



Retornos a la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicaciones en Colombia

Andrés Casas
Juan Miguel Gallego
Carlos Eduardo Sepúlveda

Andrés Fernando Casas Moreno*
Juan Miguel Gallego Acevedo**
Carlos Eduardo Sepúlveda Rico***

• **Resumen:** Este trabajo presenta una discusión de los retornos a la inversión en educación y su estimación para el caso colombiano. Se utilizaron dos bases de datos en diferentes periodos del tiempo. La primera es una encuesta realizada para trabajadores bogotanos en 1988 y la segunda, la Encuesta de Calidad de Vida de 1997. De las dos encuestas se encuentra un sesgo de habilidad positivo y no muy significativo. Al utilizar una variable de caracterización socioeconómica como instrumento para la corrección de los retornos se encuentra una sobreestimación de los mismos. Adicionalmente, se muestra evidencia de poca movilidad intergeneracional, ya que trabajadores cuyos padres tienen educación superior obtienen unos mayores retornos.

Palabras clave: Capital humano, retornos educativos, sesgo de habilidad, variable instrumental. Clasificación JEL: I21, J31.

• **Abstract:** This paper presents a discussion about the returns to investment in education and its estimation for the Colombian case. Two data were used in different periods of time corresponding to a survey of workers in 1998 and the Survey of Life Conditions in 1997. From these surveys we found a positive ability bias, apparently not very significant. When we use a variable of socioeconomic characterization as an instrument for the correction of returns there is an upward bias; this result is similar to that found in international literature. In addition, there is evidence of little intergenerational mobility, since workers whose parents have higher education obtain greater returns.

Key words: Human capital, educational returns, ability bias, instrumental variable. JEL: I21, J31.

• **Résumé:** Ce travail présente une discussion sur les retournements de l'investissement en éducation et son estimation pour le cas colombien. On a utilisé deux bases données dans de différentes périodes de temps. La première est une enquête destinée aux travailleurs de Bogotá en 1988; la deuxième, est l'enquête de Qualité de Vie de 1997. On trouve dans les deux enquêtes une tournure d'habilité positive qui n'est pas très significative. Avec l'utilisation d'une variable de caractérisation socioéconomique comme outil pour la correction des retournements, on trouve une surestimation de ces derniers. Par ailleurs, on trouve évidence de peu de mobilité intergénérationnel, puisque les travailleurs avec des parents qui ont une éducation supérieur obtiennent des retournements majeurs.

Mots clés: Capital humain, retournements éducatives, tournure d'habilité, variable instrumentale. JEL: I21, J31.

* Investigador Ministerio de Educación Nacional. Santafé de Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: acasas@mineducacion.gov.co

** Investigador. Facultad de Economía. Universidad del Rosario. Santafé de Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: jgallego@claudio.urosario.edu.co

*** Investigador. Facultad de Economía. Universidad del Rosario. Santafé de Bogotá, Colombia. Dirección electrónica: csepulve@claudio.urosario.edu.co

Retornos a la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicaciones en Colombia*

-Introducción, -I. Teoría sobre los retornos a la inversión en educación y aplicaciones en Colombia. -II. El problema del sesgo en la estimación de los retornos a la educación. -III. Estimación de los retornos a la educación y el sesgo de habilidad. -IV. Conclusiones.

Primera versión recibida en marzo de 2003; versión final aceptada en junio de 2003 (Eds.).

Introducción

A partir de la teoría del capital humano se ha dado una referencia especial al hecho de que las inversiones en años de escolaridad y de entrenamiento en el trabajo crean habilidades que permiten a la persona desarrollar su labor de una manera más productiva, originando un mayor retorno para los individuos. Becker (1993) señala que “el análisis del capital humano asume que la educación incrementa las ganancias y la productividad mediante el desarrollo de conocimientos, destrezas y de una forma de abordar los problemas”(p. 19) y que “la educación del bachillerato y la universidad aumenta el ingreso de la persona, aun después de considerar los costos directos e indirectos, y después de controlar por mejores contextos familiares y mayores habilidades de la gente educada”(p. 17).

Dentro del proceso de estimación de los retornos de la educación, el tratamiento de control por condiciones familiares o por habilidades presenta ciertas críticas por parte de quienes consideran que la exclusión de esta variable, ya sea por omisión

* Este artículo es derivado de un trabajo de investigación realizado en el seminario en economía de la educación desarrollado por los autores dentro de la Maestría en Economía de la Universidad del Rosario. Los autores están especialmente agradecidos con Alejandro Gaviria por su labor de orientación y discusión: sin su colaboración y aporte, el desarrollo de este artículo no habría sido posible. También agradecen a Luis Fernando Gamboa por sus comentarios.

o por falta de información, genera un sesgo que en últimas redundaría en una sobreestimación de los retornos. Este mismo resultado puede obtenerse al incorporar variables relacionadas con el entorno socioeconómico del individuo.¹

Para resolver este problema se ha recurrido a tres métodos de solución. El primero consiste, simplemente, en controlar por aquel evento que se omite buscando, por ejemplo, una variable relacionada directamente con la habilidad de las personas, como los puntajes en pruebas que miden el coeficiente intelectual. El segundo analiza grupos homogéneos, en habilidad (como hermanos gemelos) o en condiciones socioeconómicas (como padres e hijos o como hermanos). El último, utilizando la metodología de “variable instrumental”, busca un instrumento que influya en el nivel de ingreso de los individuos únicamente a través de su efecto sobre la educación.

