



LA OMISIÓN DE LA CAPACIDAD INNATA EN LA ESTIMACIÓN DEL RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN. UNA REVISIÓN

EMPAR PONS BLASCO (*)

RESUMEN. Este trabajo ofrece una panorámica sobre la omisión de la capacidad innata en la estimación de los rendimientos de la educación. En primer lugar, se presenta el problema de omisión de variable relevante, distinguiéndolo de la hipótesis de señalización. En segundo lugar, se comentan los distintos enfoques que tratan este problema: inclusión de una variable de capacidad innata basada en pruebas psicológicas y medidas alternativas de capacidad innata, estimación mediante variables instrumentales y, utilización de datos de panel y datos de hermanos o gemelos. Adicionalmente, se realiza una descripción de los trabajos existentes sobre esta cuestión clasificándolos de acuerdo al enfoque utilizado.

ABSTRACT. The aim of this paper is to offer an overview of the effect of the omission of the innate ability on the return to education. Firstly, ability bias problem is presented distinguishing from signalling hypothesis. Secondly, different approaches to take into account the innate ability are shown: ability measures based on psychological test, alternative ability measures, instrumental variables and panel and sibling or twin data. Moreover, a revision of the empirical literature about ability bias is given.

INTRODUCCIÓN

En este trabajo, se ofrece una panorámica sobre los efectos de la omisión de la capacidad innata en la estimación del rendimiento de la educación. En concreto, se presenta una síntesis, descripción y clasificación de los métodos y resultados que se han obtenido en la literatura sobre esta cuestión, incluida la referente al caso español.

Un tema, ampliamente tratado en el ámbito de la economía de la educación, ha sido la relación positiva entre los salarios y la educación de los individuos. Este resultado ha sido explicado tradicionalmente por la teoría del capital humano. Según esta propuesta, la educación supondría una inversión en capital humano que aumentaría la productividad de los trabajadores y, por tanto, sería el único determinante de los salarios, Becker (1964), por ejemplo. Sin

(*) Universidad de Valencia.

embargo, han surgido explicaciones alternativas a la asociación positiva entre educación y salarios. En primer lugar, la teoría de señalización supone que los salarios dependan únicamente de la capacidad innata de los individuos pero dado que dicha capacidad no puede observarse por las empresas, éstas utilizan la educación como señal indicadora de la capacidad innata, Spence (1993), por ejemplo. Una segunda propuesta es la que apunta al problema de la omisión de la capacidad innata en la ecuación de salarios. En este caso, se propone un modelo en el que los salarios dependen tanto del capital humano que proporciona la educación como de la capacidad innata individual, y en el que, además, existiría una relación positiva entre educación y capacidad innata. De esta forma, las personas más inteligentes, motivadas o disciplinadas, tendrían mayor probabilidad de poseer niveles educativos superiores. Este fuese el caso, la omisión de la capacidad innata, en la estimación de la ecuación salarial, provocaría que las tasas de rendimiento de la educación estuviesen sobrestimadas, ya que parte de este rendimiento sería debido a la capacidad individual. Esta última propuesta es el objeto de estudio del presente trabajo.

La dirección de la relación causal entre la capacidad y la educación tiene importantes implicaciones de política económica. De la teoría del capital humano, se desprende que las políticas que incentivan la educación y la formación de los ciudadanos de renta baja son las adecuadas para conseguir una distribución más igualitaria de la renta y un mayor crecimiento. Sin embargo, si las rentas altas se deben, principalmente, a una mayor capacidad innata, este tipo de políticas tendría escaso éxito y justificación. El debate anterior ha suscitado el interés de los investigadores desde los inicios de la economía de la educación. Sin embargo, persiste la controversia. La dificultad del contraste empírico y el hecho de que las propuestas no sean mutuamente excluyentes no ha permitido proveer de pruebas concluyentes que

conduzcan al rechazo de una u otra propuesta. Además, en los últimos años, parece haberse constatado un aumento del fenómeno de la sobreeducación. En este caso, las consecuencias sociales y políticas, si se confirmase que la educación únicamente refleja capacidad innata, serían importantes.

El objetivo principal de este trabajo es el estudio de las repercusiones de la omisión de la capacidad innata en la estimación de los rendimientos de la educación. La diversidad de los trabajos empíricos sobre el problema de la omisión de la capacidad innata, tanto en la metodología como en los resultados obtenidos, obliga a cualquier investigador a realizar una ardua tarea de síntesis y recopilación. En este estudio, se realiza una descripción y clasificación de la literatura existente a modo de guía. En el segundo epígrafe, se modifica la ecuación salarial minceriana para incorporar la capacidad innata, se marcan las diferencias entre este problema y la hipótesis de señalización, y se exponen los enfoques utilizados para el contraste empírico. En esta sección, además, se presentan unos cuadros resumen de los trabajos al respecto. Las principales conclusiones se comentan en el epígrafe tercero.

TRATAMIENTO DE LA VARIABLE DE CAPACIDAD INNATA. PROBLEMAS Y SOLUCIONES ECONOMÉTRICAS

La teoría del capital humano se ha contrastado tradicionalmente mediante la estimación de una ecuación de salarios de Mincer (1974) en la que se incluye, como determinante de éstos, el capital humano formal medido por los años de educación cursados y los años de formación en el puesto de trabajo. De esta forma, el coeficiente de la variable educación se interpreta como el rendimiento obtenido por la inversión en un año de educación adicional. Sin embargo, la ecuación Mincer no considera la posibilidad de que pudieran existir elementos de productividad individual innatos. La figura I

recoge las relaciones entre la capacidad innata y las variables de interés.

La flecha *A* indicaría la relación entre los años de educación y los salarios, y podría venir explicada tanto por la teoría del capital humano como por la hipótesis de señalización. Según la hipótesis de señalización, la educación serviría como mecanismo para señalar, filtrar o seleccionar a los trabajadores en función de su capacidad innata, al ser esta característica relevante para el empresario pero no observable. Dado que el empresario no observa la capacidad individual, utiliza la educación como señal y retribuye al trabajador con relación a ésta. Por otro lado, podría existir una relación directa entre la capacidad innata del individuo, que se supondría observable para el empresario, y los salarios, flecha *B*. Por último, se podría observar una relación indirecta entre la capacidad innata y los salarios, a través de los años de educación cursados, flechas *C* y *A*. Este sería el caso que plantea el enfoque de omisión de variable relevante, según el cual, la omisión de la variable de capacidad innata afectaría a la estimación del rendimiento de la educación.

Para ilustrar estas relaciones entre educación, capacidad innata y salarios, se especifica una ecuación de salarios semilogarítmica en la que intervienen, en la determinación de los salarios, *W*, la dotación

educativa, *S*, y la capacidad innata, *A*, y una serie de variables adicionales, *X*.

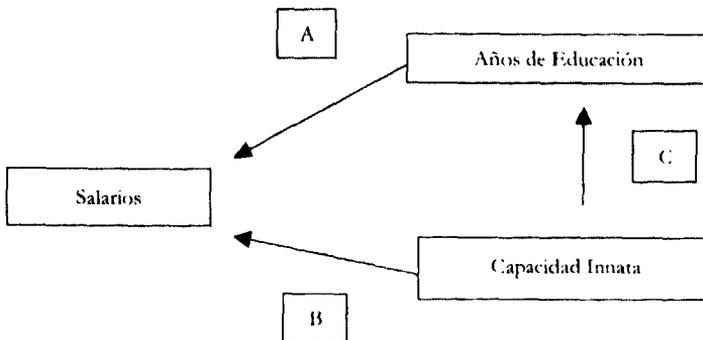
$$\ln W = \alpha + \beta S + \gamma A + \delta X + \mu \quad [1]$$

Los coeficientes β y γ recogerían, respectivamente, el efecto de la mayor dotación educativa y la mayor capacidad innata sobre los salarios. Mientras que la teoría del capital humano o la hipótesis de señalización sostendrían que β es mayor que cero, bajo el supuesto de que lo único relevante es la capacidad innata que se omite, se esperaría que β fuese cero y γ mayor que cero. La versión menos estricta propondría que tanto β como γ fuesen mayores que cero. Bajo este enfoque, la estimación del coeficiente de la educación en la *Ecuación 1* vendría recogido por la *Ecuación 2*:

$$E[b_{YS}] = \beta + \gamma b_{AS} = \beta + \frac{\gamma \text{cov}(AS)}{\text{var } S} \quad [2]$$

La omisión de la variable de capacidad innata en la ecuación de salarios llevaría a que el coeficiente estimado de la variable de educación estuviese sesgado al alza en el caso de que ésta, verdaderamente, afectase a las ganancias, $\gamma > 0$ (relación *B* en la figura I), y la relación entre la capacidad innata y la educación obtenida fuese positiva, $b_{AS} > 0$ (relación *C* en la figura I).

