

Las ecuaciones de Mincer y las tasas de rendimiento de la educación en Galicia

M^a Jesús Freire Seoane

Directora del Observatorio Ocupacional de la Universidad de A Coruña

maje@udc.es

Mercedes Teijeiro Álvarez

Profesora del Departamento de Análisis Económico y ADE. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

mercedes.teijeiro@udc.es

Una parte importante de la salud de una economía se refleja en la evolución de su mercado de trabajo. Conocer las características de sus principales variables es fundamental para realizar un diagnóstico de la inserción laboral. Pese al amplio uso en la investigación de los rendimientos de la educación, existen muy pocos estudios en donde se profundice en este tema centrándose en la problemática particular de los jóvenes. Esta investigación tiene como objetivo analizar los rendimientos privados que los jóvenes obtienen de las inversiones en educación tomando como referencia las ecuaciones de ingresos de Mincer.

El estudio se lleva a cabo con microdatos procedentes de una encuesta realizada en el año 2008 en diferentes zonas geográficas (Bergantiños, Costa da Morte y Ferrolterra) de la Comunidad Autónoma de Galicia. La población objeto de estudio son jóvenes trabajadores con edades comprendidas entre 16 y 34 años, ambos incluidos. En el análisis se profundiza en una serie de rasgos básicos de los individuos de la muestra, los más significativos son: el sexo, el nivel de estudios, la edad, la experiencia, el trabajar por cuenta ajena y la preferencia de ubicaciones de trabajo cercanas al domicilio.

Palabras clave: rendimientos de la educación, Mincer, jóvenes gallegos.

1 Introducción

La rentabilidad de la educación es uno de los temas más debatidos en economía de la educación. La mayor parte de las teorías existentes coinciden en considerar la educación como un bien de inversión que aumenta la probabilidad de que un individuo perciba salarios más elevados. La decisión de adquirir educación adicional por parte del joven va a estar influida por los costes individuales directos y de oportunidad de esta opción y por las repercusiones que puede tener en las oportunidades de empleo y en los niveles futuros de renta.

Pero la literatura, tanto teórica como empírica, apunta a que otras características como el sexo, la edad, la experiencia, la habilidad innata, así como la propia actitud del joven hacia el trabajo (su predisposición a aprender, a innovar contenidos, etc) pueden ser cruciales para que una persona consiga un puesto de trabajo que sea estable y que esté bien remunerado.

Este artículo describe y aplica la metodología empleada en la literatura sobre rendimientos de la educación al colectivo de los jóvenes entre 16 y 34 años, tomando como referencia la “ecuación de ingresos de Mincer” y teniendo en cuenta los posibles sesgos que aparecen en la misma, así como el efecto que produce en los rendimientos de la educación la desagregación de la escolaridad de acuerdo al nivel de escolaridad completado.

El trabajo se estructura en 5 apartados. En el segundo, se realiza una revisión del marco teórico de las ecuaciones de ingresos y de los principales estudios empíricos sobre rendimientos de la educación existentes en nuestro país. En el tercero se describen las especificaciones del modelo y las principales características de la base de datos a utilizar. En el cuarto se exponen los resultados de la estimación de los efectos de la educación y la experiencia laboral en las rentas y salarios de los jóvenes. Finalmente, se exponen las conclusiones.

2 Los rendimientos de la educación. Evidencia empírica a nivel nacional

El interés por analizar y cuantificar los rendimientos de la educación ha dado origen a una extensa literatura en el ámbito internacional. La herramienta empírica utilizada en la mayoría de estos trabajos ha sido la ecuación minceriana de ingresos (Mincer, 1974), a través de la cual se estiman el impacto de un año adicional de estudios en las rentas laborales de los individuos (Psacharopoulos, 1994; Cohn y Addison, 1998; Asplund y Pereira, 1999, Harmon et al, 2001, 2003).

La ecuación tradicional de Mincer, estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) un modelo semilogarítmico, usando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos y como variables independientes los años de educación, la experiencia laboral y el cuadrado de ésta (ecuación 1). Los datos utilizados para su estimación provienen tradicionalmente de datos transversales.

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + \varepsilon \quad (1)$$

Donde:

Y son los ingresos del individuo

S es el número de años de educación formal completada

Exp son los años de experiencia laboral

ε es el término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma_\varepsilon^2)$

La función de ingresos de Mincer postula el paralelismo de los perfiles del logaritmo del ingreso con respecto a los distintos niveles de educación (Sapelli, 2003), si suponemos cumplidas las hipótesis bajo las que se desarrolla la función de Mincer¹ el valor del coeficiente de los años de educación formal se interpreta como la tasa de rendimiento media de un año adicional de estudio poseído por los trabajadores. Por otro lado, y teniendo en cuenta la teoría de los perfiles de edad-ingresos (conforme aumenta la experiencia, los ingresos individuales aumentan, pero cada año de experiencia tiene un efecto sobre los ingresos menor que el anterior), se espera que al ser la función cóncava con relación a la experiencia, la estimación de β_2 sea positiva y la de β_3 sea negativa.

