Y rendimientos próximos al 10 por 100, que se deducen de la aplicación de variables instrumentales, pueden estar aproximando los rendimientos del subconjunto de población más capaz. Aquellos, en definitiva, que es probable que respondan incrementando su nivel educativo a las políticas públicas que facilitan el acceso a la educación.

3. Finalmente, en términos de nivel, de distribución y de movilidad educacional, los datos sugieren los siguientes resultados:

— Los estándares educativos de la población española han aumentado muy considerablemente en los últimos años, a la vez que se ha reducido el grado de dispersión en la educación. En otros términos, la población española está progresivamente más educada, a la vez que también progresivamente esta educación se distribuye de forma más homogénea.

— Ha aumentado también muy claramente la movilidad educacional intergeneracional. La ausencia de programas de ayuda a la educación puede condicionar que la educación se transmita de padres a hijos en la medida en que, generalmente, los padres más educados son los que suelen gozar de unos estándares económicos más elevados, al menos en términos relativos, lo que posibilita que financien la educación de sus hijos. Si la ayuda pública a la educación se incrementa, la parte correspondiente al vínculo económico entre educación de los padres y educación de los hijos se debilita, con lo que se incrementa la movilidad social intergeneracional.

— Finalmente, en términos del efecto del género sobre los logros educativos alcanzados, cabe resal-

tar que su contribución ha cambiado de signo. El hecho de que en las generaciones jóvenes las mujeres tiendan a alcanzar mayores niveles educativos que los hombres está en consonancia con la existencia de un rendimiento educativo diferencial a favor de las mujeres, que parece deducirse de los estudios disponibles sobre rendimientos de la educación por sexos.

#### NOTAS

(1) ARRAZOLA y HEVIA (2006) encuentran, usando datos del PHOGUE-1994, que hasta la cohorte nacida en 1940 no se vuelve a recuperar la escolaridad promedio alcanzada por la cohorte nacida en 1934.

(2) Con mayor probabilidad para el caso de mujeres con hijos.

(3) El nivel 3 comprende la educación secundaria de segunda etapa, incluye formación e inserción laboral y equivalente. El nivel 4 comprende la formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa secundaria.

(4) Incluye seis países de Europa del Este.

(5) En la estimación por cohortes no se incluye el año de nacimiento del individuo por existir una relación directa entre ambas variables.

#### BIBLIOGRAFÍA

ALBERT, C. (2000), «Higher education demand in Spain: The influence of labour market signals and family background? Spain», *Higher Education*, 40: 147-162.

ÁLVAREZ, J. (2004), «Dynamics and seasonality in quarterly panel data: An analysis of earnings mobility in Spain», *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 22: 443-456

ANGRIST, J., y A. KRUEGER (1991), «Does compulsory schooling affect schooling and earnings», *Quarterly Journal of Economics*, 106: 979-1014.

ARRAZOLA, M., y J. DE HEVIA (2006), «Gender differentials in returns to education in Spain», *Education Economics*, 14, 4: 469-486.

— (2008), «Three measures of returns to education: an illustration for the case of Spain», *Economics of Education Review*, 27: 266-275.

ARRAZOLA, M.; J. DE HEVIA, y J.F. SANZ (2003), «Returns to education in Spain: some evidence on the endogeneity of schooling», *Education Economics*, 11, 3: 293-304.

BARCEINAS, F.; J. OLIVER; J.L. RAYMOND, y J.L. ROIG (2000), «Spain», en HARMON, C., I. WALKER y N. WESTERGAARD-NIELSEN (eds.), *Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of the Return to Education*, Cheltenham, Edward Elgar.

CALERO, J. (2008), «What happens after compulsory education? Problems of continuity and possible policies in the case of Spain», *The Social Science Journal*, 45: 440-456.

CARABAÑA, J. (1999), *Dos estudios sobre movilidad intergeneracional*, Madrid, Fundación Argentaria-Visor.

CARD, D. (1993), «Using geographic variation in college proximity to estimate the returns to education», *NBER Working Paper n.º 4483*.

— (2001), «Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems», *Econometrica*, 69, 5: 1127-1160.

DE PABLOS, L., y M. GIL (2006), «Movilidad de rentas y salarios desde una perspectiva de género: El papel de la educación», *Documentos de*

*trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, número 2, Universidad Complutense de Madrid.*

GARCÍA, J.; P.J. HERNÁNDEZ, y A. LÓPEZ-NICOLÁS (2001): «How wide is the gap?. An investigation of gender wage differences using quantile regression», *Empirical Economics*, 26: 149-167.

HARMON, C., e I. WALKER (1995), «Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom», *American Economic Review*, 85, 5: 1278-1286.

ICHINO, A., y R. WINTER-EBMER (2004), «The long run educational cost of World War II», *Journal of Labor Economics*, 22, 1: 57-86.

LANELLI, C. (2002), «Parental education and young people's educational and labour market outcomes: A comparison across Europe»,

*Arbeitspapiere. Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, 45.*

PONS, E., y M.T. GONZALO (2002), «Returns to education in Spain: how reliable area instrumental variable estimates?», *Labour*, 16, 4: 747-770.

PSACHAROPOULOS, G. (1981), «Returns to education: an updated international comparison», *Comparative Economics*, 17, 3: 321-341.

SAN SEGUNDO, M., y A. VALIENTE (2003), «Family background and returns to schooling in Spain», *Education Economics*, 11, 1: 39 – 52.

SÁNCHEZ H., ADRIANA (2004), «Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)», *Document de treball 2004/1*, Institut d'Economia de Barcelona.

**ANEXO 1**

**A) Ecuación de salarios continua para hombres**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora

Método: Variables instrumentales con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White

Instrumentos: Constante, años de escolaridad del padre, edad, edad<sup>2</sup>.

Muestra: 4.524 observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante .....	0,5892	7,66
Años escolaridad .....	0,0855	17,32
Años experiencia .....	0,0315	8,46
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00028	-3,89

R cuadrado            0,24  
 Error estándar      0,42

**B) Ecuación de salarios continua para mujeres**

Variable dependiente: Logaritmo del salario bruto por hora

Método: Variables instrumentales con factores de elevación poblacionales y errores estándar robustos por White

Instrumentos: Constante, años de escolaridad del padre, edad, edad<sup>2</sup>.

Muestra: 3.353 observaciones

Variable	Coefficiente	Estadístico t
Constante .....	0,2060	1,93
Años escolaridad .....	0,0987	15,00
Años experiencia .....	0,0320	8,18
Años experiencia <sup>2</sup> .....	-0,00031	-3,89

R cuadrado            0,32  
 Error estándar      0,42