

Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España.*

FERNANDO BARCEINAS PAREDES Universidad
Autónoma Metropolitana, México.

JOSEP OLIVER ALONSO Universitat Autònoma de
Barcelona.

JOSÉ LUIS RAYMOND BARA Universitat Autònoma
de Barcelona y FUNCAS.

JOSÉ LUIS ROIG SABATÉ Universitat Autònoma de
Barcelona.

1. INTRODUCCIÓN

En el contexto de la ampliamente utilizada “ecuación minceriana de salarios”, uno de los mayores desafíos de los economistas que analizan la relación entre escolaridad e ingresos consiste en determinar si las estimaciones Mínimo Cuadráticas Ordinarias (MCO) de los rendimientos educativos son adecuadas. Existen tres argumentos bien conocidos que explican porqué las estimaciones MCO de los rendimientos de la educación tienden a ser inconsistentes: el sesgo de endogeneidad, el sesgo de habilidad y el error de medición de la variable “escolaridad”. Más aún, puede darse el caso de que los dos primeros problemas estén íntimamente relacionados, esto es, que

*Agradecemos el apoyo financiero de la Comisión Europea a través del proyecto PuRE SOE2-CT98-2044, “Public funding and private returns to education” y del CICYT SS 97-1333.

constituyan simplemente distintas maneras de ver la misma dificultad. Supóngase, por ejemplo, que el término de perturbación en la ecuación de ingresos refleja, entre otros factores, la habilidad innata de los individuos, o sea, que se está ante la presencia del denominado sesgo de “habilidad”. Si se cumple, además, que los individuos más hábiles son aquellos que obtienen los mayores niveles de escolaridad, la perturbación aleatoria y el regresor (esto es, los años de escolaridad) estarán correlacionados y, en consecuencia, la estimación será inconsistente.

Con el objetivo de evitar estos sesgos se han utilizado una serie de estrategias. Entre éstas la más socorrida ha sido el uso del método de estimación de Variables Instrumentales (VI) que, como es conocido, actúa en dos etapas. En la primera se estima una ecuación cuya variable dependiente es la variable endógena de la ecuación de ingresos¹ y posteriormente, en la segunda etapa, se utilizan los valores predichos de la variable endógena como regresor en la ecuación de ingresos. Existe un consenso generalizado de que las estimaciones de los rendimientos de la educación por VI tienden a ser más elevados que las procedentes de MCO, de lo que se deduce que las estimaciones MCO están sesgadas a la baja. No obstante, en los trabajos pioneros de Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995) se ofrece una explicación alternativa: la posibilidad de que las estimaciones por VI estén captando rendimientos específicos para determinados núcleos de población, en particular los afectados por los instrumentos utilizados, y que se designan como “grupo con tratamiento”. Esta nueva manera de encarar el problema constituye la base del denominado “efecto tratamiento” que, además de permitir la existencia de rendimientos heterogéneos en la población, abre la posibilidad de explicar los cambios de rendimientos asociados a distintos instrumentos.

Dentro de este contexto, el objetivo fundamental de este artículo es doble. En primer lugar, se lleva a cabo un análisis comparativo entre las estimaciones MCO y por VI de los rendimientos de la educación, siendo la variable instrumental el “tratamiento” derivado de la Reforma Educativa de 1970 y, en segundo lugar, se ofrece una expli-

¹ Cabe mencionar que típicamente sólo la variable “años de educación” es considerada endógena, pero nótese que cuando se utiliza experiencia potencial ($\text{edad} - \text{escolaridad} - 6$) como regresor en la ecuación de ingresos, esta variable es por definición endógena. Véase el Apéndice 2 para una discusión sobre este tema.

cación del porqué de las diferencias en las estimaciones de los rendimientos de la educación, a la luz de las características del núcleo de población afectado por el “tratamiento”. En este sentido, el efecto que sobre el rendimiento tiene el “tratamiento” se estima en forma separada: a través del impacto sobre el salario-hora, y a través de las modificaciones en las horas trabajadas. El resultado general es que el “tratamiento” de la Reforma Educativa actúa positivamente sobre aquellos que, sin el beneficio de la Reforma, hubieran invertido menos en educación, pero sobre todo a partir de ampliarles la posibilidad de trabajar más horas al año o, en otras palabras, de permanecer menos en paro o inactivos². El tema reviste especial interés, tomando en consideración que la rentabilidad estimada para la inversión educativa puede condicionar las decisiones asignativas del gasto público. A pesar de ello, el tema, desde esta perspectiva de rendimientos heterogéneos, en el caso español no ha sido abordado.

La fuente de información utilizada para el análisis es la Encuesta de Estructura Salarial 1995 (EES 95) que es una encuesta a empleadores de aproximadamente 175.000 asalariados que contiene una importante cantidad de características relacionadas con cada trabajador (nivel educativo, horas trabajadas, antigüedad, tipo de contrato, tipo de trabajo, sector económico, tamaño de la empresa, etc.). La muestra se acotó a los hombres asalariados de tiempo completo y cuya edad estaba comprendida entre 18 y 65 años. Los ingresos fueron reconvertidos a salarios brutos antes de impuestos y pagos de seguridad social. Este proceso se llevó a efecto a través de un programa específico y de acuerdo a la información de las unidades receptoras de ingreso. En este sentido, los resultados son interpretables en términos de los efectos del capital humano en la productividad.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se hace un breve repaso sobre la forma de tratar el problema de la endogeneidad de la educación. La parte fundamental del artículo se localiza en la sección 3, que presenta las estimaciones de rendimientos de la educación para el caso español a través del método de MCO, y por medio de la aplicación particular de VI denominada “efecto tratamiento”. Las estimaciones de este último se presentan

² Desafortunadamente, a partir de la información proporcionada por la fuente de información utilizada (Encuesta de Estructura Salarial 1995), no es posible determinar (si es el caso) cual era la situación de un individuo (parado o inactivo) durante los días al año que declara no haber trabajado.

bajo 3 modalidades: la estándar, la propuesta por Garen (1984) que toma en consideración el hecho de que la heterogeneidad no observable interactúa con una variable endógena continua y la estimación de Variables Instrumentales con Muestra Dividida (Angrist y Krueger, 1995) que evita, por construcción, la correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad. Finalmente, en la sección 4 se exponen las conclusiones del trabajo.

2. TRATAMIENTO DEL PROBLEMA DE LA ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACION.

Como se menciona anteriormente, una de las estrategias más socorridas para enfrentar el problema de la correlación entre los términos de perturbación de las ecuaciones de ingreso y la escolaridad, consiste en identificar un conjunto de variables que afecten la escolaridad, pero no los ingresos. Estas variables pueden ser utilizadas como instrumentos dentro del método de estimación de VI. En términos generales, los instrumentos pueden clasificarse en dos tipos: los que recogen información de antecedentes familiares y los que utilizan experimentos naturales específicos.