La popularidad de esta ecuación se ha hecho extensible en múltiples ámbitos debido a su facilidad de aplicación y a su gran capacidad para generar resultados razonables para distintos conjuntos de datos (diferentes países, instantes de tiempo, etc). Es preciso comentar que la ecuación 1 se construye bajo los supuestos del modelo neoclásico del funcionamiento del mercado de trabajo: las empresas conocen la productividad marginal de cada trabajador y el proceso competitivo hace que los salarios dependan de dicho nivel de productividad.

Con el tiempo las aportaciones científicas demostraron que en la medición del rendimiento de la educación estimado por MCO (ecuación minceriana de ingresos) existían varios sesgos, Griliches (1977), identificó los siguientes:

- a) Existencia de determinadas variables omitidas en la ecuación de Mincer como la habilidad del individuo. Si el término de perturbación incluye entre otros elementos la habilidad del individuo, y se cumple que las personas con mayor habilidad son las que deciden elegir el mayor nivel educativo, esto provocaría estimaciones inconsistentes, pues la perturbación aleatoria y el nivel educativo (parámetro S) estarían correlacionados y esto daría, como resultado, que se sobreestimase el rendimiento de la educación.
- b) Medición incorrecta de la cantidad de educación. La ecuación de Mincer (1) implica que existe una única tasa de rendimiento de la educación, sin embargo, tanto la teoría como la evidencia empírica lo contradicen, sugiriendo representar la escolaridad en forma más desagregada y flexible, con el objetivo de recoger de una forma más adecuada los retornos al proceso de inversión en educación (Sapelli, 2009). El no recoger correctamente el nivel educativo estaría provocando una infraestimación en el verdadero rendimiento.
- c) Tratamiento de la educación como una variable exógena. Diversos estudios han demostrado que la variable educación puede no ser exógena estando afectada por diferentes

¹ a) Los costes de la inversión en educación son, únicamente, los costes de oportunidad (los ingresos que dejan de percibirse).

b) el tiempo que un individuo permanece en el mercado laboral es independiente del nivel de estudios alcanzado, y se supone que su permanencia en el mismo es continua.

c) Los individuos comienzan a trabajar inmediatamente después de finalizar sus estudios.

variables como puede ser los costes directos de la educación, los costes de oportunidad, los ingresos futuros, las imperfecciones del mercado de capitales o incluso la importancia del motivo consumo. El no considerar la endogeneidad de la educación producirá que las estimaciones realizadas por la técnica de MCO proporcione estimadores sesgados e inconsistentes del rendimiento de la educación². Si se demuestra que la variable educación es endógena, el método más apropiado para calcular sus rendimientos sería estimarlo por “mínimos cuadrados en dos etapas” (MC2E). En este método la variable que causa la autocorrelación se elimina sustituyéndola por una variable instrumental (ecuación 2).

$$\left. \begin{aligned} \ln(Y_i) &= \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \varepsilon_i \\ S_i &= \alpha' V_i + v_i \end{aligned} \right\} (2)$$

Donde:

V_i es un vector que recoge aquellas variables que pueden afectar a los años de educación formal conseguida pero que no están correlacionados con el término de perturbación ε .

v_i es una variable aleatoria con media cero y varianza constante.

A mayores de los sesgos recogidos por Griliches, existen otros dos sesgos de importancia, el primero tiene que ver con el uso de información de corte transversal para construir cohortes artificiales, en vez de utilizar cohortes efectivas a lo largo del tiempo. Esta forma de trabajar que está obviamente determinada por la disponibilidad de información, asume un comportamiento de las condiciones económicas muy estable y un mecanismo de generación de expectativas, asociado al proceso de inversión en capital humano, estático.

Y el segundo, consiste en la selección muestral, el problema derivado de este sesgo surge de sólo poder observar las rentas salariales de aquellos individuos ocupados. Aparece principalmente, cuando ciertos individuos se encuentran sistemáticamente más presentes en un determinado grupo frente a otro (Heckman, 1979). Para corregir el sesgo de selección se recomienda utilizar el procedimiento de dos etapas propuesto por Heckman que consiste en especificar la probabilidad que tiene el individuo de estar ocupado, a partir de un modelo probit (ecuación 3).

$$P(Z_i = 1) = P(\lambda' W_i + u_i > 0) = \Phi \left(\frac{\delta' W_i}{\sigma_\varepsilon} \right) \quad (3)$$

Donde:

² Autores que han detectado la endogeneidad de la educación son, entre otros: Parsons, 1974; Levhari y Weiss, 1974; Wallace y Ihnen, 1975; Eaton y Rosen, 1980; Kodde y Ritzen, 1984.

Z_i una variable ficticia que tomará el valor 1 cuando el individuo esté ocupado y cero en caso contrario.

W_i es un vector de características individuales que influyen en la probabilidad de estar ocupado.

u_i es el término de error que se distribuye según una normal de media cero.

El coeficiente lambda refleja el efecto que tiene en los salarios dejar fuera de la muestra a aquellas personas que podrían trabajar pero que, por el hecho de no trabajar en el momento de la encuesta, no se dispone de información acerca de sus salarios. El hecho de que λ sea significativo nos indica que la muestra no es aleatoria y que su inclusión en la ecuación de salarios nos permitirá obtener estimadores consistentes (ecuación 4).

$$\ln y_i = \beta' X_i + \rho \lambda_i + \omega_i \quad (4)$$

Donde:

ρ es el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones que definen la probabilidad de ocupación y la función de ganancias original.

