

# El rendimiento de la inversión en capital humano: el caso de las profesiones médicas

por  
MANUEL SALAS VELASCO  
Departamento de Economía Aplicada  
Univesidad de Granada

## RESUMEN

Este trabajo estudia los determinantes salariales en el mercado de trabajo de las profesiones médicas, aspecto aún no tratado en nuestro país. A partir de la información suministrada por los titulados inscritos en los Colegios Profesionales de Enfermería y Medicina, se evidencia que la cantidad de educación universitaria recibida por los graduados y los años de experiencia total en el mercado de trabajo son factores que explican sus salarios. La tasa de rentabilidad obtenida del 8,9 por ciento nos daría la variación porcentual que experimentan los ingresos de un titulado cuando éste invierte en un año adicional de educación universitaria. No obstante, y a pesar del amplio uso de la «función minceriana *standard*» en los trabajos aplicados sobre rendimientos, este modelo no arroja una medida exacta del valor económico de la educación, al no tener en cuenta ciertos problemas econométricos. En este artículo se demuestra que la consideración de la educación como una variable exógena sesga hacia abajo la estimación de la tasa de rentabilidad, siendo del 11,1 por ciento el “verdadero” valor del rendimiento de la inversión en capital humano.

*Palabras clave:* rendimientos de la educación, endogeneidad de la educación, mínimos cuadrados ordinarios, variables instrumentales.

*Clasificación AMS:* 62P20, 91B40.

## 1. INTRODUCCIÓN(1)

Un bien de capital es rentable si el flujo actual de ingresos netos esperados es positivo o, alternativamente, si la tasa interna de rentabilidad es mayor o igual que la tasa de actualización o coste del pasivo. A pesar de los problemas conceptuales y técnicos, los economistas aplicamos esta idea a las llamadas inversiones en capital humano(2). La «teoría del capital humano» (Schultz, 1961) sugiere que los individuos invierten en educación en un proceso análogo al realizado en capital físico, en el sentido de que produce un flujo de rendimientos monetarios a lo largo del tiempo(3).

El análisis económico del capital humano cobró un gran impulso a partir de las aportaciones pioneras de Becker (1964) y Mincer (1974), si bien la proposición de que un trabajador formado, al igual que una máquina, representa una valiosa inversión está presente en la literatura económica desde *La riqueza de las naciones* de Adam Smith:

“La destreza perfeccionada de un operario se puede considerar bajo el mismo aspecto que una máquina o instrumento productivo, que facilita y abrevia el trabajo, y, no obstante ocasiona algunos gastos, los retorna, acompañados de un beneficio” (Smith, 1987, p. 255).

El marco metodológico y doctrinal de la «teoría del capital humano» sienta las bases para visiones más productivistas de las relaciones entre educación y economía. Los «economistas del capital humano» de los años sesenta del siglo XX, al igual que con el capital físico, también estiman o cuantifican la rentabilidad de la inversión educativa demostrando que la inversión en capital humano era rentable, y

---

(1) El autor agradece las observaciones y sugerencias proporcionadas por dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar versiones preliminares del artículo.

(2) “Los individuos emplean parte de su renta en sí mismos de muy diversas maneras, pensando en satisfacciones pecuniarias y no pecuniarias futuras. Eligen cuidados médicos, educación adicional, se informan sobre nuevos puestos de trabajo mejor retribuidos, emigran si hay condiciones ventajosas, etc. Tales fenómenos: salud, educación, información o emigración pueden ser estudiados más como inversiones en capital humano que como consumos” (Moreno Becerra, 1998, pp. 33–34).

(3) La educación aumenta la productividad de los trabajadores y sus ingresos salariales futuros —suponiendo que los salarios igualan la productividad marginal—.

su rentabilidad era mayor que la de la inversión en capital físico (Hansen, 1963; Becker, 1964; Hanoch, 1967). Desde entonces, la cuantificación del capital humano de los trabajadores y la medición de su rendimiento económico ha sido uno de los temas más investigados en «economía de la educación»(4).

¿Por qué los economistas estamos interesados en el estudio de los rendimientos de la educación? Pueden ser varias las razones que justifiquen la estimación de los rendimientos económicos para las inversiones educativas; pero, principalmente, por motivos de eficiencia en la distribución de recursos escasos: ¿dónde ganará la sociedad el máximo beneficio de sus inversiones?; ¿dónde la inversión individual producirá el rendimiento más alto? Si la elección se hace dependiendo de si es la eficiencia relativa de la decisión educativa de la sociedad o del individuo lo que se quiere contemplar, tendremos, pues, que calcular tasas de rentabilidad a nivel social y a nivel privado, respectivamente(5). En el primer caso, deberíamos seguir el «método elaborado»(6), en el segundo caso, podríamos utilizar tanto el «método

---

(4) *Vid.* Psacharopoulos (1985, 1994), Cohn y Addison (1998) y Psacharopoulos y Patrinos (2002, 2004).

(5) Las tasas de rendimiento pueden poner de relieve problemas de asignación de recursos en el sector de la educación; esto es, si se está invirtiendo realmente demasiado o muy poco en educación. De ahí que los que toman las decisiones públicas pueden usar tasas de rendimiento o rentabilidad públicas de las inversiones en educación para guiar sus decisiones de gasto. A nivel privado, los individuos, que se enfrentan a la disyuntiva de continuar invirtiendo en capital humano formal o entrar en el mercado laboral una vez completada la educación obligatoria, querrán saber si hay rendimientos monetarios positivos asociados con la adquisición de educación adicional.

(6) La tasa de descuento para la cual se iguala a un punto común en el tiempo la suma de costes descontados con la suma de beneficios descontados, nos proporcionaría la tasa de rendimiento (interna) de la educación, tanto a nivel privado o individual como a nivel social. Si esta tasa de rentabilidad es mayor o igual al tipo de descuento utilizado, entonces al individuo le merecerá la pena invertir en educación, y a la sociedad financiar actividades educativas, respectivamente. Como tasa de descuento privada podría utilizarse el tipo de interés de mercado (coste de oportunidad del dinero); como tasa de descuento social podría usarse el coste de oportunidad de los recursos públicos (por ejemplo, la tasa de rentabilidad de las inversiones en infraestructuras como carreteras). Para calcular la rentabilidad social, a los costes de la educación habría que añadir los costes públicos de la financiación educativa. Por el lado de los beneficios, habría que contemplar los mayores ingresos fiscales que el sector público obtiene al aumentar el nivel educativo de la población; también habría que añadir las externalidades que la educación genera, aunque son difíciles de medir.

elaborado» como el «método de la función de ingresos» (o «método de Mincer»)(7).

La herramienta empírica utilizada en la mayoría de los trabajos sobre rendimientos de la educación ha sido la «función de ingresos minceriana». Este artículo aplica esta metodología al cálculo de la rentabilidad de la inversión en educación universitaria en el área de las ciencias de la salud, aspecto éste aún no estudiado en nuestro país. No obstante, y dado que la violación del supuesto de exogeneidad de la variable educación en una función de ingresos produce estimadores MCO inconsistentes, otro objetivo de este trabajo consiste en presentar un conjunto de procedimientos, basados sobre todo en la aplicación de variables instrumentales (VI), para estimar los rendimientos de la educación de las profesiones médicas considerando que la educación es endógena. La consideración en el análisis de este problema econométrico se hace necesaria si queremos tener una medida fiable del valor económico de la educación superior; en otro caso, las tasas de rentabilidad estarían sesgadas. El resultado general es que los rendimientos se incrementan notablemente(8).

El trabajo se estructura como sigue. En la segunda sección se hace un repaso a la literatura sobre rendimientos del capital humano, centrándonos en el caso español. A continuación, la tercera sección presenta los métodos y procedimientos usados en las investigaciones aplicadas para calcular tasas de rentabilidad de las inversiones educativas. La cuarta sección describe los datos y variables usados en la parte empírica. La sección quinta presenta los resultados de las estimaciones econométricas. La última sección, de conclusiones finales, cierra el trabajo.

---

(7) Como veremos a lo largo de este artículo, la ecuación de ingresos propuesta por Mincer (1974) es una función semilogarítmica, de tal forma que los ingresos que alcanza el individuo varían linealmente con el tiempo invertido en educación y cuadráticamente con la experiencia. El coeficiente estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) asociado a la variable educación se puede interpretar como la tasa de rendimiento privada de un año adicional de educación –que no tiene en cuenta el nivel educativo al que se refiere este año de educación–. A pesar de su popularidad, la «ecuación de ingresos minceriana» sólo puede usarse para calcular la tasa privada de rentabilidad (marginal promedio) de la inversión educativa.