En el trabajo de Ashenfelter et al. (2000) se concluye que el sesgo de habilidad es menos importante de lo que inicialmente se creía. Este artículo pretende revisar la evidencia para Colombia sobre la existencia y la magnitud del sesgo de habilidad. Para ello se requiere ver cómo se diferencian los retornos a la educación al controlar por habilidad, cómo han cambiado en el tiempo y si la existencia del sesgo ocasiona diferencias pronunciadas en los retornos al utilizar diferentes fuentes de información. Adicionalmente, se busca probar que la instrumentalización de las variables omitidas mediante la educación de los padres puede generar sobreestimaciones en los retornos a la educación. Así mismo, se extenderá el ejercicio con el fin de revisar la forma en que responden los retornos al controlar por la educación de los padres; en este sentido identificaremos la influencia que tiene sobre los retornos, una vez controlados por habilidad, la existencia de un buen entorno socioeconómico medido a través de la separación de la muestra entre trabajadores que son hijos de padres con o sin estudios universitarios.

El desarrollo de estos ejercicios utiliza dos fuentes de información. La primera corresponde a una encuesta realizada en 1998 por el Instituto SER de Investigación, con la colaboración de la Universidad de Toronto y con financiación de la Agencia Canadiense del Desarrollo Internacional—Acdi—para cerca de 4.000 trabajadores bogotanos. La segunda, obtenida de la Encuesta de Calidad de Vida de 1997

1 La omisión de variables no causa necesariamente una sobreestimación de los retornos. Card (1999) argumenta la posible subestimación de los retornos cuando se ignora, por ejemplo, la tasa de descuento de los individuos. Un individuo impaciente descontará fuertemente sus ingresos futuros, por tanto escogerá un bajo nivel de escolaridad, cuyo retorno debe interpretarse atendiendo a su tasa de preferencia temporal.

—ECV97— realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística —Dane—.

Lo novedoso de este trabajo es que permite no solo corroborar la existencia de sesgo de habilidad en los retornos a la educación en Colombia, de acuerdo con los trabajos de Psacharopoulos y Vélez (1992) y Tenjo (1993a), sino también aproximarse a la magnitud de dicho sesgo, al comparar los retornos estimados de diferentes fuentes de información. Además, muestra que al utilizar como variable instrumental la educación de la madre se pueden sobreestimar los retornos con respecto a los de Mínimos Cuadrados Ordinarios —MCO—, en cerca de un 14,4%. Finalmente, encontramos que un entorno socioeconómico favorable aumenta los rendimientos de la inversión en educación pero no tiene ningún efecto sobre los aportes de la habilidad a los salarios.

El artículo se encuentra organizado en cuatro secciones. En la primera se hace una revisión de la teoría sobre los retornos a la inversión en educación y sobre la forma en que ha sido abordado el tema en nuestro país. En la segunda sección se estudia el tema de los sesgos en la estimación de los retornos a la educación. En la tercera sección se realizan los ejercicios econométricos de estimar la función de ingresos de acuerdo con los objetivos del artículo. En la última sección se presentan algunas conclusiones.

I. Teoría sobre los retornos a la inversión en educación y aplicaciones en Colombia

Siguiendo el trabajo de Walker y Zhu (2001), la teoría del capital humano, tal como se presenta en el trabajo de Becker (1993), asume que un nivel de educación s es escogido para maximizar el valor presente del flujo de ingresos neto de costos² c_s a partir del momento en que empieza el trabajo $s+1$ hasta la fecha de retiro T . El óptimo será donde se iguala el flujo de ingresos de un año de educación adicional $w_s - w_{s-1}$ con los costos de su adquisición $w_{s-1} + c_s$. Lo anterior puede representarse formalmente como:

$$\sum_{t=1}^{T-s} \frac{w_s - w_{s-1}}{(1+r_s)^t} = w_{s-1} + c_s \quad (1)$$

Donde r_s representa la tasa interna de retorno. La ecuación (1), cuando el tiempo tiende a infinito y c_s tiende a cero, puede aproximarse a:

2 Dentro de estos costos se excluyen los costos directos de la enseñanza. Solo se contemplan los costos de oportunidad relacionados con la postergación de los ingresos laborales ante una mayor demanda por educación.

$$\frac{w_s - w_{s-1}}{r_s} = w_{s-1} \quad (2)$$

La anterior expresión puede reordenarse para obtener la condición de equilibrio:

$$r_s \approx \frac{w_s - w_{s-1}}{w_{s-1}} \approx \log w_s - \log w_{s-1} \quad (3)$$

La decisión óptima de inversión de un individuo racional se fundamentará en la rentabilidad relativa de esta tasa de retorno comparada con la tasa de interés de mercado i_s . Siempre que r_s sea mayor que i_s , el individuo demandará mayores niveles de educación. Tal proceso se repetirá “hasta que la diferencia entre el costo marginal y el retorno marginal de la educación sea cero” (Walker y Zhu 2001, p. 5).

De acuerdo con el trabajo de Mincer (1974), el retorno a la inversión en educación (r_s) puede estimarse mirando la forma en que varía el logaritmo de los salarios con el nivel de educación. La estimación de tal relación puede realizarse a partir de la ecuación (4), para un nivel educativo S y un nivel de experiencia x , hallado como la diferencia entre la edad y la educación.³

$$\log w_i = X\beta_i + rS_i + \delta x_i + \gamma x_i^2 + \mu_i \quad (4)$$

En (4), β representa el vector de coeficientes asociados al conjunto de variables observables independientes de S que pueden afectar los ingresos y μ , como término de error, incorpora aquellas variables no observables que tras una buena especificación no debe tener ninguna correlación con los ingresos. El término cuadrático de la experiencia se incluye en la ecuación anterior, conocida como minceriana, para capturar la regularidad observada de perfiles cóncavos de ingreso por edad y nivel educativo.

En Colombia los esfuerzos de la mayor parte de los investigadores han estado enfocados hacia la identificación de las variables que acompañan al vector de coeficientes β , como, por ejemplo, diferencias en los retornos por género, por tipo de ocupación, y entre niveles educativos. Al respecto, Tenjo (1993b) muestra que entre 1976 y 1989 los retornos para los hombres asalariados pasaron de 15,7% a 11,3% mientras que el retorno para las mujeres pasó de 21% a 14%. Con respecto al retorno de la educación por niveles de escolaridad, se describe una caída importante en los niveles de primaria y secundaria tanto para hombres como mujeres asalariadas.