FIGURA I



La situación que propone la hipótesis de señalización es distinta a la del problema de omisión de la capacidad innata. Según la primera, los empresarios no observarían la capacidad de los individuos y utilizarían, como señal, los años de educación¹. Siguiendo el esquema de las *ecuaciones uno y dos*, la relación entre capacidad y salarios vendría dada, únicamente, a través de la covarianza entre la capacidad y la educación, mientras que, el efecto directo recogido con el parámetro γ sería nulo, dado que la empresa no observa la capacidad directamente. Si éste es el caso, la estimación del coeficiente de la educación no estaría sesgada. El problema sería que se seguiría sin poder determinar si el rendimiento de los años de educación adicionales se debe al mayor capital humano acumulado o a la señalización de la capacidad. El contraste de la hipótesis de señalización precisaría, por tanto, un tipo de contraste distinto al del problema de variable omitida. La investigación sobre la validez de la hipótesis de señalización ha estado centrada en las implicaciones empíricas que se desprenden de ella².

En la literatura, sobre la omisión de la variable, capacidad innata, se puede encontrar un gran número de trabajos que, con diversas técnicas, consideran el papel de la capacidad innata en la ecuación de salarios y evalúan el sesgo en el

que se incurre en las estimaciones que no tienen en cuenta este efecto. Así, algunos estudios incluyen una aproximación de la capacidad innata basada en resultados de *pruebas psicológicas*, mientras que, otros proponen *aproximaciones alternativas*; numerosos estudios utilizan *variables instrumentales* para considerar el efecto de la capacidad no observable y, otras investigaciones utilizan las ventajas de datos de panel y datos de gemelos.

APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE RESULTADOS DE PRUEBAS PSICOLÓGICAS

La manera más inmediata de abordar, empíricamente, el problema de omisión de la capacidad innata sería encontrar fuentes de datos en las que esta medida estuviese disponible, estimar una ecuación de salarios que la incluyese y, seguidamente, inferir el sesgo en el que se incurre, estimando la misma ecuación sin la medida de capacidad innata. En este sentido, es usual la inclusión del cociente de inteligencia o pruebas psicotécnicas. Sin embargo, es difícil contar con buena información sobre la vida laboral de los individuos y su capacidad innata, como sucede en el caso español. Adicionalmente, surge la cuestión de

(1) Este supuesto es plausible en el inicio de la relación laboral aunque no lo es tanto cuando el empresario observa al trabajador tras la contratación. Por otra parte, se podría esgrimir que es costoso controlar y medir la capacidad y, por eso, se recurre a la educación que, en media, es un buena predictora.

(2) Los contrastes empíricos se podrían dividir en dos grupos. En el primero de ellos, se incidiría en la importancia del título. Bajo este enfoque, se situarían los trabajos basados en el contraste de Wiles (1974) y en el contraste directo del papel desempeñado por los títulos (*sheepskin argument*) mediante la inclusión conjunta de la variable años de educación totales y variables ficticias que recojan la consecución de los títulos. Un segundo grupo recogería los trabajos que otorgan a la educación un papel de transmisora de información sobre el individuo que es aprovechada por la empresa en la contratación y a la hora de ofrecer los salarios. Los estudios que siguen este enfoque contrastan lo que, en la literatura, se conoce como versión débil y estricta de la hipótesis de señalización. Existen dos estrategias: un contraste directo basado, fundamentalmente, en la propuesta de Psacharopoulos (1979), *P-Test*, y un contraste indirecto observando las diferencias entre distintas muestras en las que, supuestamente, este comportamiento debería presentarse con distinta intensidad. Para una panorámica sobre la hipótesis de señalización y su contraste, ver Pons (2000).

la bondad de las pruebas psicológicas para medir la capacidad realmente relevante. Por otra parte, aún cuando la capacidad innata pudiera medirse, sería razonable esperar que ésta tuviese un componente no observable y que la educación esté medida con error o sea endógena. En este caso, tendríamos un clásico problema de error en las variables, y la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del coeficiente de la educación y el de las variables correlacionadas con ésta, no sería consistente. La estimación de la ecuación de salarios mediante variables instrumentales (VI), que se aborda en una sección posterior, permitiría obtener estimaciones consistentes.

Los primeros estudios que incluyeron variables de capacidad innata pusieron de manifiesto la poca contribución directa de las variables de capacidad innata en la ecuación de salarios y un sesgo (reducción del rendimiento de la educación al incluir la variable de capacidad innata) desigual. Así, por ejemplo, Griliches y Mason (1972) estiman un sesgo de omisión al alza del orden del 10% mientras que Taubman y Wales (1972) obtienen un sesgo del 35%. Estas diferencias se deben, fundamentalmente, a las diferencias en las muestras utilizadas y a la consideración de errores de medida o endogeneidad en la variable educación. A medida que han ido apareciendo nuevas fuentes de datos con información sobre pruebas psicológicas, se ha renovado el interés por valorar el sesgo de omisión. En los años noventa, aparecen numerosos trabajos que tienen como denominador común la preocupación por los problemas econométricos que algunos de los estudios pioneros no habían tratado. Los resultados obtenidos por la mayoría de estos estudios confirman la presencia de un sesgo alza por omisión de la capacidad innata. El cuadro I resume, de forma sucinta, los distintos trabajos revisados. En éste, se especifica la muestra utilizada, la

variable de capacidad individual considerada, la magnitud de la reducción del coeficiente de la variable de educación, así como, la consideración de los errores de medida de las variables y la endogeneidad de la educación.

APROXIMACIONES ALTERNATIVAS DE LA CAPACIDAD INNATA

El tratamiento del sesgo producido por la omisión de la capacidad innata mediante la incorporación de resultados de pruebas psicológicas en la ecuación de salarios ha sido criticado por algunos autores. Consideran que la estructura del sesgo de omisión es altamente dependiente de la especificación de la ecuación de salarios, de las variables de control (calidad de la enseñanza y antecedentes familiares, entre otras) y de la muestra que se utilice [Griliches (1977)]. Por tanto, trasladar los resultados obtenidos a estudios con datos que no proporcionan información sobre la capacidad innata del individuo no sería adecuado. Además de la sensibilidad de los resultados, se aduce que el principal problema de esta aproximación es la imposibilidad de saber si esas variables miden adecuadamente la clase de capacidad innata que es requerida por las empresas y recompensada en el mercado. Como respuesta, han surgido aproximaciones alternativas a la capacidad innata. Así, se propone utilizar la información sobre la duración de los estudios (años de permanencia en la universidad) como medida de capacidad, Oosterbeek (1992) y Corugedo (1995). En Groot y Oosterbeek (1994), se dividen los años de educación efectivamente cursados en años repetidos, años de adelanto, años cursados sin conseguir un título y años ineficientes (por ejemplo, para el caso español, los años de más que se cursan si se accede a la universidad vía formación

profesional respecto a la vía de BUP y COU). Según la teoría del capital humano, los años repetidos (de adelanto) tendrían un efecto positivo (negativo) en los salarios debido a un mejor (peor) conocimiento de la materia. En el caso de que la educación fuese únicamente una aproximación de la capacidad innata, el efecto sería el contrario. De igual modo, los años ineficientes y los cursados sin obtener un título no desempeñarían ningún papel sobre los salarios.