En el primer caso, los instrumentos más frecuentes hacen referencia a determinadas características de los padres, como su nivel educativo o tipo de trabajo (Blackburn y Neumark, 1991, 1995; Uusitalo, 1999; Brunello y Miniaci, 1999, entre otros), o la composición de los hermanos con relación al género (Butcher y Case, 1994).

Por otra parte, la idea subyacente en la utilización de las variaciones naturales de los datos es que de esta forma se estaría frente a una especie de “experimento aleatorio” llevado a cabo en un laboratorio. Esto es, la configuración de un grupo de individuos que reciben un “tratamiento” independientemente de sus características. El trabajo pionero al respecto es el de Angrist y Krueger (1991) que utilizan el trimestre de nacimiento como instrumento, sobre la base de que los individuos que nacen a principios de año tienen una escolaridad promedio menor, pues alcanzan la edad mínima obligatoria para abandonar la escuela antes que los individuos que nacen hacia finales del año. Otros trabajos que merece la pena resaltar por su originalidad son Card (1993) que utiliza un indicador de la cercanía de la escuela como instrumento, y Harmon y Walker (1995) donde se consideran

las leyes de escolaridad obligatoria como un determinante exógeno del nivel educativo alcanzado³.

Como se mencionó en la introducción de este artículo, Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995) sientan las bases del denominado “efecto tratamiento” que más que una solución al problema de la endogeneidad, debe entenderse como una manera alternativa de interpretar los rendimientos de la educación cuando se utilizan VI. El punto de partida es el reconocimiento de la existencia de heterogeneidad de los rendimientos de la educación en la población, y la posibilidad de asociar estos diversos rendimientos con los distintos tipos de instrumentos utilizados. En particular, si el instrumento utilizado es un “experimento aleatorio” o “tratamiento” binario, la estimación por VI refleja el rendimiento específico de los individuos que afectados por dicho “tratamiento”⁴. Existen algunos trabajos empíricos que han utilizado esta metodología. Por ejemplo, Angrist, Imbens y Rubin (1996) estiman el efecto de los veteranos de Vietnam sobre la escolaridad utilizando los números de lotería de reclutamiento militar como instrumento. En concreto, con relación a los rendimientos de la educación, Angrist e Imbens (1995) usan como instrumento el trimestre de nacimiento, Ichino y Winter-Ebmer (1999) utilizan como instrumentos si el padre estuvo en la II Guerra Mundial y si el padre tiene un nivel de educación superior, y Ginther (2000), dentro de un marco teórico más global, utiliza como instrumentos la estructura familiar, la proximidad a la escuela y la calidad de la misma.

3. ESTIMACIONES PARA EL CASO ESPAÑOL.

3.1 Reforma educativa de 1970 como tratamiento.

Desafortunadamente, ninguna de las Bases de Datos disponibles para España ofrece información relativa a los antecedentes familiares de los individuos. Por otra parte, no es tarea fácil encontrar un fenómeno “natural” que pueda suponerse determine fehacientemente el nivel de escolaridad. No obstante, una buena aproximación a este

³ Una revisión exhaustiva de los distintos instrumentos utilizados en este tipo de literatura se encuentra en Card (1995,1999).

⁴ En el Apéndice 1 se expone con más detalle la teoría relativa al “efecto tratamiento”

tipo de experimento pudo haber sido la Reforma Educativa de 1970, en cuanto introdujo ocho años de educación obligatoria e incluyó en un único sistema (Enseñanza General Obligatoria) la primaria y bachillerato elemental. Además, cabe hacer notar que este nuevo sistema era gratuito en todas las instituciones públicas⁵.

Tomando en consideración lo anterior, en el Cuadro 1 se muestran algunos estadísticos que apoyarían la idea de que la Reforma Educativa de 1970 incidió positivamente en la escolaridad promedio de la población. En la primera parte del Cuadro 1 se presentan los años de escolaridad promedios para el grupo sin tratamiento (esto es, los nacidos antes de 1955 y que, por ende, no fueron afectados por la Reforma), y para el grupo con tratamiento (los nacidos después de 1955). Cabe resaltar que el promedio de años de escolaridad de los individuos con tratamiento es 19% superior al de sin tratamiento.

CUADRO 1
EFECTO TRATAMIENTO. AÑOS DE ESCOLARIDAD Y TEST DE
MEDIAS. HOMBRES EES 95

años de escolaridad promedio		estadístico t	
sin tratamiento*	7.9	c, dummy tratamiento	68.9
con tratamiento*	9.4	c, edad, edad2, dummy tratamiento	17.6

*"Sin tratamiento" se refiere a los individuos que por la fecha de nacimiento no se vieron afectados por la Reforma, y "con tratamiento", a aquellos potencialmente afectados.

Con el objetivo de constatar que la diferencia de promedios entre estos dos grupos es estadísticamente significativa, se procedió a realizar un test de igualdad de medias a través del estadístico *t* asociado a la variable *dummy* de tratamiento, derivado de una regresión de escolaridad. Al respecto, la segunda parte del Cuadro 1 presenta los estadísticos *t* de la variable *dummy* de tratamiento para dos especificaciones: la primera con la constante y la *dummy* de tratamiento, y la segunda incluyendo las variables edad y su cuadrado. En ambas especificaciones la hipótesis nula de igualdad de medias es rechazada. En

⁵ Es importante hacer notar que antes de la Reforma Educativa de 1970, la Escuela Secundaria (Bachillerato) no era gratuita para todos, dado que una gran mayoría de estas escuelas eran privadas y, por ende, costosas (sobre todo las religiosas que, por otro lado, constituían una gran proporción) y, en este sentido, este nivel educativo funcionó en la práctica como un filtro socio-económico para la educación superior. Véase Pedró (1988).

consecuencia, podemos concluir que la Reforma Educativa de 1970 efectivamente incrementó los años de escolaridad promedios de la población.

En consecuencia, es posible concebir que la Reforma Educativa de 1970 divide a la muestra en dos grupos: los afectados por la Reforma (“con tratamiento”) y los no afectados por ella (“sin tratamiento”). Analizando las características de estos grupos por separado, se tiene que, a pesar de la mayor escolaridad de los afectados por el tratamiento, éstos ganan 37% menos por hora trabajada, y trabajan 5% menos horas que los “sin tratamiento”. La primera diferencia puede ser explicada en gran medida por el hecho de que el grupo “con tratamiento” es, obviamente, más joven y, por ende, con menor experiencia laboral. Este último elemento explicaría igualmente el mayor nivel de paro del grupo “con tratamiento” y, por tanto, las diferencias en las horas trabajadas⁶.