(8) El problema econométrico de la endogeneidad de la educación ha sido descuidado, quizás por carencia de datos adecuados, en la mayoría de los trabajos sobre rendimientos realizados en nuestro país. Los trabajos de Barceinas *et al.* (2002), Pons y Gonzalo (2002) y Arrazola *et al.* (2003) constituyen, como discutiremos en el segundo apartado, excepciones.

## 2. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA: UN REPASO DE LA LITERATURA

Los cálculos de los rendimientos de la educación llevados a cabo a nivel internacional siguiendo el «método elaborado» revelan que son mayores las tasas privadas de rendimiento que los rendimientos sociales de la educación –por niveles educativos, los mayores rendimientos, sociales y privados, se obtienen para la educación primaria–(9). En el caso español, los primeros cálculos de los tipos de rendimiento interno de la educación (privados y sociales) los hallamos en el trabajo de Quintás y Sanmartín (1978). La estimación de los indicadores de rentabilidad del sistema educativo español se basó en una encuesta del INE sobre *Diferencias Relativas de Renta* (base de datos referida a 1972). Los resultados para las tasas privadas fueron del 31,6 por ciento para la enseñanza primaria, 10,2 por ciento para la secundaria y 15,5 por ciento para la superior, siendo las correspondientes tasas sociales del 17,2 por ciento, 8,6 por ciento y 12,8 por ciento, respectivamente. Más recientemente, otros dos trabajos han calculado rendimientos sociales y privados mediante esta metodología. Por un lado, Oliver *et al.* (1998), a partir de la información contenida en la *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91*, hallan una tasa interna de rentabilidad (TIR) privada del 14,2 por ciento, 15,9 por ciento y 14,2 por ciento para los estudios primarios, secundarios y superiores, respectivamente; la TIR social se sitúa en el 12,5 por ciento para los estudios primarios, 14,1 por ciento para los estudios secundarios y 12,2 por ciento para los estudios superiores. Por otro lado, Arrazola *et al.* (2003) utilizan los datos proporcionados por la primera ola del *Panel de Hogares de la Unión Europea* para España en 1994 estimando tasas internas de rentabilidad privadas (sociales) del 10,3 por ciento (8,1%) para los estudios básicos, 10 por ciento (7,7%) para los estudios de bachillerato y 9,7 por ciento (7,6%) para los estudios universitarios de ciclo largo(10).

No obstante, la relación empírica existente entre los ingresos que obtienen los individuos en el mercado de trabajo y su nivel educativo se apoya, en la mayoría de las investigaciones internacionales, en el «método de Mincer» (o «modelo del capital humano»). La tasa privada de rentabilidad marginal promedio de la inversión educativa sería del 9,7 por ciento a nivel internacional, según Psacharopoulos y

---

(9) La educación primaria produciría un rendimiento privado del 26,6 por ciento y una rentabilidad social del 18,9 por ciento. En el caso de la educación secundaria, los porcentajes serían del 17 y 13,1 por ciento, respectivamente. Finalmente, los rendimientos para las inversiones en educación superior serían del 19 por ciento, para las inversiones privadas, y del 10,8 por ciento para las inversiones sociales (Psacharopoulos y Patrinos, 2004).

(10) Adicionalmente, Barceinas *et al.* (2000) hallan una TIR privada de la inversión educativa, al comparar universidad con secundaria superior, del 10,6 por ciento (con datos de la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995).

Patrinos (2004). En el caso español, sin embargo, las tasas privadas de rentabilidad obtenidas usando la «función minceriana *standard*» arrojan cifras un poco inferiores, pero en línea con los resultados obtenidos para Europa(11). Destacamos a este respecto los trabajos de Alba-Ramírez y San Segundo (1995), Vila y Mora (1996), Barceinas *et al.* (2000, 2001), Caparrós *et al.* (2001) y San Segundo y Valiente (2003). En primer lugar, el trabajo de Alba-Ramírez y San Segundo (1995), con datos de la *Encuesta Piloto de Ingresos* que acompañó a la EPA del segundo trimestre de 1990, hallan una tasa de rendimiento de la educación del 8,4 por ciento. En segundo lugar, usando datos de la *Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91*, Vila y Mora (1996) obtienen una rentabilidad del 5,3 por ciento por cada año de educación formal. En tercer lugar, Barceinas *et al.* (2001), con datos de la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995, hallan una rentabilidad del 8,2 por ciento para los hombres y del 8,3 por ciento para las mujeres(12). En cuarto lugar, Caparrós *et al.* (2001), con datos de las olas primera y tercera del *Panel de Hogares de la Unión Europea* para España (PHOGUE/1994 y 1996), estiman una tasa de rendimiento del 8,1 por ciento en 1994 para los hombres (9,5 por ciento para las mujeres), reduciéndose al 6,6 por ciento en 1996 en el caso de los hombres (y al 9,1 por ciento en el caso de las mujeres). Por último, San Segundo y Valiente (2003) usan la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* de 1991 obteniendo un rendimiento del 6,4 por ciento («ecuación de Mincer» estimada para los hombres solamente)(13).

Sin embargo, ninguno de los trabajos que se han citado en el párrafo anterior –independientemente de que hayan usado una medida continua o discreta (niveles) de la educación– han tenido en cuenta la posible endogeneidad de la variable educación a la hora de estimar la rentabilidad privada de las inversiones educativas. Pero si la variable educación es endógena, como resultado de elecciones

---

(11) “Los rendimientos mincerianos de la educación están entre el 7% y el 9% en la mayor parte de los países europeos, con un promedio de 8,03%. Los países escandinavos, y especialmente Suecia, presentan las menores rentabilidades, mientras que los países anglosajones se encuentran en el extremo superior de la distribución” (De la Fuente, 2004, p. 24).

(12) La tasa de rentabilidad obtenida para 1980 sería del 5,9 por ciento, a partir de la información sobre salarios de cabezas de familia contenida en la *Encuesta de Presupuestos Familiares 1980/81* (Barceinas *et al.*, 2000).

(13) Otros trabajos destacados sobre los efectos que la educación tiene sobre los ingresos son los de Calvo (1988), Lassibille y Navarro (1998), Vila y Mora (1998) y Marcenaro y Navarro (2005). Pero en estos trabajos la variable educación es incorporada en la estimación econométrica por medio de un conjunto de variables ficticias (o *dummies*) que representan el nivel educativo más elevado que los individuos han alcanzado. Sin embargo, los coeficientes estimados asociados a las variables *dummy* se deben interpretar como efectos marginales de cada nivel educativo sobre los ingresos, pero no como “rendimientos mincerianos de la educación” (Psacharopoulos, 1994; Psacharopoulos y Patrinos, 2004).

óptimas de los individuos, entonces al usar MCO para estimar la ecuación salarial se obtienen estimaciones de los parámetros sesgadas e inconsistentes(14). La estimación de la «ecuación de Mincer» por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) es una técnica de regresión que ayuda a corregir el problema de la endogeneidad de la educación. La primera etapa requiere el uso de variables instrumentales (o instrumentos) con los cuales predecir los determinantes de la cantidad de educación que los individuos desean acumular. Si los instrumentos no están afectados por los ingresos, entonces los valores predichos para la variable educación tampoco estarán afectados por ingresos, y podremos usar, de manera segura, esos valores predichos para explicar, en una segunda etapa, los ingresos que obtienen los individuos en el mercado de trabajo en función de su *stock* de capital humano. El coeficiente que ahora obtengamos tras realizar la estimación de la ecuación salarial será una buena medida del verdadero rendimiento de la educación. El método está basado en la existencia de factores exógenos que influyen las decisiones educativas.

La técnica de las variables instrumentales está siendo cada vez más utilizada en «economía de la educación» en los trabajos aplicados sobre rendimientos, aunque aún no son muy numerosas las publicaciones. En términos generales, los instrumentos usados, bien recogen información de antecedentes familiares, bien utilizan experimentos naturales(15). En el primer caso, los instrumentos más frecuentes hacen referencia a determinadas características de los padres como el nivel de estudios o la ocupación (Blackburn y Neumark, 1995; Brunello y Miniaci, 1999; Levin y Plug, 1999; Uusitalo, 1999, entre otros)(16); en el segundo caso, los instrumentos usados se relacionan con el trimestre de nacimiento (Angrist y Krueger, 1991)(17) o con las leyes de escolaridad obligatoria (Harmon y Walker, 1995) como determinantes exógenos del nivel educativo alcanzado. En todos estos trabajos se observa que la utilización de MCO para estimar la «ecuación de Mincer» produce un valor sesgado a la baja en el cálculo de la rentabilidad, que es mayor cuando se utilizan variables instrumentales. A nivel nacional, solamente hemos encontrado dos trabajos que hayan tenido en cuenta el problema de la endogeneidad en el

---

(14) Los rendimientos de la educación, no ajustados por la endogeneidad, estarán sesgados a la baja.