Recientemente, han surgido nuevas aproximaciones a la capacidad innata, basadas en medidas de posición o *rank order*. El procedimiento asigna distinto nivel de capacidad innata a individuos con idéntico nivel educativo, basándose en diferencias territoriales o entre generaciones, lo que permite identificar el efecto de la educación en los salarios introduciendo esta variable en la ecuación salarial. Así, en Kroch y Sjoblom (1994), se propone una medida de capacidad basada en la comparación del nivel educativo del individuo con el nivel agregado de las distintas generaciones. Se obtiene una variable de capacidad, *rank order*, que utiliza la posición en la distribución acumulativa de frecuencias de la educación de la cohorte del individuo, basada en la idea de que, aunque la distribución de capacidad innata no varía en el tiempo, sí se observan diferencias educativas entre las generaciones. En

Blanco y Pons (2000), basándose en diferencias territoriales, se construye una medida de capacidad innata a partir de las diferencias educativas provinciales bajo el supuesto de que la habilidad se distribuye idénticamente, mientras que los costes de la educación son distintos en las diferentes provincias. El hecho de que en las diferentes provincias se observen porcentajes de individuos en los distintos niveles educativos permite asignar nivel de habilidad distinto a individuos con el mismo nivel educativo. En Rummery et al. (1999), se utiliza la medida de la posición que alcanza el individuo en la distribución de la heterogeneidad inobservable, basándose, también, en diferencias territoriales con un procedimiento distinto al de los trabajos anteriores. En un primer paso, se obtienen los residuos de la estimación de la forma reducida de la ecuación de educación. En segundo lugar, se asigna a cada observación un número: uno, dos... *N_s*, que denota su posición en la distribución de residuos en cada región, *rank order*. Seguidamente, se normaliza dividiendo este valor por *N_s* en su respectiva región. En los estudios basados en esta metodología, se observa que, cuando se añaden medidas de capacidad innata, basadas en *rank order* variables en las ecuaciones salariales, se produce una reducción en los rendimientos de la educación. El cuadro II presenta los trabajos revisados.

CUADRO I

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables de capacidad innata basadas en pruebas psicológicas

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Sesgo de omisión	Comentarios adicionales
Griliches y Mason (1972)	Veteranos estadounidenses de la II Guerra Mundial cruzada con el <i>Current Population Survey</i> de 1964.	Cociente intelectual, <i>AFQT</i> (batería de pruebas de las fuerzas armadas estadounidenses).	Sesgo de omisión al alza reducido.	Se considera la posibilidad de capacidad innata no observable, utilizando como instrumentos el estatus de la familia, la región donde fue educado, los años educación antes y después del servicio militar.
Taubman y Wales (1972)	<i>NBER-TH</i> . Voluntarios de las fuerzas armadas estadounidenses de la II Guerra Mundial que supieron el <i>ACQT-test</i> (nivel de secundaria) y que son entrevistados en 1955 y 1969.	Pruebas psicológicas de las fuerzas armadas (capacidad innata matemática, lectora, verbal, etc.).	Sesgo de omisión al alza.	No se da tratamiento al problema de errores de medida en las variables o a la posible endogeneidad.
Boissiere, Knight y Sabot (1985)	Asalariados no rurales de Tanzania (Dar es Salaam) y Kenya (Nairobi)	(1980).	- <i>Ravens's Progressive Matrices</i> (Pruebas psicológicas estándar). - Capacidad innata matemática y lectora.	- La capacidad innata no afecta a los salarios.
Blackburn y Newmark (1993)	Jóvenes estadounidenses entrevistados cada dos años desde 1979 hasta 1985 (<i>National Longitudinal Survey of Young</i>).	<i>Armed Services Vocational Aptitude Battery</i> (ASVAB). Recoge diez pruebas psicológicas.	- La capacidad innata reduce el coeficiente de la variable educación pero no del efecto incremental.	- Desdoblan la variable de educación en años de educación y el efecto incremental. - Consideran la posibilidad de capacidad innata no observable y utilizan, como instrumentos, los antecedentes familiares.
Blackburn y Newmark (1995)	Jóvenes estadounidenses entrevistados cada dos años desde 1979 hasta 1985 (<i>National Longitudinal Survey of Young</i>).	<i>Armed Services Vocational Aptitude Battery</i> (ASVAB). Recoge diez pruebas psicológicas.	Sesgo de omisión al alza.	- El sesgo por omisión es robusto al tratamiento por error de medida y, endogeneidad de la educación y la experiencia. Utilizan como instrumentos los antecedentes familiares.

CUADRO I (continuación)

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables de capacidad innata basadas en pruebas psicológicas

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Sesgo de omisión	Comentarios adicionales
Murnane, Willet y Levy (1995)	<ul style="list-style-type: none"> - <i>National Longitudinal Study of the High School Class (NLS72)</i>. - <i>High School and Beyond (HS&B)</i>. En los dos casos, con datos de 1978 y 1986.	Destreza matemática (<i>IRT-Scale</i>).	Sesgo de omisión al alza elevado.	Se considera la posibilidad de errores de medida en la variable de capacidad innata y educación. Utilizan como instrumentos medidas alternativas de habilidad básica y antecedentes familiares.
Griffin y Ganderton (1996)	Jóvenes estadounidenses de diferentes razas entrevistados cada dos años desde 1979 hasta 1990 (<i>National Longitudinal Survey Young</i>).	AFQT (batería de pruebas de las fuerzas armadas estadounidenses).	Sesgo de omisión al alza.	<ul style="list-style-type: none"> - No se da tratamiento al problema de errores de medida en las variables o a la posible endogeneidad. - Las tasas de rendimiento de la educación para las distintas razas convergen cuando se considera la capacidad innata.
Dearden (1999)	Datos de panel de individuos residentes en Gran Bretaña nacidos entre el 3 y el 9 de marzo de 1958 entrevistados en diferentes años (<i>National Child Development Survey</i>).	Resultados de pruebas de habilidad matemática y lectora a los 7 años.	<ul style="list-style-type: none"> - Las variables de capacidad tienen un efecto directo en los salarios. - Sesgo al alza reducido. 	<ul style="list-style-type: none"> - Cuando se tienen en cuenta los errores de medida, utilizando como instrumento la información sobre su educación que reporta en una entrevista diferente a la analizada, se observa sesgo a la baja en la estimación de los rendimientos de la educación pero que no llega a compensar el sesgo al alza por omisión. - Considera la posibilidad de heterogeneidad en el rendimiento de la educación y que esto afecte a la estimación por VI.

CUADRO I (continuación)

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables de capacidad innata basadas en pruebas psicológicas

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Sesgo de omisión	Comentarios adicionales
Levin y Plug (1999)	Muestra de varones de los Países Bajos entrevistados cuando tenían 12 años y nuevamente en 1983 (<i>Brabant Survey</i>).	Cociente intelectual cuando los individuos tenían 12 años.	Sesgo al alza cuando no se considera la habilidad. Cuando se tienen en cuenta los errores de medida y la endogeneidad, los rendimientos de la educación son mayores (sesgo a la baja).	Se considera la posibilidad de error de medición y endogeneidad de la educación utilizando como instrumento los antecedentes familiares (educación y ocupación de los padres y status de la familia) y la composición familiar (número de hermanos y orden) aunque solamente resultan adecuados el nivel educativo de los padres y su ocupación.
Uusitalo (1999)	Muestra de varones fineses que realizaron el servicio militar obligatorio en 1970 conectada con el censo de población.	Pruebas de habilidad básica (<i>Finish Defense Forces Basis Ability Test</i>)	Sesgo al alza en el rendimiento de la educación cuando no se incluye la habilidad. Cuando se tiene en cuenta la endogeneidad de la educación.	Se considera la posibilidad de error de medición y endogeneidad de la educación utilizando como instrumento los antecedentes familiares.