X_i es el vector de variables anteriores.

ω_i es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $(0, \sigma_w^2)$.

Buena parte de la literatura reciente se ha centrado en estimar el rendimiento libre de los sesgos que pudiera captar cuando no se tienen en cuenta estos problemas. Destacan a este respecto, los trabajos de Blackburn y Neumark (1993,1995), Angrist y Krueger (1994, 1995), Card (1994, 2001), Murnane et al. (1995), Ashenfelter y Rouse (1997), Heckman y Vytlačil (2000), Barceinas et al. (2000, 2001) y Sapelli (2003).

En el siguiente cuadro reflejaremos algunos de los principales estudios a nivel nacional sobre los rendimientos de la educación (cuadro 1):

Cuadro 1: Principales resultados de la estimación de los rendimientos de la educación

Autores	Encuesta	Principales resultados obtenidos en los estudios
Barceinas, et al. (2000)	PHOGHE 1994	Trabajadores a tiempo completo. MCO hombres 7,5% de rentabilidad de la educación y 8,3% en las mujeres. Para los hombres con VI los resultados son de 9,0%.
Alba y San Segundo (1995)	EPI 1990	Individuos asalariados y autoempleados. MCO hombres 7,7% de rentabilidad de la educación y mujeres 9,7%.
Vila y Mora (1996)	EPI 1990	Rentabilidad del 5,3% para cada año de

		educación formal.
San Segundo (1996)	EPF 1980/81 y 1990/91	La rentabilidad de los estudios universitarios no parece disminuir en los años estudiados, a pesar de que se ha duplicado el número de titulados superiores.
Lasibille y Navarro (1998)	EPF 1980/81 y 1990/91	Descenso del beneficio marginal de la formación de los hombres asalariados, sobre todo de los universitarios de ciclo largo. Como excepción está el aumento de rentabilidad de los estudios universitarios de ciclo medio.
Barceinas, et al (2001)	EES 1995	Sus resultados muestran un rendimiento bastante mayor en el caso de la estimación con variables instrumentales (8,8% con VI y 6,2% con MCO).
Caparrós, et al. (2001)	PHOGHE 1994	Utiliza la técnica de VI y de MCO (10% con VI y 6,4% MCO).
Pons y Gonzalo (2002)	PHOGHE 1994	MCO con tratamiento de endogeneidad 6,4%, con V.I. alcanza el 10%.
Arrazola, et al. (2003)	PHOGHE 1994	Tasa interna de rentabilidad de los estudios básicos (10,3%), de los estudios de bachillerato (7,7%), y de los estudios universitarios de ciclo largo (9,7%). También estudia los rendimientos de la educación (8,2 con VI y 6,5% con MCO)
Salas (2004)	Graduad.Univers. Granada 1996/97	Ecuaciones de Mincer con corrección por endogeneidad (8,6% y 13,6% con endogeneidad)
Marcenaro y Navarro (2005)	PHOGHE 1994	Ecuación de Mincer con corrección por selección muestral. Incremento del rendimiento de la educación en España conforme se aumentan los niveles educativos y el mayor rendimiento de la educación por parte de las mujeres

EPF: Encuesta de Presupuestos Familiares

EPI: Encuesta Piloto de Ingresos

PHOGUE: Panel de Hogares de la Unión Europea

La conclusión más clara de la revisión de los trabajos recientes realizados en España es que cada vez son más depurados y fiables y que atribuyen, de forma general, rendimientos positivos al capital humano. Pese a ello, se echa en falta estudios de estas características en

donde se haga especial referencia a la estimación de la rentabilidad de la educación por parte de los jóvenes.

3 Diseño de la muestra

En este trabajo nos centramos en el estudio de los rasgos básicos de los jóvenes entre 16 y 34 años que se encuentran trabajando en el momento de la realización de la encuesta, haciendo especial énfasis en la relación existente entre la educación y los salarios de los jóvenes con el fin de disponer de resultados que nos ayuden a entender mejor cuál es el verdadero valor añadido de la educación en el proceso de inserción laboral de los jóvenes de estas comarcas³.

La base de datos utilizada ha sido realizada entre los meses de marzo y abril de 2008 y metodológicamente cumple los siguientes requisitos:

1. **Ámbito:** Comarca de Bergantiños y zonas geográficas de Costa da Morte y Ferrolterra.
2. **Universo:** Población asalariada entre 16 y 34 años, ambos incluidos.
3. **Tamaño muestral:** 956 datos, la estratificación se realizó mediante una clasificación cruzada por ayuntamiento, grupos de edad y género.
4. El error muestral para cada una de las zonas fue del +/- 2% para un nivel de confianza del 98%.
5. **Método:** Polietápico con estratificación en la primera fase y afijación no proporcional entre las zonas y proporcional en los ayuntamientos.

Los totales muestrales tratan de que la muestra no baje de cuarenta y cinco unidades en cada ayuntamiento, de modo que se puedan hacer las estimaciones en cada municipio. También, se ha procurado que se mantenga autoponderada para los distintos grupos de edad, ya que se considera que es importante en el análisis las variaciones en el comportamiento y en la situación del empleo con distintos niveles de estudios. Todo ello nos llevó a trabajar con una muestra global que figura representada en el cuadro 2 y 3.