(15) *Vid.* Card (1995) para una revisión detallada de los distintos instrumentos usados en la literatura sobre rendimientos.

(16) Esta estrategia se basa en el hecho de que los logros educativos de los hijos están altamente correlacionados con ciertas características de los padres.

(17) El trimestre de nacimiento se utiliza como instrumento sobre la base de que los individuos que nacen a principios de año tienen, en promedio, menor número de años de escolaridad pues alcanzan la edad mínima obligatoria para abandonar la escuela antes que aquellos otros que nacen en los últimos meses del año.

cálculo de la rentabilidad de la inversión en educación usando la «ecuación de Mincer»: Barceinas *et al.* (2002)(18) y Arrazola *et al.* (2003). En el primero de ellos, a partir de la información proporcionada por la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995 y seleccionando solamente a hombres asalariados, se lleva a cabo un análisis comparativo entre estimaciones MCO y por VI de los rendimientos de la educación, siendo la variable instrumental el “tratamiento” derivado de la reforma educativa de 1970(19). El rendimiento de la educación del 6,2 por ciento obtenido por MCO contrasta con el mayor rendimiento, 8,8 por ciento, estimado por VI. Por su parte, en Arrazola *et al.* (2003), a partir de una muestra de asalariados (hombres) de la primera ola del *Panel de Hogares de la Unión Europea*, la estimación por MCO de la «ecuación de Mincer» arroja una tasa de rendimiento de la inversión en educación para España del 6,5 por ciento, aumentando hasta el 8,2 por ciento si la estimación de la ecuación salarial se hace aplicando variables instrumentales. Como instrumentos usan los efectos que sobre los logros educativos de la población española ejercieron tanto la Guerra Civil española como la introducción de la Ley General de Educación de 1970(20).

### 3. MARCO TEÓRICO: MIDIENDO EL RENDIMIENTO DE LA INVERSIÓN EN CAPITAL HUMANO MEDIANTE EL MÉTODO DE MINCER

#### 3.1 La función de ingresos de capital humano: Estimación por MCO

Como hemos adelantado, el método más usado en los trabajos aplicados para calcular tasas de rendimiento esperadas (tasas privadas) consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) una función de ingresos del tipo originalmente desarrollada por Mincer (1974):

---

(18) En Barceinas *et al.* (2001) solamente se corrige el sesgo de habilidad aplicando variables instrumentales, demostrando que juega un papel poco importante en el caso español.

(19) La reforma, que introdujo ocho años de educación obligatoria (EGB), incidió positivamente en la escolaridad promedio de la población. El promedio de años de escolaridad de los individuos “con tratamiento” (los nacidos después de 1955) era un 19 por ciento superior al del grupo “sin tratamiento” (los nacidos antes de 1955).

(20) Aunque Pons y Gonzalo (2002) adoptan el enfoque de variables instrumentales para estimar los rendimientos de la educación en España (para varones asalariados solamente), no obstante no usan la ecuación de Mincer *standard* en sus cálculos. A partir de la *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase* de 1991 y del *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE/1994), y usando instrumentos basados en el *background* familiar y en la disponibilidad de universidad, las estimaciones de los rendimientos a partir de variables instrumentales son mayores que las estimaciones MCO (10 por ciento frente a un 6 por ciento, respectivamente).



$$\text{Ln } Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde:  $Y$  son los ingresos esperados del individuo  $i$ (21);  $S$  son los años de educación formal completados(22);  $E$  los años de experiencia laboral; las betas son los coeficientes de regresión que deben ser estimados; y  $\varepsilon$  es el término de error. El coeficiente estimado  $\beta_1$  nos da la tasa de rendimiento privada (promedio) de la inversión en un año extra de educación. Este enfoque, no obstante, no incluye costes educativos directos (matrícula, libros, etc.), aunque sí incorpora ingresos perdidos o costes de oportunidad(23).

### 3.2 La endogeneidad de la educación(24)

En la estimación de los rendimientos de las inversiones educativas mediante la «ecuación de ingresos de Mincer», la literatura ha considerado habitualmente la educación como una variable exógena. Sin embargo, la educación puede ser endógena como resultado de una elección óptima del individuo. Por tanto, nosotros contemplaríamos la ecuación salarial de Mincer como parte de un sistema de ecuaciones simultáneas:

$$\begin{aligned} \text{Ln } Y_i &= \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + \varepsilon_i \\ S_i &= \alpha' V_i + v_i \end{aligned} \quad [2]$$

En este caso, la variable educación ( $S_i$ ) es una variable independiente en una ecuación pero, al mismo tiempo, es también una variable dependiente en otra ecuación. El nivel de educación está ahora determinado desde dentro del modelo y debe ser tratado, por tanto, como una variable endógena. En este sistema:  $V_i$  es un vector de variables que afectan a los años de educación logrados;  $v_i$ , una variable aleatoria con media cero y varianza constante; y  $\alpha$ , el vector de parámetros a estimar. Si la educación es endógena,  $\text{Cov}(S, \varepsilon) \neq 0$ , entonces la utilización de la técnica de mínimos cuadrados ordinarios para estimar la ecuación de ingresos (1) nos proporcionaría una estimación sesgada (e inconsistente) del rendimiento de la educación(25).

(21) Se introducen en términos logarítmicos.

(22) Se trata de una variable continua de los años de educación logrados por los individuos.

(23) *Vid.* Dougherty y Jimenez (1991) y Björklund y Kjellström (2002).

(24) Este apartado se basa en la metodología desarrollada en Wooldridge (2000, 2002) y Baum *et al.* (2003).

(25) La estimación MCO debería usarse solamente si  $S$  no está correlacionada con  $\varepsilon$ .

La expresión (1) sería la forma estructural de la ecuación de ingresos. La variable dependiente  $Y$  es claramente una variable endógena, y está correlacionada con el término de error  $\varepsilon$ . Como es usual, asumimos que el valor esperado de  $\varepsilon$  es cero:  $E(\varepsilon) = 0$ . Nosotros estamos seguros de que la experiencia es exógena ( $E$  y  $E^2$  no están correlacionadas con  $\varepsilon$ ); pero tenemos la sospecha de que  $S$  está correlacionada con  $\varepsilon$ .

Con la finalidad de obtener estimadores consistentes de las betas cuando  $S$  y  $\varepsilon$  están correlacionados, necesitamos información adicional. La información proviene de nuevas variables observables, variables instrumentales o instrumentos, que no aparecen en la ecuación (1) y cumplen **dos condiciones: a)** no están correlacionadas con  $\varepsilon$ ; son exógenas en la ecuación (1)(26); y **b)** están correlacionadas con  $S$ .

Supongamos que tenemos dos instrumentos:  $V_1$  y  $V_2$ , donde  $V_1$  representa los ingresos del padre y  $V_2$  la educación de la madre(27). Con las variables instrumentales y las variables exógenas de (1),  $E$  y  $E^2$ , tendríamos la ecuación en forma reducida para la educación(28):

$$S = \alpha_0 + \alpha_1 E + \alpha_2 E^2 + \alpha_3 V_1 + \alpha_4 V_2 + v \quad [3]$$

donde:  $E(v) = 0$ ,  $\text{Cov}(E, v) = 0$ ,  $\text{Cov}(E^2, v) = 0$  y  $\text{Cov}(V_j, v) = 0 \quad j = 1, 2$ . La condición de identificación clave es que  $\alpha_3$  o  $\alpha_4$  sean distintas de cero.

El «test de Hausman» (1978) se sugiere en la literatura econométrica como un test válido de endogeneidad. Se estima por MCO la ecuación (3) y obtenemos los residuos de la forma reducida:  $\hat{v}$ ; entonces estimamos por MCO la ecuación (4):

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 E + \beta_3 E^2 + \delta \hat{v} + \text{error} \quad [4]$$

La hipótesis nula del contraste de endogeneidad es que la variable  $S$  es exógena:

$$H_0: \delta = 0$$

(26) En el contexto de variables omitidas, esto significa que los instrumentos no deberían tener un efecto parcial sobre  $Y$ .

(27) En «economía laboral» y en «economía de la educación» los investigadores hemos usado variables de *background* familiar (ingresos familiares, nivel educativo del hogar, clase social, etc.) como variables instrumentales para la educación (Card, 1994; Oosterbeek y Van Ophem, 2000).

(28) Prescindimos del subíndice  $i$  en las expresiones (3) y (4).