CUADRO II

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con medidas alternativas de capacidad innata

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Sesgo de omisión	Comentarios adicionales
Oosterbeek (1992)	Economistas holandeses entrevistados en 1987.	Duración de los estudios (menor duración, mayor capacidad innata).	Resultados favorables a la teoría del capital humano.	Se tiene en cuenta la endogeneidad de la educación siguiendo el método especificado en Garen (1984).
Groot y Oosterbeek (1994)	Individuos holandeses entrevistados por primera vez en 1952, cuando estaban en edad escolar, y, posteriormente, en 1983.	Años repetidos (adelanto) representan menor (mayor) capacidad innata. Años ineficientes y de abandono (sin título) no deberían jugar ningún papel.	Años de adelanto, efecto negativo: los años repetidos no afectan; los años cursados sin título tienen un efecto positivo. Estos resultados confirmarían la teoría del capital humano.	Además de las medidas de capacidad innata propuestas, se dispone del CI, sin embargo, el coeficiente de la variable no resulta significativo.
Kroch y Sjoblom (1994)	Dos paneles de datos estadounidenses de distintos grupos raciales, hombres y mujeres.	Nivel alcanzado en la distribución de frecuencias acumulativas de su generación.	En ningún caso de los analizados, el coeficiente de la variable de capacidad innata resulta significativo, se produce un reducido sesgo a la baja.	El supuesto subyacente es que los costes de la educación son distintos en las diferentes generaciones.
Corugedo (1995) Corugedo e Hidalgo (1997)	<i>Economistas de Madrid.</i>	<i>Duración de los estudios (menor duración mayor capacidad innata).</i>	<i>La variable que se supone una señal negativa lo que parece confirmar que la capacidad innata se retribuye.</i>	
Rummery et al. (1999) *	Datos de individuos australianos tomados en 1985 (<i>Australian Longitudinal Survey</i>)	Medida de la posición que alcanza el individuo en la distribución de la heterogeneidad inobservable (<i>Rank-order</i>)	Sesgo al alza en la estimación del rendimiento de la educación con MCO.	Las diferencias entre la estimación de los rendimientos de la educación con y sin <i>rank order</i> variable no son significativamente distintas de cero.
Blanco y Pons (2000)	<i>Encuesta de Biografía y Conciencia de Clase (ECBC-91).</i>	<i>La esperanza truncada de su nivel educativo en la función de distribución de los niveles educativos de su provincia.</i>	<i>En ninguna de las muestras analizadas, el coeficiente de la variable de capacidad innata (rank order) resulta significativo aunque si se observa un sesgo por omisión a la baja.</i>	<i>El supuesto subyacente es que los costes de la educación son distintos en las diferentes provincias.</i>

* Los estudios realizados para la economía española están resultados en negra.

UTILIZACIÓN DE VARIABLES INSTRUMENTALES

Una alternativa al modelo planteado en la *Ecuación 1* considera que la capacidad innata es una variable latente no observable que determina la decisión de educarse, lo que plantea un modelo con decisiones simultáneas y errores de medida, ver, por ejemplo, Card (1999)³. En tal caso, se puede plantear el sistema formado por las ecuaciones tres y cuatro,

$$\ln W = \alpha + \beta S + \delta X + u \quad [3]$$

$$S = \gamma X + \lambda Z + v, \quad [4]$$

en el que, X incluiría un conjunto de variables que afectarían tanto a la ecuación salarial como a la de la educación, mientras que Z , únicamente, a la decisión de educarse. Así, podría considerarse la dotación educativa como el resultado de un proceso de optimización de los individuos y sus familias. La estimación MCO de la *Ecuación 3* permitiría una estimación consistente del parámetro de la variable educación, solamente, si los términos de error de las ecuaciones tres y cuatro no estuviesen correlacionados. La estrategia adecuada sería identificar un conjunto de variables que afecten a la decisión de educarse pero no a la determinación de los salarios y utilizar esta información para estimar, mediante VI, la ecuación de salarios⁴. Sin embargo, encontrar instrumentos adecuados no es

tarea fácil. Así, por ejemplo, la correlación entre los antecedentes familiares (educación de los padres, por ejemplo) y los efectos individuales no observables de las ecuaciones salariales podría invalidarlos como instrumentos, Card (1999). Se han utilizado, como instrumentos, medidas de distancia al centro escolar, Card (1993) o García et al. (2001); trimestre en el que nació el individuo, Angrist y Krueger (1991); composición de la familia (hermanas), Butcher y Case (1994); relación entre la probabilidad de ser alistado en la guerra de Vietnam, determinada por un sorteo aleatorio, y la decisión de educarse, dado que acceder a la educación superior permitía quedar exento, Angrist y Krueger (1992); efectos de los cambios estructurales en la política educativa, Harmon y Walker (1995) o Barceinas et al. (2000), entre otros; información sobre el nivel educativo facilitada por el propio individuo en una entrevista posterior, Dearden (1999); sobre los antecedentes familiares, cuando se comprueba su idoneidad como instrumento, Leving y Plug (1999), por ejemplo; ocupaciones, Filer et al. (1999) o información sobre el nivel educativo de hermano gemelo, cuando se dispone de este tipo de datos, Ashenfelter y Krueger (1994), entre otros⁵.

Al aplicar VI para considerar la endogeneidad de la educación y los errores de medida, la creencia inicial de que la estimación MCO de los rendimientos de la educación estaría sesgada al alza al omitir

(3) La diferencia entre los trabajos analizados en el epígrafe «Aproximación a través de resultados...» que utilizan VI y los que se presentaran en esta sección es que los primeros incluyen una variable explícita de capacidad innata.

(4) En Card (1994), se puede encontrar una revisión de trabajos que consideran la posibilidad de que exista endogeneidad de la educación y errores de medición en las variables en Estados Unidos. El Volumen seis (4) de 1999, de *Labour Economics*, es un monográfico dedicado a estudios que utilizan el método de VI para la estimación de los rendimientos de la educación en distintos países europeos.

(5) La utilización de este método para controlar la capacidad innata inobservable fue originalmente sugerido por Griliches y Mason (1972).

la variable capacidad innata tendría que ser reconsiderada. De hecho, numerosos estudios que utilizan esta metodología obtienen un coeficiente de la educación, al aplicar VI, superior al obtenido con MCO (sesgo a la baja). Este fenómeno podría deberse a la consideración de los errores de medida o a la existencia de heterogeneidad en los rendimientos de la educación. Tal como se demuestra en Card (1994), si la variación de la capacidad es suficientemente pequeña, las familias con tasas de descuento superior (que corresponderían a familias con rentas bajas o poca preferencia por la educación) tendrían un rendimiento marginal de la educación mayor. Si consideramos la aplicación de VI, basada en un indicador discreto (por ejemplo, distancia al centro o una variable de intervención educativa que afecte al coste de la educación) que afecte en mayor medida al grupo con rendimiento marginal de la educación mayor, el rendimiento estimado con VI será mayor que el de MCO ya que el estimador de VI recogería el rendimiento marginal de la educación de ese grupo y no el rendimiento medio, *efectos locales*, ver, por ejemplo, Angrist e Imbens (1994), Imbens y Angrist (1995). Por otra parte, el método de VI no estaría exento de problemas si la correlación entre la capacidad innata no observable y los años de educación fuese diferente para el grupo afectado por los instrumentos (normalmente, cambios en el sistema educativo o presencia de centro educativo superior), ver Card (1999, 2000) para una discusión.

En el cuadro III, se describen, brevemente, los estudios que utilizan este método. A destacar, los estudios realizados por Barceinas et al. (2000) y García et al. (2001) para el caso español. En Barceinas

et al. (2000), se utilizan variables ficticias de edad como instrumentos. Para seleccionar las variables de edad relevantes, se utiliza el método *stepwise* basado en la bondad del ajuste. García et al. (2001) consideran, como determinantes exógenos de la educación, el hecho de que la provincia de residencia a la edad de 14 años tuviese centro de enseñanza superior y, para las cohortes de 1927-1940, el hecho de residir a la edad de 16 años en una provincia leal a la República⁶. En ambos estudios, se obtiene que los rendimientos de la educación obtenidos con VI son similares a los obtenidos con MCO.

UTILIZACIÓN DE DATOS DE PANEL Y DATOS DE GEMELOS

Una alternativa a delimitar el efecto de la capacidad innata y tratar la correlación entre el término de perturbación de la ecuación de demanda de educación y la ecuación de salarios ha sido la utilización de datos con observaciones de diversos años de un mismo individuo (datos de panel) u observaciones de diferentes miembros de una misma familia (hermanos o gemelos).