3 El cálculo de x así establecido supone que el individuo empieza a ganar experiencia desde el momento en que completa su educación. Además debe restársele 6, número asociado con la edad en que los individuos empiezan comúnmente sus estudios de educación básica primaria.

Entre 1976 y 1995, Ribero y Meza (1997) encuentran, en relación con los diferenciales, unos retornos tanto para hombres como para mujeres cercanos al 11%, concluyendo que las diferencias salariales por género “se deben básicamente a retornos diferentes a la experiencia y a las horas de trabajo”(p. 25).

Adicionalmente a los trabajos referenciados existe un buen número de investigaciones que intentan aproximar los retornos a la educación en diferentes regiones y zonas del país como también mirar su comportamiento durante períodos de reformas estructurales. De esta forma, la ausencia de información ha llevado a ignorar el efecto sobre los ingresos de ciertas variables no observables, haciendo que el término de error no se comporte de manera adecuada.

En este contexto, los trabajos de Psacharopoulos y Vélez (1992) y Tenjo (1993a) han sido de los pocos en utilizar variables relacionadas con la habilidad de las personas con el fin de evitar la endogeneidad en los niveles de escolaridad alcanzados y, por ende, los sesgos positivos en la estimación de los retornos por MCO. La literatura internacional ha abordado este fenómeno de forma extensa. Una ampliación de los objetivos de estas investigaciones como también los principales resultados encontrados serán tema de la siguiente sección.

II. El problema de sesgos en la estimación de los retornos a la educación

Una correlación simple entre años de escolaridad e ingreso presenta sesgos importantes de habilidad, condiciones socioeconómicas y errores de medición. Los dos primeros tienden a sobreestimar los retornos mientras que el tercero tiende a atenuarlos. Una persona con capacidad intelectual mayor puede tener, por sus habilidades, mejor desempeño laboral, o potenciar cada año de estudio que realiza. De igual manera, a un individuo con padres educados o con facilidades económicas se le facilita no solamente su ingreso a la escuela y su desempeño sino su vinculación al mercado laboral. Adicionalmente, es posible incurrir en errores de medida por problemas en la recolección de información o por diferencias entre la especificación teórica de las variables y su medición, entre otros. Trataremos principalmente los dos primeros casos.

Hay diferentes caminos para tratar estos problemas de sesgo. La manera idónea en teoría, pero imposible en la práctica, para evitar cualquier contaminación en la estimación de los retornos a la educación es a través de un ejercicio que determine aleatoriamente los años de escolaridad para un grupo significativo de personas —y, por lo tanto, sin tener en cuenta su habilidad o sus condiciones socioeconómicas— y observe luego de unos años la diferencia entre los ingresos de

tales individuos. Así, en promedio, la diferencia entre las personas sería su nivel de educación y al no haber ningún sesgo de habilidad o condiciones favorables del individuo influyentes en tal efecto, se llegaría a un resultado óptimo de estimación. En términos prácticos este camino presenta problemas: es eventualmente ilusorio obtener un grupo de personas que se preste para un experimento que decida aleatoriamente el número de sus años de estudio y, por lo tanto, su proyecto de vida.

Se pueden utilizar metodologías más realistas que aborden igualmente el problema del sesgo. Un primer camino tiene en cuenta medidas explícitas de aquellas variables que pueden haberse omitido (y que su ausencia genera el sesgo). Se realiza así una estimación que defina el ingreso como variable endógena y toma como exógenas medidas del coeficiente intelectual de las personas, habilidades para cierto tipo de labores o estudio, el nivel de educación e ingreso de los padres, entre otros.

En Colombia, particularmente, las encuestas de los hogares no contienen esa información y es difícil encontrar bases estadísticas adecuadas que midan el coeficiente intelectual o las habilidades de los encuestados. Psacharopoulos y Vélez (1992) y Tenjo (1993a), sin embargo, logran abordar el problema a partir de una encuesta a 4.000 trabajadores en la ciudad de Bogotá, de los cuales 2.000 realizaron una prueba de habilidades.⁴ Los resultados en esta oportunidad sugieren unos retornos a la educación de 8,1% para las mujeres y 8,6% para los hombres. “El sesgo implícito producido por la falta de medidas de habilidad es aproximadamente de 1,5 puntos porcentuales (que pueden representar un sesgo de hasta 20%)” (Tenjo 1993a, p.108) y lo obtiene comparando los retornos de las estimaciones incluyendo variables de habilidad con los retornos sin incluir tales variables.

La crítica principal de estos estudios plantea la dificultad de encontrar medidas que representen adecuadamente la habilidad o las condiciones socioeconómicas y que no estén determinadas a su vez por el nivel de educación. Si no se logra tal situación, se sesga aún más la estimación de los retornos de la educación.

Un segundo enfoque para manejar el problema de los sesgos analiza los retornos a partir de grupos homogéneos en términos socioeconómicos o genéticos. Compara las disimilitudes entre los años de educación de los grupos y sus ingresos. A través de este camino puede analizarse la diferencia de estas variables entre padres e hijos o hermanos con distintos años de estudio. Mayor homogeneidad en los dos sentidos se logra estudiando las diferencias entre hermanos gemelos.