³ La información a utilizar en este estudio forma parte de una investigación más genérica realizada por el Observatorio Ocupacional de la Universidad de A Coruña cuyo objetivo es analizar la situación educativa y laboral de los jóvenes gallegos de diversas zonas (Comarca de Bergantiños y zonas geográficas de Costa da Morte y Ferrolterra), y su transición desde el sistema educativo al mercado laboral.

Cuadro 2. Muestra obtenida de los jóvenes encuestados por zonas geográficas y sexo.

	Mujer	Hombre	Total
Bergantiños	203	186	389
Costa de Morte	166	147	313
Ferrolterra	173	81	254
Total	542	414	956

Cuadro 3: Distribución muestral por grupos de edad y sexo

	Mujer	Hombre	Total
De 16 a 19	43	51	94
De 20 a 24	126	82	208
De 25 a 29	197	137	334
De 30 a 34	176	144	320
Total	542	414	956

Es un hecho conocido que el nivel educativo de los jóvenes españoles ha aumentado de forma muy rápida durante los últimos veinte años. Los datos disponibles sobre el nivel de formación de la población española en edad de trabajar permiten también afirmar que existe un aumento significativo en los años de estudio de la población activa. En el cuadro 4 se presenta la distribución porcentual de los jóvenes encuestados por nivel de estudios y género. El nivel educativo lo clasificamos en los siguientes tramos:

- Nivel de estudios bajo: que se corresponde con Primaria, Graduado Escolar, ESO o sin estudios.
- Nivel de estudios medio: que se corresponde con BUP, FPI o ciclos de grado medio.
- Nivel de estudios anterior al superior: que se corresponde con COU, Bachillerato, FPII o ciclos de grado superior.
- Nivel de estudios superior: que se corresponde con el título de diplomado o de licenciado.

Cuadro 4: Distribución porcentual del nivel de estudios completado por grupos de edad y género

	Hombre				Mujer			
	Bajo	Medio	Ant. al superior	Superior	Bajo	Medio	Ant. al superior	Superior
16-19	90,2	9,8			92,9	7,1		
20-24	50	35,4	11	3,6	30,2	34,8	16,7	18,3
25-29	25,5	14,6	33,6	26,3	16,2	18,8	27,4	37,6
30-34	31,2	16	23,6	29,2	21,5	14,8	30,7	33
Total	40,3	18,6	21,5	19,6	27,3	20,3	23,8	28,6

Con la información disponible se observa que las mujeres han completado estudios de nivel anterior al superior y superior en el 52,4% de los casos, mientras que en los hombres este porcentaje es tan solo del 41,1%. Es muy sorprendente el alto porcentaje de varones sin estudios o con un nivel de estudios bajo que alcanza el 40,3%, mientras que en las mujeres esta proporción se reduce al 27,3%.

Los datos sobre el nivel de estudios completados de los encuestados por género muestran diferencias significativas, sobre todo en el nivel de estudios bajo y superior. En el primer caso, para el nivel de estudios bajo, los varones superan a las mujeres en 13 puntos porcentuales, mientras que en los estudios superiores se presenta el caso opuesto, en el que las mujeres superan a los hombres en 9 puntos porcentuales (varones 19,6%, mujeres 28,6%).

4 Resultados empíricos

Lo que ocurre en el mercado laboral y, en particular, con la demanda de trabajo de los empleadores, suele ejercer una influencia creciente en las personas cuando estos están entre los dieciséis y los treinta y cuatro años. A medida que pasa el tiempo, el joven intuye que sus decisiones educativas repercuten en su porvenir laboral, pero asimismo, el mercado de trabajo ejerce una influencia significativa sobre el sistema educativo que se estima de gran importancia. Esto no excluye el que haya otras variables también importantes, y además, no todos los individuos las valoran de la misma forma.

El mercado de trabajo para el joven es un dato. La demanda de trabajo de los empleadores se percibe por la juventud en términos de una gama de puestos de trabajo y de posibles carreras o trayectorias profesionales a las que los jóvenes creen poder acceder. En este panorama de posibilidades laborales, el individuo puede creer que el nivel educativo (obtenido o a obtener) es una condición necesaria o, quizás, una poderosa ayuda para lograr determinados puestos de trabajo.

Con el fin de dar información sobre la situación del mercado laboral de los jóvenes encuestados, en particular, de los rendimientos privados que los jóvenes obtienen de sus inversiones en educación y de la importancia que tienen otras variables potencialmente significativas, hemos utilizado el modelo de Mincer para corregir el problema de la endogeneidad de la educación a través de la técnica de variables instrumentales⁴. La variable dependiente utilizada es el logaritmo de los salarios y las independientes son aquellas que consideramos pudieran ser relevantes teniendo en cuenta el estudio descriptivo (ver anexo 1).

Como punto de partida de este apartado se ha estimado por MCO, la clásica ecuación minceriana que relaciona el logaritmo del salario con la educación, la experiencia y su cuadrado.

⁴ El problema de la selección muestral ya queda prácticamente reducido al tratarse de una muestra de trabajadores y tener conocimiento de sus ingresos laborales.

La finalidad de esta estimación es calcular cuál es el efecto marginal de cada año de educación en los salarios. Los resultados aparecen en la cuadro 5.