La utilización de los datos de panel se ha basado en la idea de que existe un componente no temporal del término error que incluiría, entre otras variables, la capacidad innata no observable. Así, se puede especificar el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} L W_{it} &= \beta S_{it} + \delta X_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \theta_i + \sigma_{it} \\ i &= 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad [16]$$

siendo S_{it} los años de educación, X_{it} , un conjunto de variables que, además de

(6) Después del golpe de estado de 1936, en estas provincias se suspendió la actividad académica llevada a cabo por la iglesia católica, que era la mayoría.

variación entre individuos, presentan variación temporal y θ_i , la capacidad innata no observable que varía solamente entre individuos. Así, bien utilizando primeras diferencias,

$$\ln W_{it} - \ln W_{it-1} = \beta(S_{it} - S_{it-1}) + \delta(X_{it} - X_{it-1}) + (\sigma_{it} - \sigma_{it-1})$$

bien tomando diferencias respecto a la media,

$$\begin{aligned} \ln W_{it} - \overline{\ln W}_i &= \\ &= \beta(S_{it} - \bar{S}_i) + \delta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\sigma_{it} - \bar{\sigma}_i), \end{aligned}$$

se eliminarían del modelo las variables o componentes sin variación temporal. Este procedimiento permite la eliminación de la capacidad de la ecuación y, por tanto, la estimación consistente del resto de parámetros.

La diferencia entre los estudios que utilizan esta técnica es la consideración de la variable educación como temporal, $S_{it} > S_{it-1}$, o atemporal, $S_{it} = S_{it-1}$. Así, en Hausman y Taylor (1981), se utiliza una variable de educación sin dimensión temporal, con lo cual desaparece al aplicar primeras diferencias o diferencias respecto a la media. Como solución, los autores realizan una estimación en dos etapas: en primer lugar, se obtiene una estimación insesgada de los coeficientes y, en segundo lugar, utilizan las medias individuales estimadas, como instrumentos válidos para la variable de educación. Este procedimiento permite la identificación y estimación eficiente de su coeficiente. En Angrist y Newey (1991), sin embargo, la educación tiene carácter temporal (esto haría que, al tomar diferencias la variable, no quedara eliminada de la estimación). Sin embargo, este planteamiento presenta problemas ya que se utilizan datos de individuos que no han completado sus estudios y que suelen tener trabajos a tiempo parcial o de baja

calidad, en los que no se recompensa la educación. En el cuadro IV (a), se resumen, sucintamente, los trabajos revisados que utilizan este tipo de datos comparando los resultados obtenidos a través de MCO (ecuación en niveles) con los obtenidos al aplicar diferencias. En los dos trabajos analizados, se observa un sesgo a la baja del coeficiente de la educación, es decir, el coeficiente aumenta al eliminar los efectos atemporales no observables (capacidad innata). Este fenómeno es contrario al esperado al introducir una medida de capacidad innata en la ecuación de salarios (sesgo al alza del coeficiente de la educación). Los autores atribuyen este resultado al hecho de tener en cuenta la endogeneidad de la educación y los errores de medida mediante VI.

Otro procedimiento similar al aplicado a los datos de panel se basa en la comparación de individuos de una misma familia, tradicionalmente, gemelos. Los trabajos que utilizan este enfoque han tratado de eliminar el sesgo de la estimación de los rendimientos de la educación debida a factores familiares o genéticos. Se dispone de paneles de datos con dos dimensiones: diferentes individuos dentro de una misma familia, por ejemplo $i = 1, 2$ y diferentes familias, $f = 1, \dots, F$.

$$\begin{aligned} \ln W_{if} &= \beta S_{if} + \delta X_{if} + u_{if} \\ u_{if} &= \theta_f + \sigma_f + \varphi_{if} + \omega_{if}. \end{aligned} \quad [19]$$

El término de error, u_{if} , incluiría un componente familiar, θ_f , renta familiar, por ejemplo, un componente familiar genético, σ_f , un posible componente genético individual, φ_{if} , más un componente, ω_{if} , que recogería los errores de estimación, por ejemplo, la suerte. Así, podríamos escribir las diferencias salariales entre hermanos como:

$$\begin{aligned} \ln W_{1f} - \ln W_{2f} &= \beta(S_{1f} - S_{2f}) + \\ &+ \delta(X_{1f} - X_{2f}) + (\theta_f - \theta_f) + \sigma_f - \sigma_f + \\ &+ (\varphi_{1f} - \varphi_{2f}) + (\omega_{1f} - \omega_{2f}) \end{aligned} \quad [20]$$

CUADRO III

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables instrumentales

Estudio	Muestra	Instrumento utilizado	Sesgo en la estimación MCO	Comentarios adicionales
Angrist y Krueger (1991) *	Censo Estadounidense de 1970 y 1980 sobre varones nacidos en 1930-1939.	Trimestre de nacimiento.	Sesgo a la baja en la estimación MCO.	Elevado error standard.
Angrist y Krueger (1992) *	Varones estadounidenses nacidos entre 1944 y 1953, potenciales participantes en la guerra de Vietnam (1979-85 CPS).	Relación entre los números asignados en el sorteo y educación superior. Numero asignado en el sorteo por año de nacimiento.	Sesgo moderado a la baja en la estimación MCO.	
Butcher y Case (1993) *	Muestra de mujeres blancas estadounidenses mayores de 24 años (PS/C-1985).	Presencia de hermanas en la familia.	Sesgo a la baja elevado en la estimación MCO.	
Card (1993) *	Muestra de varones estadounidenses iniciada en 1966 cuando tenían 14-24 años y que trabajaban en 1976 (NLSYM).	Presencia de un centro de enseñanza superior cercano.	Sesgo a la baja elevado.	Las diferencias entre la estimación de los rendimientos de la educación MCO y VI no es significativamente distinta de cero.
Kane y Rouse (1993) *	Muestra de individuos estadounidenses de ambos sexos pertenecientes a la cohorte de 1972 (NLS-1972) y que estaban trabajando en 1986.	- Distancia al centro. - Diferencias en enseñanza en los diferentes estados.	Sesgo a la baja en la estimación MCO.	La estimación con VI es imprecisa debido al elevado error standard.
Harmon y Walker (1995)	Muestra de varones británicos (pool de 1978 a 1986) (<i>Family Expenditure Survey</i>).	Aumento en la edad mínima de abandono de la escuela.	Elevado sesgo a la baja en la estimación MCO.	Estima un modelo Probit ordenado para considerar el proceso de selección previo en los diferentes niveles educativos.
Brunello y Miniaci (1999) **	Varones Italianos cabeza de familia (<i>Bank of Italia Survey</i> 1993 y 1995).	- Cambios en la ley de educación que amplía las posibilidades de acceso a la enseñanza superior. - Antecedentes familiares.	Sesgo a la baja en la estimación MCO (14%).	

CUADRO III (continuación)
Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables instrumentales

Estudio	Muestra	Instrumento utilizado	Sesgo en la estimación MCO	Comentarios adicionales
Callan y Harmon (1999) **	Muestra de varones irlandeses mayores de 18 años (ESR87).	- Cambios en la ley de educación (gratuidad de la enseñanza secundaria y aumento en la edad mínima de abandono). - Antecedentes familiares.	Sesgo a la baja en la estimación MCO.	Error estándar elevado. La diferencia entre la estimación de los rendimientos de la educación MCO y VI no es significativamente distinta de cero.
Filer et. al. (1999) **	- Muestra de varones checos (1995, 1996 y 1997). (<i>Czech Ministries of Labour</i>). - Muestra de valores eslovacos (1995, 1996 y 1997). (<i>Slovak Ministries of Labour</i>).	- Ocupaciones.	Sesgo a la baja elevado en la estimación MCO en ambos países.	Los autores asumen que las ocupaciones no son un buen instrumento.
Levin y Plug (1999) **	Muestra de varones de los Países Bajos (<i>OSA Labor Market Survey</i> 1994).	Antecedentes familiares (educación y ocupación de los padres), cambios en la edad mínima de abandono, y estación de nacimiento aunque solamente resultan adecuados el nivel educativo de los padres y su ocupación.	Elevado sesgo a la baja en la estimación MCO.	
Meghir y Palme (1999)	Muestra de individuos de Suecia pertenecientes a las cohortes de 1948 y 1953 tomada en 1991 (SLS)	Reformas en la enseñanza que afectan, de distinto modo, a individuos de la misma cohorte en función del municipio de residencia. Extensión de la edad obligatoria y facilidades en el paso a la enseñanza obligatoria.	Sesgo a la baja en la estimación del rendimiento de la educación con MCO.	- Las diferencias entre la estimación de los rendimientos de la educación MCO y VI no es significativamente distinta de cero. - Consideran la posibilidad de heterogeneidad en el rendimiento de la educación.
Vieira (1999) **	Muestra de individuos portugueses (<i>Quadros de Pessoal</i> 1986 y 1992).	Aumentos en la edad mínima de abandono de la escuela.	Sesgo al alza en los rendimientos de la educación al estimarlos por MCO.	Elevado error standard.