3.2 Estimaciones MCO versus VI.

El hecho de que las estimaciones por VI se deben interpretar más bien como una “intervención” que afecta a un grupo específico y, por ende, que proporciona estimaciones sesgadas de la rentabilidad promedio de la población, generaría dos nuevos y determinantes postulados del efecto causal de la educación sobre los ingresos, a saber: 1) que la rentabilidad de la educación es heterogénea en la población y 2) que diferentes instrumentos deberían producir distintos rendimientos promedios para diferentes subgrupos de la población⁷.

Con el objetivo de estimar este tipo de rendimientos heterogéneos se procedió a calcular una función de ingresos por MCO y por VI para la muestra seleccionada, siendo el instrumento la variable binaria asociada a la Reforma Educativa de 1970 (1 para los afectados y 0 para los no afectados)⁸. Cabe mencionar que si se utiliza la función clásica de ingresos con escolaridad, experiencia potencial y su cuadrado como variables explicativas⁹ y, además, una sola variable como instrumento, se genera un problema econométrico: la función está subidentificada puesto que las 3 variables explicativas serían

⁶ Otra manera de apreciar esta información es haciendo notar que mientras el 94% de los no afectados por la Reforma trabajan más de 10 meses al año, en el caso de los afectados, sólo el 85% lo hace.

⁷ Una breve descripción teórica del “efecto tratamiento” se presenta en el Apéndice 1.

endógenas. La solución consistió en sustituir la “experiencia potencial” por la “edad” (que evidentemente es exógena). Esta sustitución no es banal, puesto que modifica el coeficiente asociado a la escolaridad y, por tanto, el “rendimiento” derivado de la función de ingresos. Con el objetivo de evitar equívocos sobre la verdadera tasa de rendimiento de la educación, adicionalmente se calculó, a partir de los valores de salarios predichos para cada una de las ecuaciones estimadas, la Tasa Interna de Rentabilidad (TIR) siguiendo el denominado “método elaborado” diseñado por Psacharopoulos (1973)¹⁰.

Como se afirma en Card (1999), el rendimiento de la educación derivado de una función de ingresos, cuya variable dependiente es el log (salario anual), refleja, ante un incremento de la escolaridad, tanto un incremento en el salario-hora como uno en las horas trabajadas. En consecuencia, y con el objetivo de aislar el efecto doble de la

⁸ En el caso de las estimaciones por VI, cabría pensar tomar en consideración el problema del sesgo de selección que, tradicionalmente, es controlado a partir del conocido método de dos etapas de Heckman. No obstante, la aplicación de este método no se llevó a cabo porque la EES 95 sobre la cual están basadas las estimaciones, no contiene la información necesaria (datos individuales sobre los parados) para aplicar la corrección estándar. Ciertamente, el uso de otras bases de datos, en particular el Panel de Hogares de la Unión Europea 1994-96 (PHOGE) y la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990 (EPF), podrían ayudar a resolver el problema. Empero, tanto el PHOGE como la EPF contienen una cantidad de información (2.000 observaciones y 10.000 observaciones de asalariados, respectivamente) que no nos hubiese permitido, o hubiese limitado en extremo, el tipo de análisis llevado a cabo en el artículo. Finalmente, debe resaltarse que la aplicación del método de Heckman no está exenta de problemas, algunos de tal magnitud que ponen en entredicho su aplicación (véase Puhani, P. A. “The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 14, Nº 1, February, 2000).

⁹ Una reflexión adicional que este planteamiento podría suscitar es la escasez de variables adicionales en la ecuación de ingresos. Sin embargo, es conocido que la inclusión de variables adicionales en una ecuación minceriana de salarios tiene como consecuencia básica la reducción de la tasa de rendimiento, sobre todo cuando se trata de variables de elección endógenas, o sea, precisamente del tipo de variables (relacionadas con características laborales) que contiene la EES 95. De hecho, los cambios en las características laborales es uno de los mecanismos a través de los cuales los más educados alcanzan mayores salarios, de forma tal que las estimaciones que consideran dichas variables tienden a subestimar la tasa real de rendimiento de la educación (Mincer 1974). En realidad, la finalidad de la estimación condicionará las variables que deben figurar como explicativas. Como Mincer con claridad expone en su aportación ya clásica, si se pretende evaluar rendimientos de la educación, en el lado derecho de la ecuación de salarios no deben figurar como regresores aquellas variables que captan el mecanismo a través del cual los más educados consiguen mejoras salariales. Si se lleva a cabo su inclusión, a pesar de que el R cuadrado de la nueva estimación aumente, el estimador de los parámetros de interés (en particular, coeficiente que afecta a la escolaridad) será sesgado, porque, en términos econométricos, se han incluido regresores superfluos (es decir, que no pertenecen al modelo teórico) que tienen la característica de ser endógenos, al captar los mecanismos a través de los que los más educados consiguen mejoras salariales. La endogeneidad de estos regresores superfluos es lo que ocasiona el resultado contraintuitivo de que una ecuación sobreparametrizada pueda contener sesgos. Si bien la demostración econométrica clásica es que la inclusión de variables superfluas no provoca sesgo, ello sólo es válido si tales variables son independientes de la perturbación aleatoria.

¹⁰ En el Apéndice 2 se analiza con más detalle, tanto la relación entre el rendimiento estimado de una función con “experiencia” y otra con “edad”, como el “método elaborado” o TIR y su relación con las dos anteriores.

escolaridad sobre el salario-hora y las horas trabajadas, en el Cuadro 2 se muestran las estimaciones por MCO y VI, utilizando tanto salario anual como horario, así como la estimación de log (horas) que servirá como base para explicar el comportamiento de las estimaciones por VI desde la perspectiva del “efecto tratamiento”.

CUADRO 2
FUNCIONES DE INGRESO. SALARIO ANUAL VERSUS HORARIO,
HOMBRES. EES95.