Usando el «estadístico t», si rechazamos  $H_0$  a un nivel de significación pequeño, podemos afirmar que  $S$  es endógena;  $\varepsilon$  y  $v$  están correlacionados. Entonces, y con la finalidad de obtener errores estándar apropiados, deberíamos estimar la ecuación (1) por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E).

### 3.3 La estimación MC2E

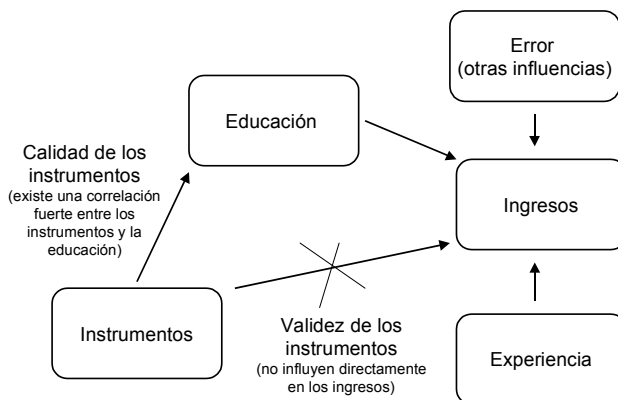
La primera etapa requiere del uso de variables instrumentales para predecir los determinantes de la cantidad de educación que acumulan los individuos. Con tal finalidad, se estima por MCO la forma reducida (3) y se guardan los valores predichos  $\hat{S}$  (29). En una segunda etapa, realizamos una regresión por MCO del salario (logarítmico) sobre  $\hat{S}$ ,  $E$  y  $E^2$ . De esta manera, el coeficiente estimado asociado a  $\hat{S}$  será una buena medida del verdadero rendimiento de la educación(30).

El problema que se plantea aquí es encontrar buenos instrumentos. Como ya hemos adelantado, para que sean efectivos, los instrumentos: **a)** no deberían estar correlacionados con el término de error de la ecuación de ingresos; y **b)** deberían estar altamente correlacionados con la variable endógena. La condición **a)** garantiza la validez de los instrumentos; la condición **b)** garantiza la calidad de los mismos (véase cuadro 1).

---

(29) En la práctica, ya que  $E$  y  $E^2$  no están correlacionadas con  $\varepsilon$ , también se utilizan como instrumentos.

(30) Puesto que usamos  $\hat{S}$  en lugar de  $S$ , las estimaciones MC2E pueden diferir sustancialmente de las estimaciones MCO.

**Cuadro 1****EL USO DE VARIABLES INSTRUMENTALES EN EL CÁLCULO DE LOS RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN**

Fuente: Elaboración propia

**4. DATOS Y VARIABLES**

Los datos usados en la parte empírica de este trabajo proceden de la Universidad de Granada, en el marco de una investigación sobre el mercado de trabajo de los titulados universitarios. Durante los meses de diciembre de 1996 y enero de 1997 se envió un cuestionario a la totalidad de graduados registrados en los Colegios Oficiales de Médicos, Enfermería, Economistas, Abogados, Arquitectos, Aparejadores, y titulados en Letras y Ciencias de Granada(31); obteniéndose datos de corte transversal de 1.909 titulados(32). Sin embargo, en este artículo solamente usamos la submuestra de titulados de los Colegios Oficiales de Médicos y Enfermería. Y son principalmente dos las razones que hay detrás de esta decisión. Por un lado, replicar la metodología descrita en la sección anterior exige trabajar con una muestra relativamente grande, cosa que se consigue seleccionando las observa-

(31) Las personas interesadas en obtener una copia del cuestionario pueden ponerse en contacto con el autor.

(32) La mayoría de los colegiados habían estudiado en la Universidad de Granada.

ciones correspondientes a los encuestados de estos Colegios, al tener información de 573 médicos/as y 579 enfermeras/os, aunque en este artículo trabajaremos solamente con aquellos individuos que en el momento de la entrevista estaban ocupados y trabajaban por cuenta ajena (876 observaciones válidas; 438 en cada submuestra)(33). Por otro lado, se necesita que la información usada sea representativa del colectivo de titulados, y esto se cumple con estos dos colectivos al ser la colegiación obligatoria para ejercer la profesión(34). Adicionalmente, conseguimos una muestra relativamente homogénea porque la gran mayoría de ellos/as trabajan en el sector público, por lo que de alguna manera podemos “generalizar” los resultados para el conjunto de la nación dado que los niveles salariales y las condiciones de trabajo en la sanidad pública no difieren mucho a nivel nacional(35).

Para nuestro colectivo objeto de interés, colegiados ocupados asalariados, la variable dependiente de la ecuación de ingresos es el logaritmo de los ingresos netos por hora(36). Esta variable se ha construido de la siguiente manera:

$$LN\_WH = \ln \left[ \frac{Y}{4H} \right]$$

---

(33) La mayoría de los trabajos sobre rendimientos realizados en nuestro país usan solamente submuestras de asalariados, dado que se cree que los autoempleados no facilitan una información fiable sobre sus ingresos (Vila y Mora, 1998; Caparrós *et al.*, 2001). Además, y puesto que la información más recomendable para el cálculo de los rendimientos es el salario por hora, utilizar la variable “ingresos netos por hora trabajada” es correcto si todos son asalariados, pero no para aquellos que trabajan por cuenta propia, ya que éstos eligen su horario laboral.

(34) También es obligatoria la colegiación para ejercer como abogado, arquitecto o aparejador. No obstante, en el primer caso, no todos los titulados que han finalizado la carrera de Derecho están colegiados –muchos licenciados en Derecho que trabajan en el sector público no están colegiados–; en el caso de los arquitectos y aparejadores de nuestra muestra, una gran mayoría trabajan por cuenta propia.

(35) Al ser el sector público el principal empleador de estos titulados evitamos también el posible sesgo de selección de sector de empleo.

(36) Aunque la mayoría de los autores apoyan la transformación logarítmica de los ingresos, no hay consenso, sin embargo, en si éstos deben ser anuales, mensuales o por hora (tasa salarial). La mayoría de los estudios empíricos utilizan los ingresos salariales anuales, al no contar con otro tipo de información. Pero debemos advertir que el uso de ingresos anuales mezcla la elección trabajo-ocio, aspecto éste que se ve reflejado en el hecho de que los años de escolaridad están positivamente correlacionados con el número de horas trabajadas (Mincer, 1975). Además, las jornadas laborales difieren entre trabajos, empresas y sectores. Es preferible, pues, el uso de ingresos salariales por hora (Griliches, 1977). ¿Por qué netos? Al usar ingresos netos, el coeficiente estimado asociado a la variable educación, multiplicado por 100, mide la tasa de rentabilidad privada de la educación.

donde: H son las horas semanales en el trabajo actual e Y, los ingresos mensuales netos (en euros).

Las variables explicativas (o independientes) son la educación formal y la experiencia laboral. La variable educación se introduce, por un lado, como los años cursados (especificación continua) y, por otro lado, como una variable ficticia que refleja el título superior obtenido (ciclo corto o ciclo largo). En el primer caso, la variable EDUC es una variable continua a la que se le han asignado el número óptimo de años de estudio necesarios para obtener la graduación(37): 3 años de educación universitaria en el caso de haber finalizado una Diplomatura en Enfermería; 6 años en el caso de haber realizado una Licenciatura en Medicina; y 8 años en el caso de los Doctores en Medicina. En el segundo caso, la variable CARRERA es una variable ficticia (o dicotómica) que toma el valor 1 si el individuo finalizó una carrera universitaria de ciclo largo (incluimos doctores); toma el valor 0 para los diplomados universitarios (carrera de ciclo corto).

La variable experiencia la medimos como la experiencia real total en el mercado de trabajo para cada uno de los individuos de la encuesta. La variable EXPERA es una variable continua de los años de experiencia:

$$\text{EXPERA} = \frac{X_3 - X_1}{12} + (X_4 - X_2)$$

donde:  $X_1$  es el mes en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_2$  es el año en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_3$  es el mes en el que el trabajador finaliza su trabajo actual; y  $X_4$  es el año en el que el trabajador finaliza su trabajo actual. Aquí,  $X_3$  y  $X_4$  se refieren al momento de la recogida de datos para los ocupados(38).

Por su parte, las **variables instrumentales** consideradas para corregir la endogeneidad de la educación han sido las siguientes:

---

(37) Vid. Kenny *et al.* (1979), quienes usan una metodología similar.