CUADRO III (continuación)
Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con variables instrumentales

Estudio	Muestra	Instrumento utilizado	Sesgo en la estimación MCO	Comentarios adicionales
Denny y Harmon (2000)	Muestra de varones irlandeses mayores de 18 años (ESR/87).	Cambios en la ley de educación (gratuidad de la enseñanza secundaria y aumento en la edad mínima de abandono). - Antecedentes familiares.	Elevado sesgo a la baja en la estimación MCO.	- Consideran la posibilidad de heterogeneidad en el rendimiento de la educación. - Incorporan variables de cambios en la participación para eliminar efectos de las cohortes.
Barreñas et al. (2000)	ECBC-1991, Panel de Hogares de la Unión Europea de 1994 y Encuesta de Estructura Salarial de 1995.	Variables ficticias de edad para aproximar los cambios institucionales.	Los rendimientos de la educación obtenidos con VI son similares a los obtenidos con MCO.	Se utiliza un método stepwise basado en la bondad del ajuste para seleccionar las variables de edad relevantes.
García et al. (2001)	ECBC-1991	- Presencia de un centro de enseñanza superior cercano. - Residencia en la parte de España leal a la República (donde cesaron las actividades académicas durante la guerra civil) para las cohortes de 1927-1940.	Reducido sesgo al alza para los hombres y elevado sesgo a la baja para las mujeres en la estimación MCO.	En este trabajo, cuyo objetivo principal es el estudio de las diferencias salariales entre hombres y mujeres, se corrige el sesgo de selección en la muestra de mujeres.

CUADRO IV A
Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con datos de panel

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Comparación de resultados MCO y en diferencias	Comentarios adicionales
Hausman y Taylor (1981)	Panel de datos sobre varones estadounidenses de entre 25 y 55 años (PSID). Se consideran los años 1968 y 1972.	No se dispone de variable de capacidad innata.	Sesgo a la baja en la estimación MCO.	Se utilizan como instrumentos de la educación, que está correlacionada con los efectos no observables, variables no correlacionadas con éstos como la edad y la experiencia.
Angrist y Newey (1991)	Jóvenes estadounidenses de entre 18 y 26 años empleados sin discontinuidad desde 1983 a 1987 y que han ido aumentando su dotación educativa.	No se dispone de variable de capacidad innata.	Sesgo a la baja en la estimación MCO.	La muestra utilizada ha sido cuestionada, ya que recoge, únicamente, individuos que en el período considerado han aumentado su educación.

Al tomar diferencias, el componente familiar desaparece y, en el caso de gemelos con la misma dotación genética, gemelos monocigóticos, el componente genético también, ya que $\varphi_{1f} = \varphi_{2f}$. En el caso de contar con diferencias en el nivel de educación de los hermanos, la estimación en diferencias de la ecuación de salarios conduciría a estimaciones consistentes de los parámetros de interés. Sin embargo, si se permitiesen efectos puramente individuales en la capacidad innata genética, $\varphi_{1f} \neq \varphi_{2f}$ que sería el caso de los gemelos no monocigóticos o de los hermanos, no estaría tan claro que estas estimaciones no estuviesen sesgadas. En este caso, como señalan Griliches (1979) o Bound y Solon (1999), la utilización de las diferencias entre hermanos o gemelos podría agravar los efectos de los errores de medida de variables como la educación. El sesgo de la estimación entre hermanos podría ser mayor que el obtenido con la estimación de los datos individuales por MCO, así como los problemas derivados de la simultaneidad entre la decisión de educarse y la ecuación de salarios. En este sentido, se han realizado intentos de corregir estos problemas mediante la estimación con VI, Griliches (1979) o Ashenfelter y Krueger (1994), entre otros. Sin embargo, Neumark (1999), en un trabajo reciente, demuestra que, si bien la estimación mediante VI permite corregir los errores de medida del modelo de diferencias entre hermanos, su utilización amplía el sesgo

de omisión de cualquier variable y podría ayudar a explicar las diferencias en los resultados obtenidos en distintos estudios.

Existe un gran número de estudios que utilizan muestras de hermanos con resultados diversos, cuadro IV (b). Algunos de éstos concluyen que el sesgo en que se incurre al no incluir variables de capacidad innata y entorno familiar es pequeño, mientras que, otros encuentran que estas variables determinan una gran proporción de la relación observada entre educación y salarios. Estas diferencias podrían deberse a la diferente metodología aplicada o a las limitaciones de la información disponible. Por un lado, en algunos trabajos, no se dispone de variables que se aproximen a la capacidad innata y, por tanto, deben basarse en el supuesto de que la capacidad innata esté determinada por la genética (no habría diferencias dentro de una misma familia). En otros trabajos, sin embargo, sí se dispone de fuentes de datos que proveen información adicional, lo que permite solucionar alguno de los problemas apuntados anteriormente mediante VI. Fundamentalmente, y a raíz del trabajo de Ashenfelter y Krueger (1994), se utiliza, como instrumento, la información que aporta un gemelo sobre el nivel educativo del otro. Estos últimos trabajos confirman la existencia de un sesgo al alza por omisión de la capacidad innata en la estimación de los rendimientos de la educación por MCO⁷.

(7) Una excepción es el propio trabajo de Ashenfelter y Krueger (1994) en el que se obtiene un sesgo a la baja. Sin embargo, este resultado parece ser debido a la muestra como se confirma posteriormente en ROUSE (1999) al añadir más observaciones a la muestra inicial.

CUADRO IV B

Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con datos de hermanos y gemelos

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Comparación de resultados MCO y en diferencias	Comentarios adicionales
Chamberlain y Griliches (1975)	Hermanos de Indiana (EEUU) de los años veinte (<i>Gorssline Data</i>).	No se dispone de variable de capacidad innata.	Sesgo de omisión muy reducido.	Modelo de Componentes de la Varianza.
Taubman (1976) Behrman y Taubman (1976)	Gemelos estadounidenses varones de raza blanca monozigóticos y dizigóticos, (1973).	No se dispone de variables de capacidad innata.	Sesgo al alza en la estimación MCO.	No se consideran errores en las variables ni endogeneidad.
Chamberlain y Griliches (1977)	292 pares de hermanos estadounidenses, (1969). Actualización de la muestra en 1973.	Resultado de dos pruebas psicológicas.	Sesgo reducido y al alza.	Modelo de Componentes de la Varianza.
Olneck (1977)	346 pares de hermanos de Kalamazoo (Michigan), (1973).	Resultados de seis pruebas psicológicas.	Sesgo al alza en la estimación MCO.	No se consideran errores en las variables ni endogeneidad.
Griliches (1979)	Réplica del trabajo de Olneck, (1977).		1. coeficiente de la educación mayor que el estimado por Olneck (1977) y coeficiente de la capacidad innata negativo. 2. Reducción del coeficiente de la educación respecto a la estimación (1) y de nuevo coeficiente negativo de la capacidad innata.	1. Se considera la posibilidad de error en la variable capacidad innata. 2. Se considera la posibilidad de error en la variable educación.
Griliches (1979)	Réplica a los estudios de Taubman (1976), Behrman y Taubman (1976).		Sesgo de omisión muy reducido.	Se consideran errores de medida en las variables y endogeneidad en la educación.