Cuadro 5: Estimación modelo de Mincer simple

	Coefficientes	Error típico	T
Constante	5,934534***	0,0502	118,20
Escol	0,053656***	0,0041	13,15
Exp	0,042934***	0,0089	4,81
Exp2	-0,001188**	0,0005	-2,34
F	94,37		
Número de observaciones	956		
R ² ajustado	0,2623		

Resultados corregidos de heterocedasticidad

*** Coeficientes significativos al 1%.

** Coeficientes significativos al 5%.

Los coeficientes estimados son significativos y presentan el signo adecuado, las aportaciones de la educación y de la experiencia a los ingresos son positivas, frente al coeficiente del cuadrado de la experiencia que es negativo.

Los años de educación tienen un impacto positivo y significativo en los salarios, la tasa de rentabilidad de la educación es del 5,36% lo que implica que los ingresos crecen a medida que aumenta el número de años de escolarización de los jóvenes encuestados.

En el modelo 2 (cuadro 6) hemos estimado el modelo de Mincer ampliado en donde analizamos el efecto de otras características potencialmente explicativas como pueden ser, entre otros, el sexo, la edad, el estado civil o el sector económico en el que trabaja⁵. A mayores de estas variables, hemos incluido otro tipo de variables, con el objeto de observar determinadas características, que normalmente no están incluidos en la mayoría de las investigaciones, como puede ser la falta de iniciativa del individuo hacia el autoempleo que la hemos recogido en la variable “iniciat” y que recoge la preferencia del joven por ser autónomo si las condiciones salariales son las mismas, y un indicador de movilidad laboral, recogido en la variable “ubik2” y que hemos definido como la preferencia por parte del individuo de ubicaciones del trabajo cercanas a su domicilio. Los resultados han sido los siguientes:

Cuadro 6: Estimación modelo de Mincer ampliado

	Coefficientes	Error estándar	T
Constante	6,4593	0,2227	29,01
Escol	0,0449***	0,0046	9,68
Exp	0,0267***	0,0098	2,72

⁵ Para ver la definición de las variables explicativas consultar Anexo 1.

Sexo	0,1848 ^{***}	0,0209	8,85
D_Ajena	0,1092 ^{***}	0,0411	2,66
D_ubik2	-0,1487 ^{***}	0,0334	-4,45
Edad_1	-0,4016 [*]	0,2116	-1,90
Adm_Públ	0,0842 ^{***}	0,0271	3,10
D_act_1	-0,1000 ^{**}	0,0503	-1,99
D_iniciat	-0,0731 ^{**}	0,0323	-2,26
F	29,89		
Número de observaciones	956		
R ² ajustado	0,3872		

Resultados corregidos de heterocedasticidad.

*** Coeficientes significativos al 1%.

** Coeficientes significativos al 5%.

* Coeficientes significativos al 10%.

Respecto a los resultados de la estimación de la función de ganancias ampliada, en primer lugar comentar que la rentabilidad de los años de educación de los jóvenes encuestados disminuye a un 4,49%. Este resultado indica que existen otras variables que influyen de manera significativa sobre los salarios aparte de la educación.

En segundo lugar, se observa que en este modelo la experiencia al cuadrado ya no resulta ser significativa, la razón que podemos darle es que la población objeto de estudio son los jóvenes entre 16 y 34 años, y en la mayoría de los casos su experiencia es pequeña o muy pequeña, es esta reciente incorporación al mercado laboral lo que hace que no existan entre ellos grandes diferencias significativas en términos de experiencia laboral. Es razonable pensar que una vez descontado el efecto de la educación, las diferencias en sus salarios se deban a otro tipo de factores.

Respecto al resto de variables estudiadas, ser hombre frente a ser mujer tiene un efecto positivo y significativo en los salarios, lo mismo que la experiencia, el trabajar por cuenta ajena, y el trabajar para la administración pública.

De las variables que hemos considerado y que son significativas, las que afectan negativamente a los salarios son: el pertenecer al grupo de edad menor de 19 años, el preferir trabajos que se encuentren en la misma ubicación o estén cercanas al lugar de residencia, pertenecer al sector de la agricultura, comercio, hostelería, transporte e industria y el preferir ser autónomo.

Sorprende el hecho de que la variable “preferencia por ser autónomo” (D_iniciat) afecte negativamente y significativamente a los ingresos de los individuos. Una de las explicaciones de este hecho puede ser que, en muchos casos el planteamiento de ser autónomo viene promovido

por una situación de inestabilidad laboral, condiciones precarias en el trabajo y sueldos bajos o muy bajos.

Antes de continuar con nuestro trabajo, estudiaremos la posible endogeneidad de la educación. Como ya mencionamos en el apartado 2, uno de los métodos más utilizados para solventar el problema de la correlación entre los términos de perturbación de las ecuaciones de ingresos y de la escolaridad, consiste en identificar un conjunto de variables instrumentales que afecten a la escolaridad pero no a los ingresos.

Para resolver este sesgo nos hemos apoyado en los trabajos de Blackburn y Neumark (1995), Brunello y Miniaci (1999) y Uusitalo (1999), en todos ellos se utilizan como variables instrumentales el background familiar (nivel educativo de los padres, tipo de trabajo de los mismos, etc).