4 Esta encuesta se utilizará más adelante para realizar los ejercicios de estimación (ver sección 3)

Ashenfelter y Rouse (2000) hacen un recuento de trabajos empíricos basados en este esquema. Ashenfelter y Zimmerman (1997) comparan datos entre padres e hijos para la década de 1980 en Estados Unidos, utilizando el “National Longitudinal Survey of Youth and Older Men”. Estiman la relación de la diferencia en el ingreso contra la diferencia en escolaridad entre padres e hijos, eliminado principalmente el sesgo ocasionado por las condiciones socioeconómicas. Si se compara solamente una determinada generación, puede darse que los hijos de padres más educados o ricos tengan mayores retornos debido, en gran parte, a un mejor contexto socioeconómico, sobreestimando el efecto de la escolaridad sobre el ingreso.

El ejercicio muestra una alta correlación entre educación e ingreso, lo que implica que las diferencias entre las condiciones socioeconómicas de las personas no son la única fuente de variación de los retornos a la educación. Profundicemos un poco en esta conclusión. “Una correlación simple entre ingreso y escolaridad entre los hijos (personas de una misma generación) puede ser el resultado del hecho que hijos mejor educados tengan padres con mejor desempeño” (Ashenfelter y Zimmerman 1997, p. 94). Si esta fuera la única razón de una correlación entre esas dos variables, el ejercicio de comparación entre las diferencias de ingreso y las diferencias en educación entre padres e hijos mostraría una correlación nula. El estudio muestra, sin embargo, que un año de diferencia entre la educación de padres e hijos significa diferencias salariales de 5%. Así, de acuerdo con este trabajo, correlaciones simples entre educación e ingreso de los hijos incluyen elementos adicionales a posibles diferencias en las condiciones socioeconómicas de sus padres.

Dentro del mismo contexto, otra manera de eliminar el sesgo de condiciones socioeconómicas se logra comparando diferencias entre educación e ingreso entre hermanos. Se controla así por la variable que ocasiona el problema: diferencias entre las situaciones de los padres que hayan llevado a potenciar el desempeño de sus hijos. Ashenfelter y Zimmerman (1997) y Altonji y Dunn (1996) plantean estimaciones con esta metodología y concluyen que un año adicional de educación genera un aumento porcentual entre 3,7 y 6,3 en los ingresos, dependiendo de los grupos analizados —comparación entre hermanos hombres, o comparación entre hermanas, por ejemplo— y de las bases de datos utilizadas.

Dado que dos hermanos pueden tener retornos educativos diferentes a pesar de contar con las mismas posibilidades socioeconómicas, estos estudios presentan cierta contaminación en la estimación, ya que diferencias en el desempeño entre hermanos pueden darse, aparte de las diferencias entre los años de educación de un hermano y otro, por las aptitudes y habilidades de cada uno de ellos. Tal sesgo

puede corregirse analizando diferencias entre hermanos gemelos. Si entre ellos, los que tienen una mayor educación ganan más la correlación entre ingreso y educación no se presenta ni por diferencias genéticas y de habilidad, ni por condiciones socioeconómicas de los individuos.

Ashenfelter y Rouse (2000) analizan una muestra de mil hermanos gemelos, ilustrando lo expuesto anteriormente. Se concluye que por cada año de educación de un gemelo con respecto a su hermano, gana alrededor de 8% más. Comparando estos resultados con una regresión simple entre ingreso y educación, con la misma base de datos, se observa que el sesgo presentado en los retornos a la educación se acerca al 25%, si no se controla por habilidad y condiciones socioeconómicas.

Los estudios comparativos de grupos homogéneos muestran entonces que a pesar de existir sesgos claros en la estimación de retornos de la educación, después de controlar por tales sesgos, la correlación entre educación e ingreso sigue siendo positiva. Sin embargo, los trabajos entre padres e hijos o entre hermanos, conducentes a evitar sesgos de habilidad o de condiciones familiares iniciales, son difíciles de implementar en Colombia y actualmente no hay bases de datos disponibles que nos facilite la información.

Un tercer camino para abordar el tema del sesgo trata variaciones naturales en la información estadística por analizar, generadas por elementos determinantes en la decisión de los años de escuela. El método se implementa a través de “variables instrumentales” y busca mantener constantes las variables omitidas en una regresión, eliminando así posibles sesgos creados por ellas.

En una regresión del ingreso contra la educación, el coeficiente estimado puede presentar, como se ha resaltado, un sesgo debido a la existencia de otras variables (omitidas en este caso) que influyen en el ingreso, y que actúan de manera indirecta en la regresión a través de la educación o del término de error.

Si se encuentra un instrumento que esté correlacionado con la educación y no lo esté con el término de error, puede resolverse el problema de omisión usando solamente la variabilidad en escolaridad no atribuible a las variables omitidas, y utilizar esta información para estimar su efecto sobre el ingreso. Así, la incidencia del instrumento sobre los salarios del individuo se transmite en su totalidad a través de la educación.

La idea básica del procedimiento es estimar el efecto de la variable instrumental en la escolaridad y luego estimar el efecto de esa misma variable sobre el ingreso. El hecho de que el instrumento esté correlacionado con el ingreso solamente por el efecto que genera a través de la educación, hace que al comparar la covarianza del ingreso y el instrumento con la covarianza entre la escolaridad y el instrumento

se encuentre el coeficiente que represente los retornos de la educación de manera consistente y libre de sesgo.

Diferentes estudios han realizado este tipo de estimación utilizando instrumentos, como las leyes de permanencia escolar en Estados Unidos, la proximidad de la universidad más cercana, el peso al nacer, entre otros. En general, se concluye que la estimación por variables instrumentales (realizada en Estados Unidos) encuentra unos retornos a la educación al menos tan grandes como si se estimara por MCO.⁵

Al estimar y analizar los coeficientes mediante la metodología de variables instrumentales debe tenerse cuidado tanto en la efectividad del instrumento como en la interpretación de los retornos. En primer lugar, el instrumento puede no ser el adecuado, en la medida en que se correlacione con las variables omitidas o con el término de error en la ecuación básica de interés. En este caso el sesgo de las variables omitidas se reforzaría y el problema podría exacerbarse. En segundo lugar, el instrumento puede estar correlacionado de manera muy débil con los regresores, generando una imprecisión en la estimación. Esta crítica no preocupa mucho, ya que si los instrumentos son adecuados la ecuación básica no debe estar sesgada en primera instancia. Sin embargo, el problema puede superarse incluyendo un mayor número de observaciones.