CUADRO IV B (continuación)
 Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con datos de hermanos y gemelos

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Comparación de resultados MCO y en diferencias	Comentarios adicionales
Ashenfelter y Krueger (1994)	3000 parejas de gemelos estadounidenses entrevistados en 1991 (elaboración por los propios autores).	No se disponen de variables de capacidad innata.	Sesgo de omisión de la capacidad innata reducido y a la baja.	- Se instrumenta para tener en cuenta los errores de medida de la variable de educación. - Se utiliza como instrumento la información que sobre su gemelo da cada uno de los individuos.
Miller, Mulvey y Martin (1995)	1.170 parejas de gemelos australianos [<i>Australian Twins Register</i> (1989)].	No se disponen de variables de capacidad innata.	El sesgo de omisión es elevado y a la baja cuando no se consideran los errores de medida. Cuando éstos se consideran las diferencias se reducen.	- Se instrumenta para tener en cuenta los errores de medida de la variable de educación. - Se utiliza como instrumento la información del gemelo.
Ashenfelter y Zimmerman (1997)	Hermanos estadounidenses (NLS <i>Young Men Data File</i> de 1981).	No se disponen de variables de capacidad innata.	1. Rendimiento de la educación en diferencias menor que en MCO. Sesgo al alza. 2. Cuando se corrige por errores de medida en la educación el rendimiento es mayor también en la estimación MCO.	
Ashenfelter y Rouse (1998)	700 parejas de gemelos estadounidenses entrevistados en 1993. Ampliación de la muestra de 1991 de Ashenfelter y Krueger (1994).	No se disponen de variables de capacidad innata.	Sesgo de omisión de la capacidad innata reducido y al alza.	

CUADRO IV B (continuación)
Resumen de las estimaciones de la ecuación de salarios con datos de hermanos y gemelos

Estudio	Muestra	Variable de capacidad innata	Comparación de resultados MCO y en diferencias	Comentarios adicionales
Behrman y Rosenzweig (1999)	Gemelos monoigóticos y dizigóticos estadounidenses (<i>Minnesota Twin Registry</i> (MTR) de 1993).	No se disponen de variables de capacidad innata	Sesgo de omisión al alza.	Se tienen en cuenta los errores de medida.
Isacsson (1999)	Datos de gemelos de Suiza tomados en 1987, 1990 y 1993.	No se disponen de variables de capacidad innata	Sesgo al alza en la estimación MCO.	Se instrumenta para tener en cuenta los errores de medida de la variable de educación.
Rouse (1999)	Ampliación de la muestra de Ashenfelter y Krueger (1994) a 1995.	No se disponen de variables de capacidad innata.	Sesgo al alza en la estimación MCO.	
Bonjour et al. (2000)	214 parejas de gemelos monoigóticos del Reino Unido (2000).	No se disponen de variables de capacidad innata.	Sesgo al alza en la estimación MCO.	- Se instrumenta para tener en cuenta los errores de medida de la variable de educación. - Se utiliza como instrumento la información que sobre el otro gemelo.

CONCLUSIONES

En este trabajo, se ha realizado una recopilación de la literatura sobre los efectos de la omisión de la capacidad innata en la estimación del rendimiento de la educación, clasificando los estudios de acuerdo a las distintas técnicas utilizadas y presentado los principales aspectos y resultados obtenidos en ellos. De la revisión realizada, se desprende que no existe contraste definitivo ni resultados rotundos. Así, en los trabajos que proponen la incorporación de una variable de capacidad innata basada en pruebas psicológicas o en alternativas para confirmar si la omisión de la capacidad innata en la ecuación de salarios podría estar sobrevalorando la relación entre la educación y los salarios, se observa, en la mayoría de los casos, un sesgo al alza de la variable de educación. Sin embargo, cuando se tienen en cuenta cuestiones como los errores de medida en las variables o la endogeneidad de la educación estimando, mediante variables instrumentales, se utilizan datos de panel, hermanos o gemelos, se observan resultados diversos: en algunos estudios, persiste el sesgo al alza, en otros casos, el sesgo es a la baja (aumenta el coeficiente de la variable educación) y, en otros, no se observa diferencia significativa respecto al modelo inicial. Por otra parte, al evaluar el efecto directo de la capacidad innata sobre los salarios tampoco se encuentran resultados unánimes, si bien, en la mayoría de los casos, no tiene un efecto significativo.

En España, se han realizado muy pocos estudios al respecto. Desafortunadamente, no existen datos que incluyan medidas directas de la capacidad innata del individuo, conjuntamente, con variables referentes a su actividad laboral. Únicamente, ha sido posible aplicar aproximaciones basadas en medidas alternativas, Corugedo (1995), Corugedo e Hidalgo (1997) y, Blanco y Pons (2000) o, en la

utilización de instrumentos válidos, García et al. (2001) o Barceinas et al. (2001).

En definitiva, esta panorámica ilustra que el análisis de la función de la capacidad innata en la determinación salarial no es una tarea sencilla ni, a la vista de los resultados obtenidos, de la que se puedan extraer conclusiones rotundas. Sin embargo, un resultado común, aún en aquellos casos en los que se observa sesgo por omisión, es que no queda invalidada la teoría del capital humano. Pese a incorporar una variable de capacidad innata, el rendimiento de la educación sigue siendo positivo y significativo. Este resultado apunta a que las políticas de promoción educativa siguen siendo válidas en la medida en que aumentan la productividad individual y, en consecuencia, el crecimiento económico. Sin embargo, dada la importancia que la determinación del rendimiento de la educación tiene para la política educativa, tanto para la financiación como para la distribución de la renta, parece necesario seguir avanzando y acumulando evidencia empírica que permita obtener resultados concluyentes en un sentido u otro. Esta necesidad es mayor en el caso español, dado que apenas se han realizado estudios al respecto.

BIBLIOGRAFÍA

- ANGRIST, J.; IMBENS, G. W.: «Two-stage Least Squares Estimation of Average Casual Effects in Models with Variable Treatment Intensity», en *Journal of the American Statistical Association*, 90 (1995), pp. 431-442.
- ANGRIST, J.; KRUEGER, A.: «Does Compulsory Schooling Affect Schooling and Earnings», en *Quarterly Journal of Economics*, 106 (1991), pp. 979-1014.
- «Estimating the Payoff to Schooling Using Vietnam-Era Draft Lottery», en NBER WP 4067 (1992).