(38) Esta variable de la experiencia real aproxima mejor la acumulación de capital humano por los individuos, una vez finalizado su período de escolarización, que la experiencia potencial en el mercado laboral usada en la mayoría de las investigaciones empíricas; experiencia potencial calculada como: edad – educación – 6 (Mincer, 1974). Además, y si se lleva a cabo esta aproximación, el coeficiente estimado  $\beta_1$  deja de constituir una medida directa de la rentabilidad de la educación (Barceinas *et al.*, 2002).

A. Sexo del encuestado (**SEXO**): variable dicotómica que toma el valor 1 en el caso de los hombres y el valor 0 en el caso de las mujeres(39).

#### B. *Background* familiar

B.1. El nivel de estudios terminados de la madre se recoge mediante una variable continua (**EDUC\_MA**), a la que se le han asignado los siguientes años de educación: 0 años para las personas sin estudios, 5 años si finalizaron estudios primarios, 8 años si finalizaron bachillerato elemental (o similar), 11 años si finalizaron bachillerato superior (o similar), 15 años si finalizaron una carrera universitaria de ciclo corto, 17 años si finalizaron una carrera de ciclo largo y 20 años si están en posesión del título de doctor(40).

B.2. La influencia de los condicionantes económicos en la elección educativa se recoge por medio de variables *dummy* de renta familiar. Las variables de renta se han construido, al no disponer de información directa en la encuesta, combinando la ocupación del sustentador principal (padre) con su nivel de estudios. Hemos considerado los siguientes grupos de renta: (i) rentas bajas (**RENTA1**); (ii) rentas bajas-medias (**RENTA2**); (iii) rentas medias-altas (**RENTA3**); y (iv) rentas altas (**RENTA4**).

Dentro del grupo de rentas bajas se han incluido: (i) trabajadores por cuenta propia sin asalariados con estudios primarios o sin estudios; (ii) trabajadores asalariados no cualificados; (iii) funcionarios de la Administración Pública de los grupos D y E; y (iv) contratados de la Administración con estudios primarios o sin estudios. En el grupo de rentas bajas-medias tendríamos: (i) trabajadores por cuenta propia sin asalariados con estudios secundarios; (ii) trabajadores asalariados cualificados; (iii) funcionarios de la Administración Pública del grupo C; (iv) contratados de la Administración con estudios secundarios; (v) Suboficiales y similares. El grupo de rentas medias-altas lo integrarían: (i) funcionarios de la Administración Pública de los grupos A y B; (ii) contratados de la Administración con estudios superiores; y (iii) Oficiales y similares. Por último, en el grupo de rentas-altas incorporamos: (i)

---

(39) A nivel universitario debemos tener en cuenta esta variable, pues hay carreras típicamente masculinas –como Aparejadores– y otras típicamente femeninas –como Enfermería– (López Sáez, 1995). En definitiva, esta variable nos informa de los gustos o preferencias de los individuos por la educación.

(40) Sólo consideramos el nivel educativo de la madre, puesto que el nivel educativo del padre lo usaremos para delimitar los niveles de renta del individuo. De incorporar los estudios del padre en la estimación econométrica, nos encontraríamos con problemas serios de multicolinealidad.

trabajadores por cuenta propia sin asalariados con estudios superiores; (ii) empresarios; y (iii) personal directivo y técnico(41).

### C. Barreras geográficas y financieras en el acceso a la educación superior

Definimos tres indicadores *dummy* para el gasto total en educación, en función de la distancia al *campus* (costes de acceso) y de las oportunidades financieras para costear los estudios (restricciones de liquidez)(42)

- **GASTOED1**: estudiantes con gasto en educación bajo y oportunidad financiera alta. Incluimos a los estudiantes que durante el curso académico residen en el domicilio familiar y tienen una alta capacidad para financiar los estudios(43).

- **GASTOED2**: estudiantes con gasto en educación alto y oportunidad financiera alta. Consideramos a aquellos individuos que se alojan en residencias de estudiantes (o comparten piso con otros compañeros) y provienen de una familia de clase social alta (o bien son individuos de clase social baja pero becarios).

- **GASTOED3**: estudiantes con gasto en educación bajo/alto, pero con baja oportunidad financiera. Son los estudiantes de clase social baja-no becarios, independientemente del tipo de residencia.

## 5. HALLAZGOS EMPÍRICOS

### 5.1 Resultados de la estimación de la ecuación de Mincer por MCO

El cuadro 2 recoge los resultados de la estimación de la ecuación (1). Las predicciones básicas de la «teoría del capital humano» son que las aportaciones de la educación y de la experiencia a los ingresos son positivas, mientras que el coeficiente del cuadrado de la experiencia es negativo, proporcionando la forma parabólica que se asume para las «curvas ingresos-experiencia». En el cuadro 2 vemos

---

(41) La combinación que se ha hecho de educación y ocupación del padre, para aproximar los niveles de renta familiar, está contrastada con estudios previos similares donde sí que se conocen los ingresos mensuales netos del hogar, el nivel educativo del padre y su ocupación, observándose una correlación positiva entre estas variables (Jiménez y Salas Velasco, 2000).

(42) La distancia al *campus* ha sido utilizada como instrumento de la educación en los trabajos de Card (1993), Kling (2001) y Pons y Gonzalo (2002), entre otros. En el conocido trabajo de Card (1993), con datos de salarios y educación para una muestra de hombres, se observa que aquellos que crecieron cerca de un *College* tenían, en promedio, más años de educación que aquellos otros que no tuvieron tal oportunidad.

(43) Son individuos que pertenecen a una clase social alta, o bien individuos de clase social baja pero becarios.



que los signos obtenidos van en línea, pues, con las predicciones. El coeficiente estimado por mínimos cuadrados ordinarios asociado a la variable educación, multiplicado por 100, proporciona la estimación de la tasa de rendimiento de la educación universitaria para las profesiones médicas. El valor de 8,9 por ciento nos daría la variación porcentual que experimentan los ingresos de un individuo cuando éste invierte en un año adicional de educación universitaria en el área de las ciencias de la salud, siendo ésta la tasa de rentabilidad buscada.

**Cuadro 2**

ESTIMACIÓN POR MCO DE LA ECUACIÓN DE MINCER:  
LA EDUCACIÓN COMO VARIABLE CONTINUA

Variable	Coeficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	1,440	36,345	Sí
EDUC	0,089	15,293	Sí
EXPERA	0,033	8,123	Sí
EXPERA <sup>2</sup>	-0,543E-03	-4,930	Sí
«Estadístico F»	148,377	(p = 0,0000)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,366		
Observaciones	876		
Resultados corregidos de heteroscedasticidad (White, 1980)			
Variable dependiente: LN_WH			

Fuente: Elaboración propia

El término que recoge la influencia de la educación sobre los ingresos en la ecuación (1) se reemplaza muchas veces por variables ficticias que representan el nivel educativo más elevado que los individuos han alcanzado. Nosotros usamos la variable dicotómica CARRERA, que recordamos toma el valor 0 para aquellos que estudiaron Enfermería, y el valor 1 para aquellos que estudiaron Medicina (incluyendo doctores). Los resultados de la estimación econométrica se muestran en el cuadro 3. Observamos que aquellos que estudiaron Medicina ganan, todo lo demás constante, un 33 por ciento más que aquellos otros que optaron por los estudios de

Enfermería(44). Sin embargo, y como adelantábamos en la sección segunda, los coeficientes estimados asociados a variables *dummy* o ficticias se deben interpretar como efectos marginales de cada nivel educativo sobre los ingresos, y no como tasas de rendimiento de las inversiones en educación.

**Cuadro 3**  
ESTIMACIÓN POR MCO DE LA ECUACIÓN DE MINCER:  
LA EDUCACIÓN COMO VARIABLE DICOTÓMICA

Variable	Coefficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	1,677	50,086	Sí
CARRERA	0,330	15,905	Sí
EXPERA	0,035	8,675	Sí
EXPERA <sup>2</sup>	-0,583E-03	-5,345	Sí
«Estadístico F»	151,619 (p= 0,0000)		
R <sup>2</sup> ajustado	0,341		
Observaciones	876		
Resultados corregidos de heteroscedasticidad (White, 1980)			
Variable dependiente: LN_WH			

Fuente: Elaboración propia

## 5.2 La endogeneidad de la educación en el mercado de trabajo de las profesiones médicas

### 5.2.1 Contraste de endogeneidad

La estimación de la «ecuación salarial de Mincer» por mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) es una técnica de regresión que nos ayuda, como ya hemos adelantado, a corregir el problema de la endogeneidad de la educación (variable

(44) La interpretación más correcta es la propuesta por Halvorsen y Palmquist (1980, p. 474): "Tómese el antilogaritmo del coeficiente dicotómico estimado (en base e) y réstesele 1". Reinterpretando el coeficiente estimado asociado a CARRERA tendríamos:

$$e^{0,33} - 1 = 0,39$$

El resultado, multiplicándolo por 100, nos daría el verdadero incremento porcentual en los ingresos asociado con la finalización de estudios de Medicina; esto es, los/as médicos/as ganan un 39 por ciento más que las/os enfermeras/os.

continua EDUC, en nuestro caso)(45). El coeficiente que obtengamos tras realizar la estimación MC2E de la ecuación salarial será una buena medida del verdadero rendimiento de la educación (Levin y Plug, 1999)(46).