	OLS			VI		
	salario anual	salario hora	horas	salario anual	salario hora	horas
Constante	11.8348 633.2	4.9951 356.7	6.8397 517.1	11.6329 191.9	5.3154 103.3	6.3175 134.7
Escolaridad	0.0623 183.7	0.0580 194.5	0.0043 26.5	0.0881 12.4	0.0171 2.7	0.0709 13.3
Edad	0.1086 117.1	0.0793 110.4	0.0293 46.6	0.1055 87.8	0.0842 74.9	0.0213 23.5
Edad ²	-0.0010 -91.8	-0.0007 -81.1	-0.0003 -41.5	-0.0010 -50.6	-0.0008 -44.5	-0.0001 -10.4
R ² ajustada	0.37	0.38	0.06	0.34	0.28	-0.85
Error estándar	0.4699	0.3933	0.2619	0.4802	0.4236	0.3666
Hausman				13.1	42.5	150.7
Bound				4741.9	4741.9	
Tir (%)	11.1	9.2		14.7	1.8	
	VI (Garen)			VI (VIMD)		
	salario anual	salario hora	horas	salario anual	salario hora	horas
Constante	11.7237 197.2	5.4194 113.5	6.3043 174.9	11.7323 136.4	5.3435 75.7	6.3889 134.3
Escolaridad	0.0804 11.6	0.0084 1.4	0.0720 19.4	0.0737 7.2	0.0115 1.3	0.0622 12.9
Edad	0.1033 87.2	0.0816 78.9	0.0216 34.5	0.1079 58.9	0.0858 52.8	0.0221 25.2
Edad ²	-0.0009 -50.5	-0.0008 -47.5	-0.0001 -16.4	-0.0010 -35.0	-0.0008 -32.2	-0.0002 -13.2
R ² ajustada	0.38	0.39	0.06	0.21	0.18	0.05
Error estándar	0.4684	0.3909	0.2616	0.5272	0.4511	0.2619

*Estadísticos robustos t debajo de los coeficientes.

Las estimaciones por VI fueron realizadas en tres formas diferentes. La primera es la estándar, la segunda opción está basada en la propuesta de Garen (1984) a partir de un modelo donde la heterogeneidad no observable interactúa con una variable endógena conti-

nua¹¹ y, finalmente, la tercera alternativa se basa en una propuesta de Angrist y Krueger (1995) denominada Variables Instrumentales con Muestra Dividida (VIMD) que consiste en dividir aleatoriamente la muestra total en dos partes y utilizar una mitad aleatoria de la muestra total para estimar los parámetros de la ecuación de escolaridad, esto es, para llevar a cabo la primera etapa del proceso de estimación. Posteriormente, estos parámetros son utilizados tanto para construir los valores predichos, como para estimar los parámetros de la ecuación de ingresos a partir de la segunda mitad de la muestra. Cabe mencionar que este enfoque es una respuesta a la crítica de Bound et al. (1995) en el sentido de que si los instrumentos están débilmente correlacionados con la variable endógena explicativa (como, en general, es el caso), entonces incluso una débil correlación entre los instrumentos y el término de perturbación de la ecuación de ingresos puede provocar inconsistencias importantes en las estimaciones por VI. En este sentido, el objetivo del método de VIMD es resolver el problema de inferencia espúrea asociado al método original de VI a través del rompimiento del vínculo entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad.

Antes de comentar los resultados de las estimaciones conviene analizar la validez de los instrumentos utilizados, procedimiento efectuado a través del test del Bound reportado en el Cuadro 2¹². Este test fue propuesto en el artículo previamente mencionado de Bound, et al. (1995) en donde se recomienda, para la primera etapa de la estimación por VI, ofrecer el estadístico F de significatividad conjunta de aquellas variables que actúan como instrumentos y que están excluidas de la ecuación de salarios. Los valores resultantes de los estadísticos F sugieren que los instrumentos utilizados son los correctos.

Por otro lado, para determinar si la potencial endogeneidad de la escolaridad tiene un efecto significativo en el parámetro de rendimiento de la educación se aplicó un test de exogeneidad de Hausman. Este test prueba la igualdad de dos estimaciones, la estimación por MCO eficiente y consistente bajo la hipótesis nula, mientras que la estimación por VI siempre consistente tanto bajo las hipótesis nula como alternativa. El estadístico chi-cuadrado a un nivel de 5%

¹¹ Para una descripción sucinta del método ver Apéndice 3.

¹² Tomando en consideración que las ecuaciones estimadas están exactamente identificadas, el test de Sargan no procede en este caso.

es, en todos los casos, 3,84, lo que implicaría rechazar la hipótesis nula de exogeneidad, independientemente del uso de salario anual, salario-horario u horas trabajadas.

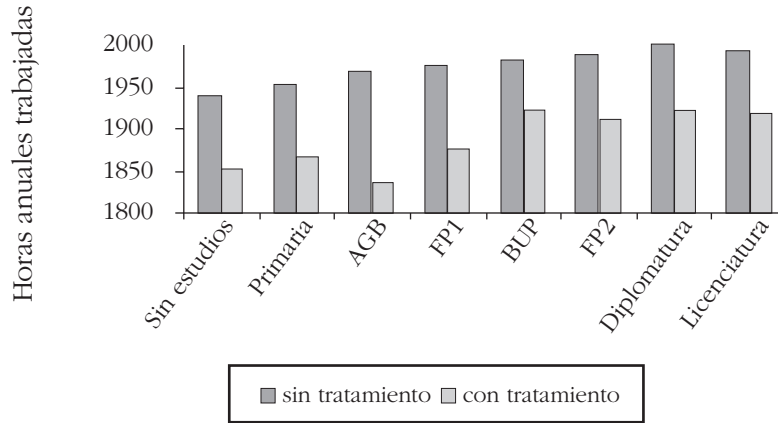
En relación con los resultados de las estimaciones de los rendimientos se comprueba que la llevada a cabo por MCO tiene un comportamiento típico: el rendimiento de la educación del salario anual (6,2%) se debe básicamente a un rendimiento del salario horario (5,8%) y, en menor cuantía, a un incremento en las horas trabajadas que trae consigo el mayor nivel educativo (0,4%)¹³. Por otro lado, la TIR pasa de 11,1% con salarios anuales a 9,2% con salario-hora. No obstante, ubicados en el esquema de VI, el comportamiento de los rendimientos de la educación resulta atípico: el rendimiento asociado al salario anual (8,8%) se debe **básicamente** a las horas trabajadas (7,1%) y de forma desdeñable al salario hora (1,7%). En relación con la TIR, resulta que pasa de 14,7% con salarios anuales a 1,8% con salario-horario.

Con el objetivo de encontrar una explicación lógica es necesario recordar la previamente mencionada teoría del efecto “tratamiento”: mientras las estimaciones MCO son rendimientos promedio, las estimaciones por VI proporcionan rendimientos marginales de los grupos con tratamiento. En otras palabras, el grupo “con tratamiento” tiene unas características tales que ante un incremento en el nivel de escolaridad incrementa, básicamente, las horas trabajadas y en menor medida su salario-horario.

Con el objetivo de esclarecer esta aparente paradoja, en el Gráfico 1 se muestran las horas promedio anual trabajadas por niveles educativos entre los afectados por el tratamiento y los ajenos al mismo. La cuestión a subrayar en este Gráfico 1 no es tanto que los afectados por el “tratamiento” trabajen en general menos horas, sino más bien que el incremento de horas trabajadas al pasar a niveles superiores de estudio es, en promedio, más pronunciado en el caso de los afectados por el “tratamiento” que en los “no afectados”. En particular, nótese el incremento en las horas trabajadas al pasar de EGB a BUP, niveles educativos que, por otro lado, constituyen una gran proporción de la muestra (37% y 12%, respectivamente).