Con respecto a la interpretación, el proceso de variables instrumentales estima unos retornos para un grupo muy específico de personas —aquellos que están afectados por el instrumento— y por tal razón debe analizarse en este contexto. La interpretación de este tipo de estimaciones se conoce en la literatura como LATE (Local Average Treatment Effect)

Después de plantear los métodos de solución para la sobreestimación de los retornos a la educación y de sugerir sus alcances y limitaciones, en la siguiente sección se realizan algunos ejercicios empíricos que ayudan a comprender mejor la relación entre educación, habilidad, entorno socioeconómico e ingresos.

III. Estimación de los retornos a la educación y el sesgo de habilidad

En esta sección se utilizó la información de dos encuestas. La primera fuente de datos es una encuesta realizada en 1988 por el Instituto SER de Investigación, con la colaboración de la Universidad de Toronto y con financiación de la Agencia

5 De seis trabajos, Ashenfelter y Rouse (1997) muestran que los retornos a la educación de una metodología de MCO, se calculan entre 4,1% y 9,1%, mientras que a través de variables instrumentales oscilan entre 4% y 18,5%.

Canadiense del Desarrollo Internacional —Acdi—. Dicha encuesta⁶ se aplicó a 4.000 trabajadores bogotanos en sus sitios de trabajo, capturando variables de tipo ocupacional y educativo. Además, contiene información sobre las habilidades de 2.000 trabajadores aproximadamente. La medida de habilidad se capturó mediante una prueba que es una versión reducida del “test” conocido como Matrices Progresivas de Raven. Esta prueba se basa principalmente en la capacidad de raciocinio de la persona, que permite reducir al máximo los efectos del conocimiento sobre el nivel de habilidad del individuo (Tenjo, 1993a).

La segunda muestra se obtuvo a partir de la Encuesta de Calidad de Vida de 1997 —ECV97— realizada en 1997 por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística —Dane—. Esta encuesta es de cobertura nacional pero puede ser utilizada para clasificar trabajadores ubicados exclusivamente en Bogotá. En dicha encuesta existe información sobre el salario de las personas, años de escolarización y años de escolarización de los padres. Sin embargo, no se puede obtener una información sobre una medida de habilidad del trabajador.

A. Estadística descriptiva

En la Tabla 1 se muestran las estadísticas descriptivas de los datos contenidos en las dos encuestas. Los salarios están en pesos corrientes de cada año y la frecuencia de pago es mensual. En la encuesta SER, la variable de habilidad se encuentra entre 1 y 20 (con una relación positiva, es decir, a mayor puntaje, más alto es el nivel de habilidad) y su valor medio para los trabajadores bogotanos es de 11,81 puntos. Los años de escolarización son de 10,5 años para los trabajadores, 5,98 para la educación de la madre y 6,8 para la educación del padre del asalariado. La edad promedio de los trabajadores es de 29,5 años y la experiencia laboral de dichas personas es de 13 años. En esta encuesta el 51,3% de las personas son hombres y existe un 33,7% de trabajadores para quienes el padre cursó años de educación superior.

Para la ECV97 el salario promedio es de \$677.690 (pesos de 1997) y \$898.287 para los trabajadores de Bogotá. Los años promedio de escolarización son de 8,25 para el país; para Bogotá este valor medio aumenta a niveles similares a los obtenidos en la encuesta de 1988 (10,1 años de escolarización). Para el país los años de escolarización de los padres son 4,74 para el padre y 4,38 para la madre; dichas cifras son inferiores a las obtenidas en la encuesta de 1988; sin embargo, al discriminar para Bogotá se obtienen niveles medios similares a los de la encuesta SER (6,1 para el padre y 5,53 para la madre).

6 En adelante encuesta SER, por simplificación.

Tabla 1. Estadística descriptiva

	Encuesta SER	ECV97 Total Nacional	ECV97 Bogotá
Logaritmo del Salario	10,77 (0,69)	12,92 (1,02)	13,3 (0,89)
Años de Educación	10,5 (3,75)	8,25 (4,82)	10,1 (4,29)
Habilidad	11,81 (4,42)		
Experiencia	13,07 (9,93)	19,66 (13,22)	17,5 (11,97)
Edad	29,57 (8,69)	33,44 (12,06)	33,27 (11,48)
Años de educación de la padre	6,8 (4,53)	4,74 (4,03)	6,1 (4,25)
Años de educación de la madre	5,98 (3,83)	4,38 (3,56)	5,53 (3,79)
Porcentaje de hombres	51,39%	58,73%	48,18%
FES	33,61%	6,37%	9,31%

Desviación estándar en paréntesis. FES: dummy de educación superior del padre

Fuente: Encuesta SER (1988) y ECV97

En comparación con la encuesta SER, la ECV97 muestra que en el país la edad promedio de los trabajadores es de 33 años y su experiencia es de 19,6 años; para Bogotá, la edad promedio es similar al promedio nacional pero la experiencia es de 17,5 años; adicionalmente, la población, con respecto a la edad y la experiencia, es menos homogénea en la ECV97 que en la encuesta de 1988, dada las desviaciones estándar. En cuanto al género, la encuesta del Dane muestra que un 58,7% de los trabajadores nacionales son hombres, pero al diferenciar para Bogotá este porcentaje se reduce al 48%. Una diferencia importante entre las dos encuestas es el porcentaje de trabajadores con padres que tuvieron algunos años de educación superior: por ejemplo, en la ECV97 sólo el 6,37% de los trabajadores, en el país, presentaron padres con estudios de educación superior y este porcentaje fue del 9,3% para los trabajadores bogotanos, mientras que en la encuesta SER fue del 33%.