Pero, ¿es la variable de los años de educación universitaria realmente endógena? Para comprobarlo realizamos «test de Hausman». En primer lugar, estimamos la ecuación en forma reducida de la educación y guardamos los residuos(47). En segundo lugar, estimamos la ecuación de ingresos incluyendo estos residuos. Si el coeficiente estimado asociado a los mismos es significativo (5%, por ejemplo), podríamos afirmar que la variable educación es endógena. En nuestro caso, observamos en el cuadro 4 que el coeficiente estimado asociado a los residuos es estadísticamente significativo, siendo pues la variable educación endógena.

**Cuadro 4**  
TEST DE HAUSMAN

Variable	Coeficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	1,339	20,608	Sí
EDUC	0,111	9,242	Sí
EXPERA	0,034	8,168	Sí
EXPERA <sup>2</sup>	-0,583E-03	-5,116	Sí
Residuos	-0,028	-1,972	Sí
«Estadístico F»	112,819 (p = 0,0000)		
R <sup>2</sup> ajustado	0,338		
Observaciones	876		
Resultados corregidos de heteroscedasticidad (White, 1980)			
Variable dependiente: LN_WH			

Fuente: Elaboración propia

(45) Nosotros, implícitamente, hemos supuesto que esta variable era exógena.

(46) Coeficiente estimado asociado a la variable EDUC.

(47) El cuadro 8 presenta los resultados de la estimación

### 5.2.2 Estimación con variables instrumentales

Al demostrar que la variable educación es endógena, entonces no debemos usar MCO, sino que deberíamos usar MC2E. Esta técnica econométrica requiere, en una primera etapa, del uso de variables instrumentales (o instrumentos) con los cuales predecir los determinantes de la cantidad de educación que los individuos desean acumular; valores predichos que se usarían en una segunda etapa en la ecuación salarial(48).

El cuadro 5 presenta los resultados de la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas de la ecuación de ingresos. Observamos que el rendimiento de la educación universitaria es mayor: 11,1 por ciento. En definitiva, los rendimientos de la educación, no ajustados por la endogeneidad, estarían sesgados a la baja.

**Cuadro 5**  
ESTIMACIÓN MC2E DE LA ECUACIÓN DE Mincer CUANDO LA  
VARIABLE EDUCACIÓN ES CONTINUA

Variable	Coefficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	1,339	20,535	Sí
EDUC	0,111	9,179	Sí
EXPERA	0,034	8,145	Sí
EXPERA <sup>2</sup>	-0,583E-03	-5,180	Sí
«Estadístico F»	141,480	(p = 0,0000)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,352		
Observaciones	876		
Resultados corregidos de heteroscedasticidad (White, 1980)			
Variable dependiente: LN_WH			
Instrumentos para la educación: sexo, nivel educativo de la madre, renta familiar, y barreras geográficas y financieras para acceder a los estudios universitarios			

Fuente: Elaboración propia

(48) Esto es, se usarían los valores predichos, la experiencia y su cuadrado para explicar los ingresos logarítmicos.

No obstante, al investigador se le plantea también el problema de la endogeneidad cuando la variable educación es cualitativa, como en nuestro caso la variable CARRERA. En esta situación, aunque se puede usar también MC2E directamente, se recomienda, siguiendo la propuesta de Barnow *et al.* (1980), estimar primero un modelo *probit* (o *logit*) binomial de la probabilidad de elegir estudios de ciclo largo frente a estudios de ciclo corto (cuadro 6) y guardar las probabilidades predichas, las cuales usaríamos en un segundo momento como variable instrumental de la educación (cuadro 7)(49). Comprobamos que el coeficiente estimado asociado a la variable CARRERA es mayor (0,40 frente a 0,33), siendo éste el verdadero impacto de la educación de ciclo largo sobre los ingresos: los médicos ganan un 40 por ciento más que las enfermeras; o usando la interpretación de Halvorsen y Palmquist (1980), casi un 50 por ciento más.

---

(49) Los resultados del modelo *probit* (cuadro 6) indican que cuanto menores son las barreras geográficas y financieras de acceso a los estudios universitarios mayor es la probabilidad de demandar la Licenciatura en Medicina. Para el resto de variables, los resultados obtenidos apuntan a que: (i) los hombres tienen más probabilidad de cursar estudios de Medicina que las mujeres; (ii) cuanto mayor es el nivel educativo de la madre, mayor es la probabilidad de cursar estudios de mayor duración (Medicina); (iii) la elección de una carrera universitaria de ciclo largo se ve favorecida por el disfrute de un mayor nivel de renta familiar. Las conclusiones aquí obtenidas son similares a las que se derivan de los resultados mostrados más adelante en el cuadro 8. Sin embargo, advertimos que en el cuadro 6, en comparación con el cuadro 8, hemos usado como categoría de referencia, por ofrecer mejores resultados, GASTOED3; esto no cambia para nada los resultados finales de la segunda etapa.

**Cuadro 6**MODELO *PROBIT* BINOMIAL DE LA ELECCIÓN DE PROFESIÓN

Variable	Coefficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	-1,272	-9,204	Sí
SEXO	1,084	11,544	Sí
EDUC_MA	0,038	3,199	Sí
RENTA1	0,176	1,372	No
RENTA2	Referencia		
RENTA3	0,584	3,723	Sí
RENTA4	0,809	5,653	Sí
GASTOED1	0,329	2,809	Sí
GASTOED2	0,183	1,489	No
GASTOED3	Referencia		
«Chi-cuadrado»	234,947	(p = 0,0000)	
% aciertos	70,78%		
<i>Log-likelihood</i>	-489,724		
Variable dependiente:	CARRERA		

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 7**

## ESTIMACIÓN MC2E DE LA ECUACIÓN DE MINCER CUANDO LA VARIABLE EDUCACIÓN ES CUALITATIVA

Variable	Coefficiente	«Estadístico t»	¿Coeficiente significativo al 5%?
Constante	1,635	39,567	Sí
CARRERA	0,404	9,333	Sí
EXPERA	0,036	8,668	Sí
EXPERA <sup>2</sup>	-0,629E-03	-5,590	Sí
«Estadístico F»	145,30	(p = 0,0000)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,331		
Observaciones	876		
Resultados corregidos de heteroscedasticidad (White, 1980)			
Variable dependiente: LN_WH			
Instrumentos para la educación: probabilidades predichas de la ecuación <i>probit</i>			

Fuente: Elaboración propia

### 5.2.3 Contraste de la bondad de los instrumentos

En nuestro análisis podemos usar como instrumentos el nivel de renta familiar y el nivel educativo de la madre, entre otros, puesto que son variables que inciden en los logros educativos de los individuos (condición **b**)(50), pero que no afectan a sus ingresos (condición **a**)(51). En cualquier caso, siempre debemos estar seguros de que los instrumentos cumplen las dos condiciones(52): condición **a**), que garantiza la validez de los instrumentos; y condición **b**), que garantiza la calidad de los mismos.

La estimación de la ecuación en forma reducida para la educación –aquella que incluye los instrumentos y las variables exógenas de la experiencia y el cuadrado de ésta– demuestra que nuestras variables instrumentales se relacionan con la acumulación de educación (cuadro 8), por lo que la condición **b**) está garantizada(53). Observamos, en primer lugar, que el coeficiente estimado asociado a la variable EDUC\_MA es positivo y estadísticamente significativo. Por tanto, los factores culturales familiares, aproximados por el nivel educativo de la madre, ejercen una influencia positiva en la consecución de niveles más altos de estudios universitarios(54). En segundo lugar, la renta familiar –aproximada por la ocupación y nivel educativo del padre– influye también de manera significativa en las decisiones de inversión en educación superior. Los coeficientes estimados asociados a las variables explicativas RENTA3 y RENTA4, que medirían la capacidad para financiar años adicionales de educación universitaria, son positivos y estadísticamente significativos. Podemos afirmar, pues, que la elección de carreras de mayor duración se ve favorecida por el disfrute de un mayor nivel de renta familiar. En tercer lugar, las barreras geográficas y financieras se relacionan, como cabía esperar, de

---

(50) Una forma rápida de comprobarlo sería “regresando” la variable educación sobre estas variables. Si los coeficientes estimados son estadísticamente significativos (5%, por ejemplo) estas variables podrían usarse como instrumentos.