¹³ Nótese que el rendimiento de 6,2% correspondiente a salario anual corresponde a la suma del rendimiento del salario-horario (5,8%) más el rendimiento de las horas trabajadas (0,4%).

GRAFICO 1
HORAS ANUALES POR NIVELES EDUCATIVOS. HOMBRES



Bajo esta perspectiva, los elevados rendimientos obtenidos a través de VI que se desprenden del Cuadro 2 cuando la variable dependiente es “log (salario anual)”, corresponden a individuos hábiles pero con restricciones financieras o con mayores costos marginales de educación, que teóricamente se vieron fuertemente afectados por la Reforma Educativa de 1970. De no haberse producido la Reforma, estos individuos no habrían invertido en escolaridad. En otras palabras, de la estimación puede deducirse que aquellos individuos que, como consecuencia de la Reforma Educativa incrementaron su nivel de escolaridad, experimentan un rendimiento mayor al del resto de la población, y lo que la estimación por VI capta es la rentabilidad de la inversión educativa para este subgrupo de individuos. Sin embargo, el análisis de las estimaciones de las funciones de ingreso con salario-hora y horas trabajadas, deja patente que el incremento en los rendimientos de los afectados por el tratamiento se debe, sobre todo, a un aumento de las horas trabajadas.

Finalmente, es importante hacer notar que la afirmación de que el “tratamiento” de la Reforma Educativa incrementó las probabilidades de empleo, más que el salario-hora, no se debe aplicar a todos los individuos que son afectados por el “tratamiento”, sino únicamente a aquellos que son “cumplidores” (véase el Apéndice 2), esto es, a los que incrementaron su nivel educativo como resultado de la Reforma Educativa, dejando de lado aquellos que, independientemente de la Reforma Educativa, tenían ya decidido su nivel educativo.

Desafortunadamente, no existe manera de determinar los individuos (ni su porcentaje) que dentro de los afectados por la Reforma son “cumplidores”.

Este aumento de las probabilidades de empleo que se manifiesta a través del mayor número de horas trabajadas por los “cumplidores” puede operar de diversas formas. Una posibilidad podría ser que los jóvenes más educados como consecuencia de la Reforma desplazasen en el empleo a los jóvenes que también accedieron al mercado laboral con posterioridad a la Reforma, pero que no aprovecharon las mejores posibilidades educativas¹⁴.

4. CONCLUSIONES.

Tradicionalmente, la estimación de los rendimientos de la educación por MCO a partir de una ecuación minceriana de ingresos ha estado sujeta a severas críticas, consecuencia de la falta de consideración tanto del sesgo de habilidad como del de endogeneidad, dado que la habilidad individual no observable podría estar correlacionada con el término de perturbación.

Una manera de resolver el problema de endogeneidad de la educación consiste en estimar la función de ingresos por VI. No obstante, proceder de esta manera en ocasiones provoca ciertos problemas de interpretación de los rendimientos, pues puede darse el caso de que la estimación del rendimiento por VI sea muy diferente a la obtenida por MCO. Una interpretación posible es que el estimador por VI no representa un rendimiento promedio de la educación sino el de un grupo particular muy alejado del promedio muestral, pero fuertemente correlacionado con los instrumentos usados. Esta es la idea que constituye la base del denominado “efecto tratamiento” y que ha sido desarrollada en este artículo.

El “tratamiento” utilizado en este caso ha sido el asociado a la Reforma Educativa de 1970, en cuanto, como se demuestra en el artículo, provocó un significativo incremento en el nivel de escolaridad de los que llevaron a cabo su proceso educativo bajo esta Reforma.

¹⁴ Este efecto “desplazamiento” de los menos educados por los más educados ha sido objeto de otros análisis. Véase, por ejemplo, Dolado, *et. al.* (2000).

Las estimaciones de las funciones se realizaron para salarios anuales, salarios por hora y, adicionalmente, horas trabajadas. Nuestros resultados muestran un cambio significativo entre las tasas de rendimiento obtenidas por MCO y VI cuando la función de ingresos se estima con salarios anuales, y un cambio aún mayor, pero de signo contrario, cuando se utilizan salarios-hora. De lo anterior se deduce que el incremento de la rentabilidad de los afectados por el tratamiento obedece menos a un incremento de su salario-horario y más al incremento de las horas trabajadas. De hecho, el grupo “con tratamiento” se caracteriza por trabajar menos horas anuales que la media muestral, lo que puede estar explicado, o bien porque los individuos pertenecientes a este conglomerado están parte de su año laboral en paro, o bien porque han sido inactivos previamente y están en su primer trabajo con una duración menor a un año en el momento de ser encuestados.

Por tanto, la conclusión básica es que, ante incrementos en el nivel educativo del grupo “con tratamiento”, éstos experimentan un incremento en su número de horas trabajadas, más que en su salario por hora. Resultado lógico tomando en consideración que se trata de un grupo que tiene la posibilidad de extender sus horas o días trabajados al año, suponiendo que las no trabajadas son involuntarias. En otras palabras, que la Reforma Educativa de 1970 benefició a los individuos afectados, más a través del incremento en sus probabilidades de empleo, que a través de incrementos en su tasa de salarios (si bien esto último también tuvo lugar). Finalmente, nótese que este patrón de comportamiento se presenta con mayor nitidez entre los niveles de EGB y BUP.

Finalmente, y a pesar de que la información disponible sobre escolaridad e ingresos sólo da cuenta del efecto de la Reforma Educativa de 1970, cabe suponer que los efectos de otras reformas en el sistema educativo que faciliten el acceso a la educación de los más capacitados, pueden generar a largo plazo un efecto similar, en el sentido de actuar sobre los grupos de población con restricciones financieras que verán más que compensada en términos de rendimiento esos años extra de estudio.

APÉNDICE 1. EFECTO TRATAMIENTO.

La formalización de esta nueva idea de un “efecto tratamiento” se

realiza en los trabajos de Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995)¹⁵. Como se menciona en el contexto del problema de endogeneidad de la educación en una función de ingreso, una solución plausible consistiría en llevar a cabo un experimento en el cual la escolaridad se asignara aleatoriamente. Aunque ciertamente no es posible efectuar tal tipo de experimentos. Sin embargo, algunos “experimentos naturales” pueden generar variables instrumentales que sirvan para el mismo fin.