No obstante la importancia de tener ciertos referentes a partir de la información de las estadísticas de tendencia central para establecer algunas comparaciones sobre los años de escolarización y algunas características socioeconómicas, es importante mencionar que las encuestas no son comparables entre sí. La encuesta SER se realizó para una muestra particular, es decir, aquellos trabajadores ubicados en sus puestos de trabajo, lo cual puede generar sesgos hacia una población con mayores niveles de estudio, en la medida que excluye trabajadores informales. Por otro lado, la ECV97 se realizó para todos los estratos socioeconómicos de la población y diferentes regiones; por ello, al elegir de manera aleatoria los hogares se selecciona una variedad más amplia de tipos de ocupación de las personas, bien sea trabajadores formales o informales.⁷

A continuación se estimarán las diferencias en los retornos a la inversión en educación que pueden obtenerse cuando se considera o no el sesgo de habilidad y el efecto que pueden tener las oportunidades socioeconómicas sobre dichos retornos. La idea es mostrar que los retornos a la educación son importantes y que el sesgo de habilidad a pesar de ser positivo no es tan significativo como inicialmente se pensaba.

El ejercicio inicial busca controlar por habilidad de manera directa, con el fin de aproximarse al sesgo de habilidad; para ello se utiliza la encuesta SER de 1988. Posteriormente, en este mismo sentido, se estiman los retornos educativos a partir de la ECV97 para observar si existen diferencias en los niveles estimados. Después se realiza un ejercicio para resaltar el cuidado que debe tenerse al aplicar modelos de ecuaciones de ingreso mediante variable instrumental utilizando instrumentos de caracterización socioeconómica de las personas, como son la educación del padre o de la madre. Finalmente, se muestra una estimación de modelos interactuados donde se calcula el efecto de las características socioeconómicas sobre los retornos a la educación o sobre el nivel de habilidad de las personas. Estos modelos interactuados permiten observar cómo las condiciones socioeconómicas, entendidas como oportunidades, modifican los retornos educativos y los efectos que la habilidad tiene sobre los salarios de las personas; es decir, se busca ver si los

7 Es importante mencionar que ambas bases no consideran la población desempleada. En la encuesta de 1988 no es posible hacer esta diferenciación dado que se encuestaron las personas en sus puestos de trabajo. Para la ECV97 dicha diferenciación si es posible y, por tanto, filtramos la información por trabajadores asalariados con el fin de buscar una mayor homogeneidad entre las bases. No obstante, es interesante realizar trabajos que consideren dicho sesgo de selección y ver si éste afecta los retornos a la educación. En la literatura se ha documentado sobre la existencia de un sesgo de selección dado que el perfil de los desempleados es muy diferente al de los empleados (Li y Luo 2001, Ashenfelter et al. 2000)

trabajadores hijos de padres con educación superior obtienen una mayor remuneración por su educación y, adicionalmente, verificar si la habilidad de dichas personas afecta los ingresos laborales de manera más profunda que aquellos trabajadores cuyos padres no cuentan con dicha educación.

B. Estimación de los retornos a la educación controlando por habilidad⁸

En la Tabla 2 se muestran los resultados utilizando la encuesta SER. Las columnas (1) y (2) muestran la estimación de los retornos a la educación sin incluir dentro de la regresión una medida de la habilidad de las personas, todas las variables son significativas y tienen el signo esperado. En ambas regresiones los retornos educativos se estiman cerca del 11,9%,⁹ la experiencia tiene un efecto positivo sobre el salario pero después de un tiempo estos efectos empiezan a disminuir (signo negativo de la experiencia al cuadrado). De la columna (2) se observa que los hombres son mejor remunerados que las mujeres, lo que en la literatura se ha documentado como discriminación por género en el mercado laboral.¹⁰

Las columnas (3), (4) y (5) muestran los retornos a la educación cuando se controla por habilidad. En las columnas (3) y (4) se tiene un control directo de esta variable ya que el nivel de habilidad se incluye como un dato explicativo dentro de la ecuación del ingreso.¹¹ La columna (5) muestra la estimación de los retornos a la educación, controlando por la habilidad de las personas sin introducirla de manera directa dentro de la ecuación de ingresos. De los resultados de las

8 Todas las estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios —MCO— presentaron problemas de heterocedasticidad, la cual fue corregida mediante estimaciones robustas de la matriz de varianza-covarianza. De esta matriz se obtienen los errores estándar de los coeficientes necesarios para las pruebas de significancia e intervalos de confianza.

9 Tenjo (1993) estimó los retornos a la educación para los trabajadores bogotanos utilizando esta misma encuesta. En sus estimaciones obtuvo que los retornos a la educación sin incluir la medida de habilidad fueron de 10,24% y al controlar por habilidad fueron del 9,41%. Las diferencias entre estas estimaciones y las que nosotros obtenemos parecen ser explicadas por las diferencias en el número de observaciones; Tenjo (1993) incluye dentro de la muestra aquellos trabajadores que reportaron estar o no sindicalizados y a quienes les fue aplicada una prueba adicional de conocimiento. Estas variables reducen el tamaño de las observaciones a 759, mientras que nuestras observaciones son de 2.047 trabajadores.

10 Baquero et. al. (2000) mostraron estimaciones donde la discriminación por género no ocurre en el mercado laboral sino en la educación de las personas, lo cual repercute finalmente en los retornos educativos.

11 El resultado de la columna (5) se obtiene al realizar una regresión entre educación y habilidades, construir una serie a partir de la educación estimada en esta regresión e incluirla en la regresión final como variable explicativa del ingreso.