En nuestra investigación hemos tomado como instrumento el nivel educativo de los padres y el vivir en un concello de más de 6.000 habitantes⁶. Se detecta aplicando el “test de Hausman” que la variable educación es endógena, lo que implica que el método más apropiado para calcular los rendimientos de educación sea por el método de “mínimos cuadrados en dos etapas” (MC2E) en donde la variable educación es sustituida por las variables instrumentales mencionadas anteriormente (cuadro 7).

Cuadro 7: Estimación mínimo cuadrado en dos etapas (MC2E)

	Coefficientes	Error típico	z
Constante	6,0070***	0,114	52,65
Escol	0,0749***	0,014	5,26
Experiencia	0,0288***	0,011	2,63
Sexo	0,2107***	0,021	10,11
Edad_1	-0,4143***	0,039	-10,64
Edad_2	-0,3223***	0,063	-5,11
Edad_3	-0,3421***	0,969	-3,53
Edad_4	-0,3929***	0,1182	-3,32
F	1.e+307		
Número de observaciones	956		
R ² ajustado	0,3177		
Test de Hausman:	3,72461	p-valor: 0,05362	

Resultados corregidos de heterocedasticidad

*** Coeficientes significativos al 1%.

⁶ La fuente estadística utilizada adolece de variables que nos permitan definir de una forma más completa el background familiar de los jóvenes encuestados.

Antes de empezar a interpretar los resultados es importante tener en cuenta que, si bien es cierto que se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad, dicho rechazo es por un muy pequeño margen, lo que unido al hecho del déficit de variables instrumentales nos hace tener precaución en dichas interpretaciones.

La conclusión más significativa que podemos dar de esta estimación es el aumento en la rentabilidad de la educación pasando de un 5,36% en el modelo de Mincer simple a un 7,49% en la estimación con variables instrumentales, estos datos concuerdan con la mayoría de los estudios previos en donde la elevación en los rendimientos de la educación al incluir variables instrumentales es un hecho constatado (Angrist y Krueger, 1991; Card; 1994; Barceinas, et al. 2001 y Lillo y Casado, 2010).

En nuestra investigación no hemos tenido en cuenta el problema de la selección muestral ya que al tratarse de una muestra cuya población objeto de estudio son los jóvenes entre 16 y 34 años que trabajan, el sesgo derivado de la imposibilidad de conocer los ingresos de aquellos individuos que no están trabajando y de los que, por lo tanto, no disponemos de datos es inexistente.

Por otro lado, la ecuación de Mincer implica que existe una única tasa de retorno, pero como explicamos en el apartado 2 de este trabajo, tanto la teoría como la evidencia empírica sugieren desagregar la escolaridad de una forma más flexible, con el objetivo de recoger de una forma más adecuada los retornos al proceso de inversión en educación (Sapelli, 2009), es por ello, que en el siguiente modelo desagregaremos la educación en nivel de estudios bajo, medio, anterior al superior y superior⁷ (cuadro 8).

Cuadro 8: Estimación modelo de Mincer ampliado. Desagregación por niveles educativos

	Coefficientes	Error estándar	T
Constante	6,8875	0,2179	31,60
Est_3	0,1458	0,0291	5,02
Est_4	0,2825	0,034	8,30
Exp	0,0260***	0,0100	2,58
Sexo	0,1914***	0,0212	9,04
D_Ajena	0,1072***	0,0411	2,61
D_ubik2	-0,1525***	0,0338	-4,51
Edad_1	-0,4013*	0,2078	-1,93
Adm_Públ	0,0836***	0,0274	3,05
D_act_1	-0,1186**	0,0506	-2,34
D_iniciat	-0,0747**	0,0321	-2,33

⁷ Esta estructura conocida como “spline” nos permite obtener una mejor caracterización de las tasas de retorno a la educación.

F	26,53
Número de observaciones	956
R ² ajustado	0,3874

Resultados corregidos de heterocedasticidad.

*** Coeficientes significativos al 1%.

** Coeficientes significativos al 5%.

** Coeficientes significativos al 10%.

El cuadro 8 nos muestra los resultados obtenidos para las mismas variables explicativas anteriormente estudiadas, teniendo en cuenta la desagregación de la escolaridad de acuerdo al nivel de educación. Se observa que las estimaciones obtenidas mantienen el signo y la significatividad. El poseer niveles de estudios anterior al superior y superior afectan de manera positiva y significativa a los salarios. En particular destaca el alto rendimiento de la educación de los estudios superiores, alrededor de un 28,8%⁸, casi el doble de la rentabilidad que obtienen los encuestados por poseer estudios de nivel anterior al superior (14,6%). El resto de variables significativas, tal y como era de esperar, tienen unos coeficientes muy similares al modelo de Mincer ampliado ya visto previamente.

5 Conclusiones

En este trabajo se pretendía ampliar el conocimiento ya existente sobre el tema objeto de investigación, que es la evaluación de los rendimientos de la educación, aplicado al caso particular de los jóvenes. A partir de una muestra de jóvenes entre 16 y 34 años de las zonas geográficas de Ferrolterra, Bergantiños y Costa da Morte, de la Comunidad Autónoma de Galicia, se evidencia la relación existente entre la escolaridad y los ingresos laborales apoyándonos en las ecuaciones de ingresos de Mincer y teniendo en cuenta sus posibles sesgos.