(51) Nosotros podemos comprobarlo, de manera simple, “regresando” los salarios sobre estas variables. Si los coeficientes estimados asociados a estas variables no son estadísticamente significativos (5%, por ejemplo), entonces podríamos usarlas como instrumentos para la educación.

(52) *Vid. Bound et al. (1995).*

(53) En sentido “purista”, en la ecuación en forma reducida para la educación usaríamos el «test de la F» para ver que, de manera conjunta, el grupo de instrumentos es significativo. Esto es posible en paquetes estadísticos como STATA. En nuestro caso, el «test F de los instrumentos» es:  $F = 39,02$  ( $p = 0,0000$ ). Por tanto, los instrumentos, de manera conjunta, se relacionan con la variable educación.

(54) Diversos estudios realizados en España, con datos representativos a nivel nacional, demuestran la influencia positiva que tienen los factores culturales familiares para la consecución de niveles más altos de estudios. Los niveles educativos del sustentador principal y del cónyuge son las principales variables que explican que un joven adquiera estudios universitarios (Mora, 1997; González y Dávila, 1998; Albert, 2000).

manera negativa con los años de educación universitaria. Por último, los hombres tienden a demandar estudios de Medicina (licenciatura o doctorado) frente a los de Enfermería(55).

**Cuadro 8**  
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN EN FORMA  
REDUCIDA PARA LA EDUCACIÓN

Variable	Coefficiente	«Estadístico t»	¿Coefficiente significativo al 5%?
Constante	3,498	15,294	Sí
EXPERA	-0,034	-1,597	No
EXPERA <sup>2</sup>	0,001	2,343	Sí
SEXO	1,350	12,225	Sí
EDUC_MA	0,053	3,855	Sí
RENTA1	0,254	1,698	No
RENTA2	Referencia		
RENTA3	0,668	3,641	Sí
RENTA4	0,879	5,311	Sí
GASTOED1	0,147	1,073	No
GASTOED2	Referencia		
GASTOED3	-0,307	-2,120	Sí
«Estadístico F»	32,708	(p = 0,0000)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,246		
Observaciones	876		
Variable dependiente: EDUC			

Fuente: Elaboración propia

Para ver si se cumple la condición **a)** debemos: (i) estimar la ecuación estructural (ecuación de ingresos) mediante MC2E y guardar los residuos predichos; (ii) “regresar” estos residuos sobre la totalidad de variables exógenas (instrumentos y experiencia laboral) y anotar el valor del R<sup>2</sup> (pero no el ajustado); en nuestro caso, R<sup>2</sup> es igual a 0,01231; y (iii) obtener el «estadístico de Sargan» (multiplicando ese valor por el número de observaciones):  $0,01231 \cdot 876 = 10,784$ .

(55) Tradicionalmente, Enfermería ha sido una carrera típicamente femenina.



Dado que el valor según tablas para la «Chi-cuadrado» con 6 grados de libertad y un 5 por ciento designificatividad es igual a 12,592, aceptaríamos pues la hipótesis nula; esto es, los instrumentos usados son válidos(56).

## CONCLUSIONES

En general, las carreras de ciclo largo (caso de Medicina) son más prestigiosas y están mejor remuneradas que las titulaciones de ciclo corto (caso de Enfermería). Una forma, generalmente utilizada, de cuantificar esos efectos es a través de la estimación de las tasas de rendimiento de la educación:

“La tasa de rendimiento individual es útil a efectos de interpretar la demanda privada de educación, y presumiblemente tiene interés para los individuos a la hora de orientar sus opciones entre comenzar a ganar dinero o seguir estudiando” (Blaug, 1998, p. 21).

En la práctica, el «método de Mincer» se ha convertido en la herramienta más común usada para calcular la tasa (privada) de rentabilidad de la inversión educativa. Este artículo aplica esta metodología para estimar el rendimiento de la educación en el mercado de trabajo de las profesiones médicas. A partir de la información suministrada por los titulados inscritos en los Colegios Profesionales de Enfermería y Medicina de la ciudad de Granada, la tasa de rentabilidad obtenida del 8,9 por ciento nos daría la variación porcentual que experimentan los ingresos de un individuo cuando éste invierte en un año adicional de educación universitaria en el área de las ciencias de la salud. Asimismo, nosotros medimos el incremento porcentual en los ingresos asociado con la finalización de estudios de Medicina: los/as médicos/as ganan un 39 por ciento más que las/os enfermeras/os. No obstante, y a pesar del amplio uso de la «ecuación de ingresos de Mincer» en los trabajos aplicados sobre rendimientos, este modelo no arroja una medida exacta del valor económico de la educación, al no tener en cuenta ciertos problemas econométricos. En este artículo se demuestra que la consideración de la educación como una variable exógena sesga hacia abajo la estimación de la tasa de rentabilidad, siendo del 11,1 por ciento el “verdadero” valor; alternativamente, hallamos que los médicos ganan casi un 50 por ciento más que las enfermeras. El problema de la endogeneidad de la educación se ha tratado en este artículo mediante el uso de variables instrumentales.

---

(56) Bajo la hipótesis nula de que todas las variables instrumentales no están correlacionadas con  $\hat{\epsilon}$ , el «estadístico de Sargan» sigue una «Chi-cuadrado» con  $q$  grados de libertad, donde  $q$  es el número de variables exógenas de fuera del modelo (instrumentos) menos el número total de variables explicativas endógenas (Wooldridge, 2000, 2002).

Pero, ¿es alto o bajo el valor obtenido? No es fácil responder a esta pregunta, pues no hay estudios similares realizados en nuestro país –tampoco hemos encontrado trabajos realizados a nivel internacional– que estudien los determinantes salariales de los profesionales de la sanidad. Si se compara con el resultado obtenido por Caparrós *et al.* (2001), sería un valor alto. Estos autores calculan una tasa promedio del rendimiento de la educación en España del 6,6 por ciento para los hombres y del 9,1 por ciento para las mujeres –considerando todos los niveles educativos–; alternatively, obtienen que un licenciado universitario gana casi un 20 por ciento más que un diplomado, y que una licenciada gana un 16,4 por ciento más que una diplomada. Sin embargo, y aunque los cálculos se realizan para una muestra de asalariados del PHOGUE para 1996 –año próximo a nuestra encuesta– y utilizan también una función de ganancias con las variables de la educación, la experiencia y el cuadrado de ésta, ellos no tienen en cuenta la endogeneidad de la educación, aunque sí el posible sesgo de selección que resulta de observar solamente las rentas de los individuos ocupados. El único trabajo, comentado en la sección segunda, que adopta el enfoque de VI para estimar los rendimientos de la educación en España, usando instrumentos válidos similares a los usados en este artículo, es el de Pons y Gonzalo (2002). Estas autoras obtienen un rendimiento de la educación del 10 por ciento a partir de la estimación de ecuaciones de salarios por variables instrumentales (para todos los niveles educativos y varones asalariados solamente), estimación próxima a nuestro resultado.

## REFERENCIAS

- ALBA-RAMÍREZ, A., Y SAN SEGUNDO, M.J. (1995): «The Returns to Education in Spain», *Economics of Education Review*, Vol. 14, pp. 155–166.
- ALBERT, C. (2000): «Higher Education Demand in Spain: The Influence of Labour Market Signals and Family Background», *Higher Education*, Vol. 40, pp. 147–162.
- ANGRIST, J.D., Y KRUEGER, A.B. (1991): «Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 979–1014.
- ARRAZOLA, M., DE HEVIA, J., RISUEÑO, M., Y SANZ, J.F. (2003): «Returns to Education in Spain: Some Evidence on the Endogeneity of Schooling», *Education Economics*, Vol. 11, pp. 293–304.
- BARCEINAS, F., OLIVER, J., RAYMOND, J.L., Y ROIG, J.L. (2000): «Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España», *Papeles de Economía Española*, N° 86, pp. 128–148.