Tabla 2. Ecuaciones de ingreso (encuesta SER)
Variable dependiente: Logaritmo del salario (mensual)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Intercepto</i>	9,065 (158,5)	8,97 (151,62)	9,02 (153,32)	8,94 (147,8)	10,62 (305)	8,88 (133,15)
<i>Educación</i>	0,119 (29,69)	0,1191 (30,06)	0,1048 (20,33)	0,1082 (20,89)		0,1008 (17,10)
<i>Habilidad</i>			0,0177 (4,83)	0,01329 (3,61)		0,0109 (2,60)
<i>Experiencia</i>	0,046 (11,20)	0,047 (11,55)	0,043 (10,35)	0,042 (10,78)	0,022 (5,06)	0,0494 (9,60)
<i>Experiencia²</i>	-0,00056 (-5,31)	-0,00058 (-5,64)	-0,00056 (-4,98)	-0,00059 (-5,37)	-0,00053 (-4,81)	-0,0006 (-4,35)
<i>Educación madre</i>						0,0043 (0,67)
<i>Educación padre</i>						0,0174 (3,17)
<i>Sexo</i>		0,179 (7,29)		0,168 (6,64)		0,166 (5,99)
<i>Educación ajustada por habilidad</i>					0,1048 (18,63)	
<i>R²</i>	0,33	0,35	0,34	0,35	0,17	0,37
<i>Número de observaciones</i>	2047	2047	1932	1932	1932	1646

t-estadístico en paréntesis.

Fuente: Encuesta SER (1988)

ecuaciones (3) y (4) se observa que existe una disminución en el coeficiente que acompaña a los años de escolaridad. De esta manera, al estimar los retornos a la inversión en educación sin incluir una variable que recoja el efecto de la habilidad de las personas se está incurriendo en un sesgo de habilidad positivo. Para los

trabajadores bogotanos este sesgo es alrededor de 1,2 puntos porcentuales (lo cual puede representar un sesgo alrededor del 10%).¹²

Para la regresión de la columna (5) los retornos fueron estimados mediante dos regresiones. En primer término se realizó una regresión de los años de escolarización contra la habilidad de las personas y de allí se obtuvo la estimación de los años de educación. Posteriormente se calcularon los años de escolarización netos de habilidad de las personas (es decir, años de escolarización menos los años de escolarización estimados en la regresión anterior) y esta variable fue la que se introdujo en una regresión entre el logaritmo de salario y los años netos de escolarización mostrada en la columna (5). Como se observa el coeficiente que acompaña a la variable educación es el mismo en la columna (5) que en la columna (3), el cual es de 10,48, de lo cual se obtiene el mismo sesgo de habilidad de 1,2 puntos porcentuales.

En la última columna de la Tabla 2 se muestra la regresión del logaritmo del salario de los trabajadores con respecto a la escolarización, su nivel de habilidad, la experiencia, una dummy del sexo y la escolarización de los padres del trabajador. Todos los coeficientes son significativos, con excepción de la variable educación de la madre. En esta ecuación, la educación del padre explica una pequeña proporción del salario de los trabajadores. Es importante anotar que se hicieron regresiones de la ecuación de ingreso incluyendo solamente alguna de las características socioeconómicas, bien sea la educación de la madre o la del padre. En estas estimaciones adicionales la variable que se incluía era significativa y explicaba positivamente el salario de las personas. No obstante, al incluir ambas variables a la vez, como ocurre en (6), los efectos socioeconómicos de la familia parecen agruparse dentro de la variable educación del padre. Así, al controlar por la educación del padre se puede estar controlado un efecto importante de las condiciones socioeconómicas.

De la ecuación de la columna (6) también se observa que los retornos educativos son un poco más bajos (10%) y que el coeficiente R² es mayor en relación con el obtenido en las demás regresiones de la Tabla 2, debido al efecto de controlar por

12 Para la estimación del sesgo se realizaron dos regresiones. La primera presentada en la columna (3) de la Tabla 2, la segunda es una regresión del nivel de habilidad de la persona contra los años de escolarización: $Habilidad = 42,25 + 0,7178 * Educación$. Dado que el sesgo de habilidad considera un efecto indirecto de la habilidad sobre los salarios, este puede estimarse como el producto entre el coeficiente que acompaña a la medida de habilidad en la primera regresión por el coeficiente que acompaña a la educación en la regresión anterior, lo cual genera un sesgo de 1,2 puntos porcentuales ($0,7178 * 0,017 * 100 = 1,2\%$).

Tabla 3. Ecuaciones de ingreso (ECV97)
Variable dependiente: Logaritmo del salario (mensual)

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Intercepto</i>	11,76 (9082)	11,54 (7322)	12,10 (4103)	11,77 (5624)
<i>Educación</i>	0,1015 (1362)	0,0962 (1053)	0,0856 (485)	0,0869 (449)
<i>Experiencia</i>	0,0285 (351)	0,034 (373)	0,026 (133)	0,037 (169)
<i>Experiencia²</i>	-0,00035 (-231)	-0,0004 (-237)	-0,0002 (-64)	-0,0004 (-96)
<i>Educación madre</i>		0,0176 (132,7)		0,0123 (52,21)
<i>Educación padre</i>		0,0088 (77,1)		0,011 (56,16)
<i>Sexo</i>		0,091 (123)		0,099 (78,29)
<i>R²</i>	0,20	0,23	0,16	0,23
<i>Número de observaciones</i>	7485	6079	858	743

t-estadístico en paréntesis.

Fuente: Encuesta ECV97 (1997)

aspectos socioeconómicos. Finalmente, utilizando la especificación (6) y reemplazando los valores estimados se encuentra que la edad en la que la experiencia de los trabajadores bogotanos les permite obtener los mayores ingresos se da aproximadamente a los 41 años.

Al utilizar la ECV97 el objetivo es observar los niveles de los retornos a la educación y ver si son ampliamente diferentes de los obtenidos en la encuesta SER. En la Tabla 3 se presentan las estimaciones de las ecuaciones de ingreso. Las columnas (1) y (2) muestran las regresiones a nivel nacional y las columnas (3) y (4) muestran las mismas regresiones para Bogotá.