El enfoque aplicado en el artículo se refiere al denominado “efecto tratamiento promedio local”, cuya idea de identificación y estimación es la siguiente. Sea $Y_0(i)$ la respuesta sin tratamiento del individuo i (por ejemplo, el ingreso del individuo i cuando no es afectado por el “tratamiento”) y $Y_1(i)$ la respuesta con tratamiento. Sea $D(i)$ una variable binaria indicadora del tratamiento. Entonces, es posible observar $D(i)$ y $Y(i) = Y(i) \cdot D(i) = D(i) \cdot Y_1(i) + (1-D(i)) \cdot Y_0(i)$ para una muestra aleatoria de individuos¹⁶. El “efecto tratamiento individual” o “efecto causal” se define entonces como $Y_1(i) - Y_0(i)$.

Por otra parte, es posible definir un efecto tratamiento promedio poblacional (ETPP) como la diferencia $E(Y_1) - E(Y_0)$. Este efecto tratamiento es interpretable como el promedio de las diferencias entre los que reciben y lo que no reciben el tratamiento de todos los individuos de la población. Utilizando las leyes de la probabilidad total es factible reescribir $E(Y_1)$ y $E(Y_0)$ de la siguiente forma:

$$E(Y_1) = E(Y_1/D=1) \cdot P(D=1) + E(Y_1/D=0) \cdot P(D=0)$$

$$E(Y_0) = E(Y_0/D=1) \cdot P(D=1) + E(Y_0/D=0) \cdot P(D=0)$$

No obstante, por medio de los datos es posible identificar únicamente $E(Y_1/D=1)$, $P(D=1)$, $E(Y_0/D=0)$ y $P(D=0)$, pero no así $E(Y_1/D=0)$ y $E(Y_0/D=1)$, salvo que se efectúen supuestos específicos acerca del proceso de selección.

Dada la dificultad de identificar un ETPP, otros efectos tratamiento han aparecido en la literatura al respecto, en particular,

¹⁵ Aplicaciones de este nuevo enfoque pueden encontrarse en los propios artículos de referencia y en Ichino y Winter (1999) y Ginther (2000), entre otros.

¹⁶ Nótese que el resultado Y_i depende en todos los casos de las características individuales X , por lo que todo está condicionado a X . Con el objetivo de simplificar la notación no se explicita dicho condicionamiento.

Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995) proporcionan otra alternativa: el “efecto tratamiento promedio local” (ETPL)¹⁷. La identificación de este tratamiento está basado en el supuesto de que la probabilidad de recibir un tratamiento esté afectada por un cambio monótono en una restricción de exclusión. Por otra parte, en Angrist, Imbens y Rubin (1996) se establece el marco teórico para una interpretación del ETPL utilizando Variables Instrumentales: si Z_i es un instrumento dicotómico que determina, a su vez, el resultado del tratamiento, esto es, $D_i(Z)$, y dados ciertos supuestos¹⁸, el ETPL puede interpretarse como un estimador de VI:

$$\frac{E(Y / Z = 1) - E(Y / Z = 0)}{E(D / Z = 1) - E(D / Z = 0)}$$

En nuestro caso, consideramos como fuente dicotómica exógena de variación, Z_i , a la Reforma Educativa de 1970, esto es $Z=1$ para aquellos individuos cuyo proceso educativo se vio afectado por la Reforma Educativa, y $Z=0$ para aquellos que no se vieron afectados. Por otra parte, $D_i = S_i$ de forma que

$$E(S_i / Z_i=1) \neq E(S_i / Z_i=0)$$

Finalmente, nótese que el resultado “Y” que es afectado por $D=S$ se establece dentro del esquema de una clásica ecuación minceriana.

Cabe señalar que, teóricamente, los individuos en relación con el tratamiento y la variación exógena o instrumento pueden clasificarse en 4 grupos: 1) aquellos que incrementaron su nivel educativo como consecuencia de la Reforma Educativa (cumplidor), 2) aquellos que no incrementaron su nivel educativo a pesar de la Reforma (nunca tomadores), 3) aquellos que incrementaron su nivel educativo independientemente de la Reforma (siempre tomadores) y 4) aquellos que disminuyeron su nivel educativo por causa de la Reforma (contrarios).

Debido a las restricciones de exclusión los grupos 2) y 3) tienen

¹⁷ Existen otros tipos de efectos tratamiento, además del promedio poblacional y local: el efecto del tratamiento en los afectados y el de Variables Instrumentales local. Para un análisis de las relaciones entre ellos véase Heckman y Vytlacil (2000).

¹⁸ A saber, 1) que los resultados de cada persona i no están relacionados con el status de tratamiento de otros individuos, 2) que Z afecta Y sólo a través de D , 3) que el efecto promedio causal de Z en D es no cero y 4) que $D_i(1) \geq D_i(0)$ para todo i .

un efecto causal cero de Z sobre Y. Además, debido al supuesto de monotonía no existen “contrarios”. Por lo tanto, el efecto causal promedio de Z en Y es proporcional al efecto causal promedio de S en Y para los “cumplidores”.

APÉNDICE 2. EDAD VERSUS EXPERIENCIA EN LA ECUACION DE INGRESOS Y EL CALCULO DE LA TIR.

La ecuación minceriana de ingresos tradicional considera, además de la escolaridad, a la experiencia y a la experiencia al cuadrado como variables explicativas. Como en la mayoría de las ocasiones no existe información sobre la experiencia “real”, ha sido práctica común utilizar en su lugar la denominada experiencia “potencial”, esto es, la edad menos la escolaridad menos 6. No obstante, este planteamiento genera un problema adicional: si la escolaridad se considera endógena, las otras dos variables de la ecuación de ingreso (la experiencia potencial y su cuadrado) lo serán igualmente. Una manera habitual de resolver este inconveniente ha consistido en sustituir a la experiencia potencial por la variable “edad”. Sin embargo, esta alternativa provoca, a su vez, un problema de interpretación en el concepto de “tasa de rendimiento”.

En efecto, en el contexto de una ecuación minceriana de ingresos:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot \text{Experiencia}_i + \beta_3 \text{Experiencia}_i^2 + u_i$$

en donde “Y” es el logaritmo de los salarios y “S” la escolaridad, la rentabilidad de la educación se demuestra que viene directamente dada por el coeficiente “ β_1 ” (Véase Becker 1964).