- BARCEINAS, F., OLIVER, J., RAYMOND, J.L., Y ROIG, J.L. (2001): «Spain». En Harmon, C., Walker, I., y Westergaard-Nielsen, N. (Eds.): *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 234–264.
- BARCEINAS, F., OLIVER, J., RAYMOND, J.L., Y ROIG, J.L. (2002): «Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España», *Moneda y Crédito: Revista de Economía*, Vol. 215, pp. 43–68.
- BARNOW, B.S., CAIN, G.G., Y GOLDBERGER, A.S. (1980): «Issues in the Analysis of Selectivity Bias», *Discussion Paper 600*, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, Madison.
- BAUM, C.F., SHAFFER, M.E., Y STILLMAN, S. (2003): «Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing», *Working Paper 545, Department of Economics*, Boston College.
- BECKER, G.S. (1964): «Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education», *National Bureau of Economic Research*, New York.
- BJÖRKLUND, A., Y KJELLSTRÖM, C. (2002): «Estimating the Return to Investments in Education: How Useful is the Standard Mincer Equation?», *Economics of Education Review*, Vol. 21, pp. 195–210.
- BLACKBURN, M.L., Y NEUMARK, D. (1995): «Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look», *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, pp. 217–230.
- BLAUG, M. (1998): «El valor económico de la enseñanza superior», *Hacienda Pública Española*, monográfico *Educación y Economía*, pp. 19–40.
- BOUND, J., JAEGER, D.A., Y BAKER, R.M. (1995): «Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak», *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, pp. 443–450.
- BRUNELLO, G., Y MINIACI, R. (1999): «The Economic Returns to Schooling for Italian Men. An Evaluation Based on Instrumental Variables», *Labour Economics*, Vol. 6, pp. 509–519.
- CALVO, J.L. (1988): «Una estimación de las tasas de rendimiento de la educación con datos de la economía española», UNED, Madrid.
- CAPARRÓS, A., GAMERO, C., MARCENARO, O.D., Y NAVARRO, M.L. (2001): «Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España», *X Jornadas de la AEDE*, Murcia.

- CARD, D. (1993): «Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling», *Working Paper* 4483, NBER, Cambridge, Mass.
- CARD, D. (1994): «Earnings, Schooling, and Ability Revisited», *Working Paper* 4832, NBER, Cambridge, Mass.
- CARD, D. (1995): «Earnings, Schooling, and Ability Revisited», *Research in Labor Economics*, Vol. 14, pp. 23–48.
- COHN, E., Y ADDISON, J.T. (1998): «The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries», *Education Economics*, Vol. 6, pp. 253–307.
- DE LA FUENTE, A. (2004): «La rentabilidad privada y social de la educación: Un panorama y resultados para la UE», Centro de Investigación Económica y Financiera de la Fundación Caixa Galicia, Santiago de Compostela.
- DOUGHERTY, C.R.S., Y JIMENEZ, E. (1991): «The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications», *Economics of Education Review*, Vol. 10, pp. 85–98.
- GONZÁLEZ, B., Y DÁVILA, D. (1998): «Economic and Cultural Impediments to University Education in Spain», *Economics of Education Review*, Vol. 17, pp. 93–103.
- GRILICHES, Z. (1977): «Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems», *Econometrica*, Vol. 45, pp. 1–22.
- HALVORSEN, R., Y PALMQUIST, R. (1980): «The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations», *American Economic Review*, Vol. 70, pp. 474–475.
- HANOCH, G. (1967): «An Economic Analysis of Earnings and Schooling», *Journal of Human Resources*, Vol. 2, pp. 310–329.
- HANSEN, W.L. (1963): «Total and Private Rates of Return to Investment in Schooling», *Journal of Political Economy*, Vol. 71, pp. 128–140.
- HARMON, C., Y WALTER, I. (1995): «Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom», *American Economic Review*, Vol. 85, pp. 1278–1286.
- HAUSMAN, J.A. (1978): «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251–1271.
- JIMÉNEZ, J.D., Y SALAS VELASCO, M. (2000): «Modeling Educational Choices. A Binomial Logit Model Applied to the Demand for Higher Education», *Higher Education*, Vol. 40, pp. 293–311.
- KENNY, L.W., LEE, L-F., MADDALA, G.S., Y TROST, R.P. (1979): «Returns to College Education: An Investigation of Self-Selection Bias Based on the Project Talent Data», *International Economic Review*, Vol. 20, pp. 775–789.

- KLING, J.R. (2001): «Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Returns to Schooling», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, pp. 358–364.
- LASSIBILLE, G., Y NAVARRO, M.L. (1998): «The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991», *Education Economics*, Vol. 6, pp. 3–9.
- LEVIN, J., Y PLUG, E.J.S. (1999): «Instrumenting Education and the Returns to Schooling in the Netherlands», *Labour Economics*, Vol. 6, pp. 521–534.
- LÓPEZ SÁEZ, M. (1995): «La elección de una carrera típicamente femenina o masculina», Ministerio de Educación, Madrid.
- MARCENARO, O.D., Y NAVARRO, M.L. (2005): «Nueva evidencia sobre el rendimiento del capital humano en España», *Revista de Economía Aplicada*, Nº 37, pp. 69–88.
- MINCER, J. (1974): «Schooling, Experience and Earnings», *National Bureau of Economic Research*, New York.
- MINCER, J. (1975): «Education, Experience and Distribution of Earnings and Employment: An Overview». En Juster, F.T. (ed.): *Education, Income and Human Behavior*, McGraw-Hill, New York, pp. 71–93.
- MORA, J.G. (1997): «Equity in Spanish Higher Education», *Higher Education*, Vol. 33, pp. 233–249.
- MORENO BECERRA, J.L. (1998): «Economía de la educación», *Pirámide*, Madrid.
- OLIVER, J., RAYMOND, J.L., ROIG, J.L., Y ROCA, A. (1998): «Función de ingresos y rendimiento de la educación en España 1990», *Documentos de Trabajo* 138/1998. Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas, Madrid.
- OOSTERBEEK, H., Y VAN OPHEM, H. (2000): «Schooling Choices: Preferences, Discount Rates, and Rates of Return», *Empirical Economics*, Vol. 25, pp. 15–34.
- PONS, E., Y GONZALO, M.T. (2002): «Returns to Schooling in Spain: How Reliable Are Instrumental Variable Estimates?», *Labour*, Vol. 16, pp. 747–770.
- PSACHAROPOULOS, G. (1985): «Returns to Education: A Further International Update and Implications», *Journal of Human Resources*, Vol. 20, pp. 583–604.
- PSACHAROPOULOS, G. (1994): «Returns to Investment in Education: A Global Update», *World Development*, Vol. 22, pp. 1325–1343.
- PSACHAROPOULOS, G., Y PATRINOS, H.A. (2002): «Returns to Investment in Education: A Further Update, World Bank Policy Research» *Working Paper 2881*, Washington, DC.
- PSACHAROPOULOS, G., Y PATRINOS, H.A. (2004): «Returns to Investment in Education: A Further Update», *Education Economics*, Vol. 12, pp. 111–134.

- QUINTÁS, J.R., Y SANMARTÍN, J. (1978): «Aspectos económicos de la educación», *Información Comercial Española*, N° 537 (mayo), pp. 37–46.
- SAN SEGUNDO, M.J., Y VALIENTE, A. (2003): «Family Background and Returns to Schooling in Spain», *Education Economics*, Vol. 11, pp. 39–52.
- SCHULTZ, T.W. (1961): «Investment in Human Capital», *American Economic Review*, Vol. 51, pp. 1–17.
- SMITH, A. (1987): «Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones», *Fondo de Cultura Económica*, México. [Título original: *The Wealth of Nations*, 1776].
- UUSITALO, R. (1999): «Return to Education in Finland», *Labour Economics*, Vol. 6, pp. 569–580.
- VILA, L., Y MORA, J.G. (1996): «Educación e ingresos de los trabajadores en España: Evolución en los años ochenta». En Grao, J., e Ipiña, A. (Eds.): «Economía de la Educación». *Temas de estudio e investigación*, Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco, Colección *Estudios y Documentos*, N° 22, pp. 233–257.
- VILA, L., Y MORA, J.G. (1998): «Changing Returns to Education in Spain during the 1980s», *Economics of Education Review*, vol. 17, pp. 173–178.
- WHITE, H. (1980): «A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity», *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817–838.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2000): «Introductory Econometrics: A Modern Approach», *South-Western College Publishing, USA*.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2002): «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press», Cambridge, Massachusetts.

## **RETURNS TO INVESTMENTS IN HUMAN CAPITAL: THE CASE OF SPANISH NURSES AND DOCTORS**

### **ABSTRACT**

Following the traditional Mincerian earnings function, this paper studies the wage determinants among medical doctors and nurses. It measures the private rate of return on university education proving that considering schooling to be an exogenous variable gives a downward bias to the estimation of the rate of return. The problem concerning the endogeneity of schooling has been corrected in this article by means of the instrumental variables technique. With a sample of Spanish graduates in Health Sciences, the estimated return is by 11,1 per cent.

Keywords: returns to education, endogeneity of schooling, ordinary least squares, instrumental variables.

AMS Classification: 62P20, 91B40.