Como paso previo a las conclusiones sobre los rendimientos de la educación, para el grupo objeto de estudio, es conveniente indicar las diferencias respecto al nivel educativo alcanzado. Las mujeres han completado estudios de nivel anterior al superior y superior en el 52,4% de los casos, mientras que en los hombres este porcentaje alcanza sólo el 41,1%. Sorprende el alto porcentaje de varones sin estudios o con un nivel de estudios bajo que alcanza el 40,3%, mientras que en las mujeres esta proporción se reduce al 27,3%.

La relación entre rendimientos y escolarización (medida como años de estudio completados) nos muestra un rendimiento de la educación del 5,36%, un poco más bajo que los resultados de las investigaciones revisadas, pero no debemos olvidar que al tratarse de jóvenes

⁸ Es en este nivel educativo en donde la falta de incorporación de los costes directos asociados a dichos estudios pueden tener un mayor impacto en el resultado de dicho rendimiento (Sapelli, 2003).

su situación laboral es más deficiente que las del resto de la población, lo que afecta no sólo a sus dificultades de inserción laboral, sino a sus ingresos.

Cuando analizamos el efecto de otras variables potencialmente explicativas, el rendimiento de la educación baja hasta un 4,49%, lo que nos indica que existen otras variables que afectan de manera significativa a los salarios. De entre todas las significativas, las que afectan positivamente a los salarios son el sexo, el trabajar por cuenta ajena y el trabajar para la Administración Pública. Por otro lado, las que influyen negativamente en los salarios son pertenecer al grupo de edad de menos de 19 años, la preferencia por ser autónomo, o por trabajos que se encuentren en la misma localidad de residencia, y el pertenecer al sector de la agricultura, comercio, hostelería, transporte, comunicación o industria.

El no tener en cuenta el sesgo derivado de considerar la educación como una variable exógena influye en las estimaciones de las tasas de rentabilidad. El test de Hausman confirma con un pequeño margen que la variable educación es endógena. Por ello, se utiliza el método de MC2E en donde las variables instrumentales son el nivel educativo de los padres y el vivir en un municipio con más de 6.000 habitantes.

Los resultados confirman los valores precedentes y, en este caso, la rentabilidad de la educación aumenta hasta un 7,49%.

Para finalizar hemos querido desagregar la escolaridad (nivel de estudios bajos, medio, anterior al superior y superior) para calcular de una forma más flexible los rendimientos del proceso de inversión en educación. Los resultados nos muestran un rendimiento de la educación para estudios superiores del 28,25% y del 14,6% para aquellos que poseen estudios anteriores al superior.

Una vez examinados los modelos, se constata que la estimación de la función de ganancias es bastante representativa del comportamiento del salario, ya que explica alrededor de un 38% de las variaciones salariales observadas para los jóvenes en los modelos de Mincer ampliados y para el caso de MC2E el 32%. Estos porcentajes son relativamente elevados, pues no hay que olvidar que la estructura de los salarios depende de un número importante de factores que no están explícitamente reflejados en el modelo estimado y más en particular, en nuestro objeto de investigación, con toda la problemática asociada a la inserción laboral de los jóvenes.

ANEXO 1 Definición de variables

Escol: Años de educación escolar completados.

Exp: Experiencia laboral del individuo medida en años.

Exp2: Experiencia al cuadrado.

Sexo: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es ser hombre.

Edad_1: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es que la edad del individuo sea menor o igual a 19 años.

Edad_2: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es que la edad del individuo esté entre 20 y 24 años.

Edad_3: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es que la edad del individuo esté entre 25 y 29 años.

Edad_4: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es que la edad del individuo esté entre 30 y 34 años.

Civil_1: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es tener pareja.

D_Ajena: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar por cuenta ajena.

Adm_Públ: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar para la administración pública.

D_act_1: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar para los sectores de la agricultura, comercio, hostelería, transporte, comunicación e industria.

D_act_2: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar para el sector de construcción, actividades inmobiliarias y de alquiler

D_act_3: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar en el sector de finanzas (bancos, aseguradoras, etc).

D_act_4: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar en el sector de educación.

D_act_5: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar en el sector de sanidad.

D_iniciat: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es pensar alguna vez en montar un negocio propio.

D_ubik2: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es preferir ser autónomo con las mismas condiciones salariales.

Las variables instrumentales incluidas en el modelo para comprobar la endogeneidad de la educación han sido:

- Padre con estudios: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es que los padres posean como mínimo estudios de nivel medio.
- D_conc_2: Variable dicotómica cuyo valor de referencia es trabajar en un concello de más de 6.000 habitantes.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBA RAMÍREZ, A. Y SAN SEGUNDO, M.J. (1995). “The Returns to Education in Spain”, *Economics of Education Review*, vol 14, pp. 155-166.

ANGRIST, J. Y KRUEGUER, A. (1994). “Split-sample instrumental variables”, *Technical Paper*, 150, Cambridge, Mass, NBER.

ANGRIST Y KRUEGUER, (1995). “Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 13, pp. 225-235.

ARRAZOLA, M. Y DE HEVIA, J. (2001). “Rendimiento de la educación en España: nueva evidencia de las diferencias entre hombres y mujeres”, *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales. Serie economía*, nº 24, pp. 1-28.