Si en lugar de la variable experiencia se utiliza la edad “E”, entonces el coeficiente asociado a la escolaridad deja de constituir una medida directa de la rentabilidad de la educación. Así, efectuando la aproximación:

$$\text{Experiencia} = E - S - 6$$

Y retornando a la ecuación minceriana de ingresos, se obtiene:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot (E_i - S_i - 6) + \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)^2 + u_i$$

Al emplear una ecuación en la que la variable explicativa es la edad en lugar de la experiencia, esto es, una ecuación del tipo:

$$Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* \cdot S_i + \beta_2^* \cdot E_i + \beta_3^* \cdot E_i^2 + u_i^*$$

en este caso, la derivada de “Y” con respecto a “S” viene dada por:

$$\partial Y_i / \partial S_i = \beta_1^* = \beta_1 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)$$

En consecuencia, esta derivada no ofrece directamente la rentabilidad de la educación. Para obtenerla, al coeficiente “ β_1^* ” estimado es preciso añadirle el sumando: “ $\beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot (E - S - 6)$ ”.

En el Cuadro A.1 se presenta, a manera de ejemplo, los cálculos efectuados utilizando edad o experiencia. En la primera fila se muestra el valor estimado de β_1 , que usualmente se considera el rendimiento de la educación. Empero, si se deriva exactamente de acuerdo a la formulación previa, con experiencia promedio, la tasa de rentabilidad es la que aparece en la segunda fila (6,5%). Finalmente, en la tercera fila se muestra la rentabilidad proveniente de una especificación con edad y su cuadrado. Puede comprobarse que, salvo pequeñas diferencias, al emplear coeficientes estimados se verifica la igualdad:

CUADRO A.1
TASAS DE RENDIMIENTO UTILIZANDO EXPERIENCIA VERSUS
EDAD. HOMBRES. SALARIOS ANUALES BRUTOS. EES 95.

COEFICIENTES	
experiencia, experiencia ²	9.2%
experiencia, experiencia ² (ajustado)	6.5%
edad, edad ²	6.2%
diferencia experiencia versus edad	48.1%
TIR	
experiencia, experiencia ²	9.3%
edad, edad ²	11.1%
diferencia experiencia versus edad	-16.2%

$$\beta_1^* = \beta_1 - \beta_2 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E - S - 6)$$

Es importante resaltar el hecho de que el coeficiente estimado que afecta a la escolaridad, cuando se emplea la edad, es del orden de un 48% menor que cuando se usa la experiencia.

A pesar de la amplia difusión de que gozan las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación basadas directamente en la interpretación de los coeficientes de la ecuación de ingresos, aquellas no dejan de ser más que una aproximación a la verdadera tasa de rendimiento, esto es, a la tasa de descuento o tasa interna de rendimiento (TIR) que iguala el flujo de beneficios con el flujo de costos de todo el ciclo de vida actualizado a un punto dado en el tiempo.

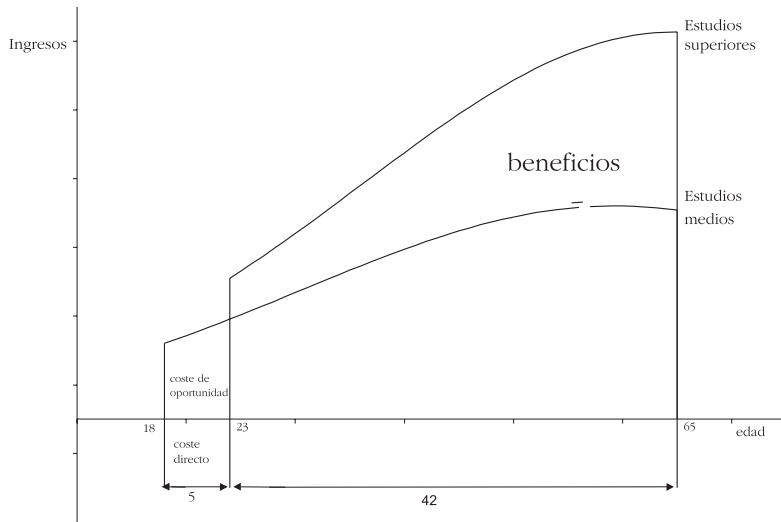
Con el objetivo de explicar esta metodología, considérese 2 niveles de educación, digamos nivel medio (med) y superior (sup). El individuo con nivel medio comenzaría su vida laboral a los 18 años, mientras el de nivel superior a los 23 (véase Gráfico A.1). Si se supone que ambos se retiran a los 65 años, y que el de nivel superior obtiene un mayor ingreso, consecuencia de su mayor escolaridad, éste obtendrá unos beneficios (área “beneficios” en el Gráfico) durante 42 años (eso es, la diferencia salarial, $Y_{sup} - Y_{sec}$, para cada uno de los 42 años)¹⁹. No obstante, para llevar a cabo la educación superior, los individuos deben incurrir en dos tipos de costes: en primer lugar, los ingresos dejados de percibir durante 5 años (Y_{sec}) o coste de oportunidad (área “costes de oportunidad” en el Gráfico) y, en segundo lugar, los costes directos de estudiar (C_{sup} y área “costes directos” en el Gráfico). Entonces, la tasa de rentabilidad r es aquella que iguala el flujo de beneficios y costes (de oportunidad y directos) descontados a un punto en el tiempo, esto es, la r que se obtiene de resolver la siguiente ecuación²⁰.

¹⁹ Los ingresos salariales (Y) corresponden a los valores predichos derivados de una función de ingresos, que bien puede ser una sola función con variables *dummies* (una por nivel educativo), o bien una función para cada nivel educativo en consideración. La primera alternativa impondría la misma forma en el perfil edad-ingreso a todos los niveles (dado que compartirían los mismos coeficientes de experiencia o edad), mientras que la segunda alternativa permitiría que cada nivel educativo tuviera su forma particular de perfil edad-ingreso.

²⁰ Cabe hacer notar que cuando se calculan tasas privadas de rendimiento, los costes directos (C_{sup}) incluyen únicamente el coste de la matrícula y del material escolar. Sin embargo, cuando se trata de calcular tasas sociales de rendimiento, C_{sup} debe incluir el coste público de la financiación de dicho ciclo educativo.

$$\sum_{t=1}^{42} (Y_{sup} - Y_{med})_t (1 + r)^{-t} = \sum_{t=1}^5 (Y_{med} + C_{sup})_t (1 + r)^t$$

GRAFICO A.1
PERFILES EDAD-INGRESO.



A pesar de que esta metodología está diseñada expresamente para la rentabilidad entre dos niveles educativos, es posible aplicarla a una función con escolaridad continua, simplemente calculando los valores predichos para cada año adicional de estudios, calculando su TIR correspondiente y, finalmente, promediando dichas TIR.

En la segunda parte del Cuadro A.1 se muestran las TIR asociadas a unos ingresos predichos derivados de una función que utiliza “experiencia” y otra que utiliza “edad”. En el primer caso, la TIR resultante es 9,3%, que coincide prácticamente con la tasa obtenida a partir de los coeficientes de una ecuación con “experiencia”. Sin embargo, en el segundo caso la TIR es 11.1%, tasa que dista bastante de la obtenida con coeficientes de una ecuación con “edad”. De lo anterior se puede concluir que la aproximación a la TIR a partir de una función minceriana dependerá de si ésta utiliza “experiencia” y

su cuadrado, o bien “edad” y su cuadrado. En el primer caso la aproximación es muy adecuada, pero en el segundo caso no lo es.