- ANGRIST, J.; NEWKEY, K.: «Over-identification Test in Earnings Functions with Fixed Effects», en *Journal of Business and Economic Statistics*, 9 (1991), pp. 317-323.
- ASHENFELTER, O. y KRUEGER, A.: «Estimates of the Economics Return to Schooling from a New Sample of Twins», en *American Economic Review*, 84, 5 (1994), pp. 1157-1172.
- «Schooling, Intelligence and Income in America: Cracks in the Bell Curve», en NBER WP 6902 (1999).
- ASHENFELTER, O.; ROUSE, C.: «Income, Schooling and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins», en *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1 (1998), pp. 253-283.
- ASHENFELTER, O.; ZIMMERMAN, G.: «Estimates of the Returns to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers», en *Review of Economics and Statistics*, 79 (1997), pp. 1-9.
- BARCEINAS, F.; OLIVER, J.; RAYMON, J. L. y ROIG, J. L.: «Spain», en *Education and Earnings in Europe: a Cross Country Analysis of the Return to Education*, Harmon, C., Walker, I.; Westergaard-Nielsen, N. (editores), E. Elgar. Amsterdam (2000) (en prensa).
- BECKER, G.: *Human Capital*. Nueva York, NBER Columbia University Press, 1964.
- BEHRMAN, J.; ROSENZWEIG, M.: «Ability Biases in Schooling Returns and Twins: a Test and New Estimates», en *Economics of Education Review*, 18(1999), pp. 159-167.
- BEHRMAN, J.; TAUBMAN, P.: «Intergenerational Transmission of Income and Wealth», en *American Economic Review*, 66 (1976), pp. 436-40.
- BLACKBURN, M.; NEUMARK, D.: «Omitted-Ability Bias and the Increase in the Return to Education», en *Journal of Political Economy*, 111 (3) (1993), pp. 521-543.
- «Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look», en *Review of Economics and Statistics*, 77 (2) (1995), pp. 217-230.
- BLANCO, J. M.; PONS, E.: «Educación, ¿Capital Humano o Capacidad Innata?», en Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia, WP-002 (2000).
- BOISSIERE, M.; KNIGHT, B.; SABOT, R. H.: «Earnings, Schooling, Ability and Cognitive Skills», en *American Economic Review*, 75(1985), pp. 1016-1030.
- BONJOUR, D.; CHERKAS, L.; HASKEL, J.; HAWKES, D.; SPECTOR, T.: «Estimating Returns to Education Using a New Sample of UK Twins», Mimeo, Queen Mary and Westfield College (2000).
- BOUND, J.; SOLON, G.: «Double Trouble: on the Value of Twins-Based Estimation of the Returns to Schooling», en *Economics of Education Review*, 18 (1999), pp. 169-182.
- BRUNELLO, G.; MINIALLI, R.: «The Economics Returns to Schooling for Italian Men. An Evaluation Based on Instrumental Variables», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 509-519.
- BUTCHER, K.; CASE, A.: «The Effect of Sibling Composition on Women's education and Earnings», en *Quarterly Journal of Economics*, 109 (1994), pp. 531-563.
- CALLAN, T.; HARMON, C.: «The Economics Return to Schooling in Ireland», en *Labour Economics*, 6 (1999), pp. 543-50.
- CARD, D.: «Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Returns to Education», en NBER WP 4483 (1993).
- «Earnings, Schooling and Ability Revisited», en NBER WP 4832 (1994).
- «The Casual Effect of Education on Earnings», en Ashenfelter and Card (eds.), *Handbook of Labor Economics Volume 3A*. Amsterdam: Elsevier, (1999).
- «Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems», en NBER WP 7769 (2000).
- CHAMBERLAIN, G.; GRILICHES, Z.: «Unobservable with a Variance-Components Structure: Ability, Schooling and the Economic Success of Brothers», en *International Economic Review*, 16, 2 (1975), pp. 422-449.
- «More on Brothers», en Taubman, P.: *Kinometrics: the Determinants of Socio-economic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland, (1977).

- CORUGEDO, I.: «Capital Humano y Mercado de Trabajo: el Caso de los Economistas», en *Economistas*, 13, 64 (1995), pp. 384-386.
- CORUGEDO, I.; HIDALGO, A.: «Mecanismo de Señales en la Educación Superior: una Aplicación al Caso Español», en *Mimeo*. II Jornadas de Economía Laboral, Bilbao del 15 al 17 de septiembre de 1997.
- DEARDEN, L.: «The Effect of Families and Ability on Menus Education and Earnings in Britain», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 551-567.
- DENNY, K.; HARMON, C.: «Education Policy Reform and the Returns to Schooling from instrumental Variables», en The Institute for Fiscal Studies WP00/07 (2000).
- FILER, R. K.; JURAJDA, S.; PLANOVSKY, J.: «Education and Wages in the Czech and Slovak Republics during Transition», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 581-593.
- GARCÍA, J.; HERNÁNDEZ, P. J.; LÓPEZ-NICOLÁS, A.: «How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wages Differentials Using Quantile Regression», (2001), en prensa.
- GRIFFIN, P.; GANDERTON, P.: «Evidence on Omitted Variables Bias Earnings Equations», en *Economics of Education Review*, 15, 2 (1996), pp. 139-148.
- GRILICHES, Z.: «Estimating the Returns to Schooling: some Econometric Problems», en *Econometrica*, 45(1977), pp. 1-22.
- «Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey», en *Journal of Political Economy*, 87, 5 (1979), pp. 37-64.
- GRILICHES, Z.; MASON, W.: «Education, Income and Ability», en *Journal of Political Economy*, 80 (1972), pp. 74-103.
- GROOT, W.; OOSTERBEEK, H.: «Earnings Effects of Different Components of Schooling: Human Capital versus Screening», en *The Review of Economics and Statistics*, 76, 2 (1994), pp. 3117-321.
- HARMON, C.; WALKER, I.: «Estimates of the economic Returns to Schooling for the UK», en *American Economic Review*, 85 (1995), pp. 1279-1286.
- HAUSMAN, J.; TAYLOR, W.: «Panel Data and Unobservable Individual Effects», en *Econometrica*, 49(1981), pp. 1377-98.
- IMBENS, G. W.; ANGRIST, J.: «Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects», en *Econometrica*, 62, 2 (1994), pp. 467-75.
- ICACSSON, G.: «Estimates of the Returns to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 471-489.
- KANE, T.; ROUSE, C.: «Labor Market Returns to Two and Four Year Colleges: Is a Credit a Credit and Do Degree Matter?», en *Princeton University Industrial Relations Section Working Paper 31*, 1 (1993).
- KROCH, E.; SJOBLÖM, K.: «Schooling as Human Capital or as Signal», en *Journal of Human Resources* (XXIX) (1993), pp. 156-180.
- LEVIN, J.; PLUG, E.: «Instrumenting Education and the Returns to Schooling in the Netherlands», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 521-534.
- MEGHIR, C.; PALME, M.: «Assessing the Effect of Schooling on Earnings Using a Social Experiment», en *The Institute for Fiscal Studies*, WP 99/07 (1999).
- MILLER, P.; MULVEY, C.; MARTÍN, N.: «What do Twins Studies Reveal about the Returns to Education? A comparison of Australian and U. S. Findings», en *American Economic Review*, 85, 3 (1995), pp. 586-599.
- MINCER, J.: *Schooling, Experience, an Earnings*. New York, Columbia University Press. NBER, 1974.
- MURNAME, R.; WILLETT, J.; LEVY, F.: «The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination», en *Review of Economics and Statistics*, 77, 2 (1995), pp. 251-266.
- NEUMARK, D.: «Biases in Twin Estimates of the Return to Schooling: a Note on Recent Research», en *Economics of Education Review*, 18 (1999), pp. 149-157.
- OLNECK, M.: «On the Use of Sibling Data to Estimate the Effects of Family Background, Cognitive Skills and Schooling: Results from Kalamazoo Brothers Study», en Taubman,

- P. *Kinometrics: the Determinants of Socio-economic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland, 1977.
- OOSTERBEEK, H.: «Study Duration and Earnings», en *Economics Letters*, 44 (1992), pp. 223-228.
- PONS, E.: «Contraste de la Hipótesis de Señalización: una Panorámica», en *Revista de Educación* (2000) (en proc.).
- PSACHAROPOULOS, G.: «On the Weak versus the Strong Version of the Screening Hypothesis», en *Economic Letters*, 4 (1979), pp. 181-185.
- ROUSE, C.: «Further Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins», en *Economics of Education Review*, 18 (1999), pp. 149-157.
- RUMMERY, S.; VELLA, F. y VERBEEK, M.: «Estimating the Returns to Education for Australian Youth Via Rank-order Instrumental Variables», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 491-507.
- SPENCE, M.: «Job Market Signalling», en *Quarterly Journal of Economics*, 87 (1973), pp. 355-374.
- TAUBMAN, P.: «Earnings, Education, Genetics and Environment», en *Journal of Human Resources*, 11, 4 (1976), pp. 447-461.
- «Earnings, Education, Genetics and Environment», en *Journal of Human Resources*, 11, 4 (1976), pp. 447-461.
- TAUBMAN, P.; WALES, T.: «Higher Education, Mental Ability, and Screening», en *Journal of Political Economy*, 8, 1 (1973), pp. 28-55.
- UUSITALO, R.: «Return to Education in Finland», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 569-580.
- VIEIRA, J.: «Returns to Education in Portugal», en *Labour Economics*, 6, 4 (1999), pp. 535-541.
- WILES, P.: «The Correlation Between Education and Earnings; the test-not-content Hypothesis», en *Higher Education*, 3, 1 (1974), pp. 43-58.