ARRAZOLA, M., DE HEVIA, J., RISUEÑO, M. Y SANZ, J.F. (2003). “Returns to education in Spain: some evidence of the endogeneity of schooling”, *Education Economics*, vol. 11 (3), pp. 293-304.

ASHENFELTER, O. Y ROUSE, C. (1997). *Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of identical Twins*, Working Paper 6106, Cambridge, Mass: NBER.

ASPLUND, R. Y PEREIRA, P. (1999). *Returns to Human Capital in Europe. A Literature Review*, Helsinki, ETLA.

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*, nº 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.

BLACKBURN, M. Y NEUMARK, D. (1993). "Omitted-Ability Bias an the Increase in the Return to Schooling", *Journal of Labor Economics*, 11, pp. 521-544.

BLACKBURN, M. Y NEUMARK, D. (1995). "Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Down-ward? Another Look", *Review of Economics and Statistics*, 77, pp. 217-230.

BRUNELLO, G. Y MINIACI, R. (1999). "The Economic Return to Schooling for Italian Men. An evaluation based on Instrumental Variables", *Labour Economics*, 6, pp. 509-519.

CARD, D. (1994). *Earnings, Schooling, and Ability Revisited*, Working Paper 4832, Cambridge, Mass.: NBER.

CARD, D. (2001). "Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems", *Econometrica*, 69, pp. 1127-1160.

CAPARRÓS, A., GAMERO, C., MARCENARIO, O.D. Y NAVARRO, M.L. (2001). "Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España", *X Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación*, Murcia.

CHON, E. Y ADDISON, J. (1998). "The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries", *Education Economics*, 6, pp. 253-307.

DE PABLOS, L. Y GIL, M. (2005). "Los rendimientos y la productividad de la educación", *Presupuesto y Gasto Público*, nº 39, pp. 49-72.

EATON, J. Y ROSEN, H. (1980). "Taxation, Human Capital and Uncertainty", *American Economic Review*, 70, pp. 705-715.

GRILICHES, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 45, pp. 1-22.

FREIRE SEOANE, M. J. (2004). "Gasto público y efectos de los impuestos en los modelos de *Investigación Económica*, 247. pp. 143-170.

FREIRE, SEOANE, M. J. Y TEIJEIRO, ALVAREZ, M. (2005). "La inserción de los jóvenes en Galicia. Una estimación Minceriana de la rentabilidad de la educación" *Cuadernos de Economía*, 90, pp. 5-27.

- HARMON, C., WALKER, I. Y WESTERGAARD-NIELSEN, N. (2001). *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Return to Education*, Cheltenham: Edward Elgar.
- HARMON, C., OOSTERBEEK, H. Y WALTER, I (2003). "The Returns to Education: Microeconomics", *Journal of Economic Surveys*, 17, pp. 115-155.
- HECKMAN, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* 47(1). Heckman y Cacurdi, 1980
- HECKMAN, J. Y VYTLACIL, E. (2000). *Identifying the Role of Cognitive Ability in Explaining the Level of and Change in the return to Schooling*, Working Paper 7820, Cambridge, Mass.: NBER.
- KODDE, D. Y RITZEN, J. (1984). "Integrating Investment and Consumption Motives in a Neoclassical Model of Demand for Education", *Kyclos*, 37, pp. 598-608.
- LASSIBILLE, G. Y NAVARRO, M.L. (1998). "The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991", *Education Economics*, vol. 6, pp. 3-9.
- LEVHARI, D. Y WEISS, Y. (1974). "The effect of Risk on the Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 64, pp. 950-973.
- LILLO, A. Y CASADO, J. (2010). "Endogeneidad de la educación e instrumentos para la estimación del rendimiento educativo en España", *Investigaciones Económicas*, pp. 451-458.
- 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.
- Murnane, R., Willett, J. y Levy, F. (1995): "the Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination", *Review of Economics and Statistics*, 77, pp. 251-266.
- 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 de la Fundación de las Cajas de Ahorros Confederadas*, nº 138/1998, Fundación FUNCAS, Madrid.

- PARSONS, D.O. (1972). "Specific Human Capital: An application to Quit Rates and Layoff Rates", *Journal of Political Economy*, vol. 80, pp. 1120-1143.
- PONS, E. Y GONZALO, M.T. (2002). "Returns to Schooling in Spain: How Reliable are Instrumental Variable Estimates?", *Labour*, vol. 16, pp. 747-770.
- Pscharopoulos, G. (1994): "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, vol. 22, pp. 1325-1343.
- SALAS, M. (2004). "Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de las ecuaciones de ingresos", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, nº 169, pp. 87-117.
- SALAS, M. (2008). *Economía de la educación*, Pearson Prentice Hall, Madrid.
- San Segundo, M.J. (1996). "Educación e ingresos en el Mercado de Trabajo Español", *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 63, pp 105-125.
- SAPELLI, C. (2003). *Ecuaciones de Mincer y las Tasas de Retorno a la educación en Chile: 1990-1998*, Documento de Trabajo 254, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- SAPELLI, C. (2009). *Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes*, Documento de trabajo 349, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- UUSITALO, R. (1999). "Return to Education in Finland", *Labour Economics*, 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, nº 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.
- WALLACE, T. Y IHNEN, L. (1975). "Full-Time Schooling in Life-Cycle Models of Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, 83, pp. 137-155.