APÉNDICE 3. MÉTODO DE GAREN.

La idea básica de este método es la siguiente: a partir de un conjunto de elecciones educativas $\{S = 0,1,2,\dots,n\}$ y a suponiendo que éstas determinan de manera distinta los ingresos (Y), el sistema de ecuaciones de ingresos se puede expresar como:

$$\begin{array}{ll} Y = a_0 + b_0 X_1 + e_0 & \text{si } S = 0 \\ Y = a_1 + b_1 X_1 + e_1 & \text{si } S = 1 \\ \cdot & \\ \cdot & \\ \cdot & \\ Y = a_n + b_n X_1 + e_n & \text{si } S = n \end{array}$$

donde X_1 es un conjunto de variables que afecta el ingreso y e_j representa la heterogeneidad no observable. Cuando n es muy grande, una aproximación plausible del anterior sistema es:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 S \cdot X_1 + e + \phi \cdot S$$

donde $e + \phi \cdot S$ es una aproximación a las e_j 's, que de esta manera permite que la heterogeneidad no observable tenga diferentes efectos en “ Y ”, dependiendo de la elección de S . Por este último motivo, esto es, por ser la escolaridad una variable de elección, se desprende que ésta es endógena. En consecuencia, Garen deriva una ecuación para S a partir de un modelo de maximización del ingreso neto esperado (ingreso total menos el costo de adquirir el nivel educativo correspondiente) basada en la elección de S . La expresión es:

$$S = \pi_0 + \pi_1 X_1 + \pi_2 X_2 + \eta$$

donde X_2 es un vector de variables que afecta el coste de adquirir el nivel educativo S y $\eta = -\phi/2\beta_4$. Estas dos ecuaciones forman un sistema que, sin embargo, y dada la estructura triangular, produce un valor esperado de los residuos diferente de cero y, por tanto, una

estimación MCO inconsistente. La solución consiste en obtener estimadores consistentes de η a partir de los residuos de la ecuación de escolaridad, esto es, $\hat{\eta} = S - (\hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 X_1 + \hat{\pi}_2 X_2)$ y, posteriormente, sustituir $\hat{\pi}$ en la ecuación de salarios. De esta manera, la estimación consistiría en aplicar MCO a la siguiente ecuación:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 S \cdot X_1 + \gamma_1 \hat{\eta} + \gamma_2 \hat{\eta} \cdot S + \theta$$

BIBLIOGRAFÍA

- Angrist, J. D. y G. Imbens (1995), "Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Effect", *Journal of the American Statistical Association*, 90, págs. 431-442.
- Angrist, J. D., G. Imbens y D. B. Rubin (1996), "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 91, págs. 444-455.
- Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1991), "Does compulsory school attendance effect schooling and earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106, págs. 979-1014.
- Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1995), "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, págs. 225-235.
- Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond y J. L. Roig (2000), "Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, 86, págs. 128-149.
- Becker, G. (1964), *Human Capital*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Blackburn, M. y D. Neumark (1991), "Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling", NBER, Working Paper 3693, Cambridge, M.A.
- Blackburn, M. y D. Neumark (1995), "Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? Another look", *Review of Economics and Statistics*, 77, págs. 217-229.
- Bound, J., D. A. Jaeger y R. M. Baker (1995), "Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 430, págs. 443-450.
- Brunello, G. y R. Miniaci (1999), "The economic return to schooling for Italian men. An evaluation based on instrumental variables", *Labour Economics*, 6, págs. 509-519.
- Butcher, K. F. y A. Case (1994), "The effect of sibling sex composition on women's education and earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 109, págs. 531-563.
- Card, D. (1993), "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", NBER, Working Paper 4483, Cambridge, M.A.
- Card, D. (1995), "Earnings, Schooling, and Ability Revisited", *Research in Labor Economics*, Vol. 14, págs. 23-48.
- Card, D. (1999), "The causal effect of Education on Earnings", en Ashenfelter O. y D. Card (ed.) *Handbook of Labour Economics*, Volume 3, North-Holland.
- Dolado, J. J., F. Felgueroso y J. F. Jimeno (1999), "Explaining Youth Labor Market Problems in Spain, Crowding-Out, Institutions, or Technology Shifts?", Documento de Trabajo 2000-09, FEDEA.
- Garen, J. (1984), "The return to schooling, A selectivity bias approach with a continuous choice variable", *Econometrica*, 52, págs. 1199-1218.
- Ginther, D. K. (2000), "Alternative estimates of the effect of schooling on earnings", *The Review Of Economics and Statistics*, 82, págs. 103-116.
- Harmon, C. y I. Walker (1995), "Economic return to schooling for the UK", *American Economic Review*, 85, págs. 1278-1286.
- Heckman, J. J. y E. Vytlacil (2000), "The relationship between treatment parameters within a latent variable framework", *Economics Letters*, 66, págs. 33-39.
- Ichino, A. y R. Winter-Ebmer (1999), "Lower and Upper Bounds of Return to Schooling", *European Economic Review*, 4-6, págs. 889-901.
- Imbens, G. y J. D. Angrist (1994), "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 62, págs. 467-475.
- Imbens, G. y D. Rubin (1997), "Estimating Outcome Distributions for Compliers in Instrumental Variables Models", *Review of Economic Studies*, 64, págs. 555-574.

FERNANDO BARCEINAS PAREDES, JOSEP OLIVER ALONSO, J. LUIS RAYMOND BARA Y J. LUIS ROIG SABATÉ

Pedró, F. (1988), "Higher Education in Spain, setting the conditions for an Evaluative State", *European Journal of Education*, 1/2.

Psacharopoulos, G. (1973), "Return to Education, an International Comparison" Joessey-Bass, Elsevier.

Uusitalo, R. (1999), "Return to education in Finland", *Labour Economics*, 6, págs. 569-580.

Abstract

OLS estimations of returns to education can be inconsistent due to the endogeneity of the "schooling" variable. Estimating these ones by instrumental variables has turned out to be a popular way used to solve the problem. However, it has been demonstrated that these assessments may be reflecting the returns of a specific group of the community, which is known as "treatment" effect. Considering this, returns to education related to the "treatment" effect caused by the 1970's Educative Reform in Spain has been estimated. The main result is that the group that might supposedly have been benefited by the Reform (talented individuals with financial restrictions) obtained a very much higher average return of the investment in education than the rest of the groups of the population, mainly because the impact over the worked hours.