En la primera columna se estimaron los retornos incluyendo solamente la escolarización y la experiencia del trabajador, los cuales fueron del 10,1%. En la columna (2) dichos retornos disminuyen a 9,61% al incluir otras variables que explican el nivel de salarios de las personas, como son el sexo y los años de escolarización de los padres. En ambas regresiones todos los coeficientes son significativos y tienen el signo esperado.

Es importante anotar varios aspectos sobre dichas estimaciones para el país. En primer lugar, los retornos educativos en comparación con los de la encuesta SER son menores; de este modo, si existiese un sesgo de habilidad en la ECV97 similar al obtenido en la encuesta SER (10% de los retornos sin controlar por habilidad) los verdaderos retornos podrían ser del 8,65%.¹³ Segundo, a diferencia de la encuesta SER tanto la educación del padre como la de la madre explican el salario de los trabajadores y de acuerdo con la magnitud de los coeficientes es mayor el efecto de la educación de la madre. Tercero, la edad en la que la experiencia le permite a las personas obtener los mayores niveles de salario es de 42,5 años, muy similar a la obtenida en la encuesta SER.

Como ya se mencionó, en las columnas (3) y (4) se muestran las mismas regresiones pero para el caso de los trabajadores bogotanos. En este caso los retornos a la educación son del 8,5% sin controlar por educación de los padres y 8,6% al incluir el sexo y la educación de los padres. Al igual que los resultados nacionales, estos retornos no son controlados por habilidad, por lo cual existen razones para pensar que están sobreestimados. Sin embargo, si se considera el sesgo de habilidad estimado a partir de la encuesta SER¹⁴ se tiene que la magnitud de dicho sesgo no afectaría significativamente los retornos.

Otro resultado importante de las dos últimas regresiones de la Tabla 3 es que la educación del padre y la madre son significativas para explicar de manera simultánea el salario de las personas, similar a lo que se obtuvo nacionalmente. Sin embargo, la magnitud del efecto de cada variable sobre los salarios no es muy diferente. Otra consideración importante es que la edad en la cual los trabajadores

13 Esta cifra debe analizarse con cuidado, ya que las dos encuestas no son comparables y sería erróneo extrapolar los resultados de la encuesta SER a la ECV97. Sin embargo, como un punto de partida para tener una idea de la magnitud del sesgo, puede ser válido. De este modo, lo que se puede rescatar de este cálculo de los retornos es que no experimentan cambios muy significativos. Adicionalmente, en las regresiones que se elaboraron en todo el ejercicio no se ha considerado el sesgo de atenuación por errores de medida que pueden sesgar hacia abajo los estimadores de MCO.

14 Teniendo en cuenta lo señalado en la nota 13.

obtienen el mayor nivel de salarios debido a la experiencia es de 46,2 años en Bogotá, una diferencia de cinco años con respecto a lo obtenido en la encuesta SER de 1988.

Puede verse que los retornos a la educación están entre el 8 y 10% para Colombia, encontrándose dentro de los promedios de países en desarrollo y por encima de los retornos obtenidos en Estados Unidos (los cuales están por los niveles del 7%). Además, el hecho de que los retornos estimados en la ECV97 no sean muy altos en comparación con los datos de la SER permite concluir que el sesgo de habilidad no parece ser tan grande como se pensaba (10% de los retornos obtenidos en la encuesta SER).

C. Estimación de los retornos mediante variable instrumental

Como se mencionó en la segunda sección, una forma de evitar que los retornos a la educación estén sobreestimados debido al sesgo de habilidad es aplicando un método de estimación mediante variable instrumental. De manera ilustrativa se realizan estimaciones de las ecuaciones de ingreso a partir de este método. Los ejercicios aquí elaborados buscan subrayar el cuidado que se debe tener en la elección del instrumento, especialmente si las variables utilizadas son aquellas que tratan de recoger los entornos socioeconómicos de la persona, como son los años de escolarización de los padres.

Algunos autores han enfatizado el hecho de que tanto los instrumentos como las características socioeconómicas de las personas, educación de los padres, por ejemplo, sesgan los retornos a la educación por encima de los obtenidos con estimaciones de MCO. Por ejemplo, Li y Lou (2001) muestran que estudios basados en variables instrumentales que tomen como instrumentos la educación de los padres sesgan hacia arriba los rendimientos, la magnitud del sesgo se ha estimado: en 15% en relación con los coeficientes obtenidos mediante estimaciones por MCO.

En la Tabla 4 se muestran los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de ingreso mediante variables instrumentales. Las columnas (1) y (2) presentan las estimaciones para las ecuaciones de ingreso utilizando como instrumento la educación de la madre y del padre, respectivamente, en la encuesta SER. Las columnas (3) y (4) presentan esas mismas regresiones pero la base de datos es la ECV97 para el país. Finalmente, las columnas (5) y (6) replican las estimaciones de los retornos con variable instrumental para la ECV97 filtrando para los trabajadores bogotanos.

Como se mencionó en la segunda sección, es importante destacar que, en el proceso de variable instrumental, la elección de un instrumento adecuado obedece

Tabla 4. Ecuaciones de ingreso utilizando variable instrumental
Variable dependiente: Logaritmo del salario (mensual)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Intercepto</i>	8,71 (29,97)	7,83 (23,41)	11,25 (4121)	11,34 (3370)	11,5 (46,78)	11,46 (36,60)
<i>Educación</i>	0,1282 (4,70)	0,1729 (16,01)	0,1402 (458)	0,1272 (301)	0,1307 (4,58)	0,1353 (3,39)
<i>Experiencia</i>	0,052 (9,59)	0,0354 (14,16)	0,032 (379)	0,032 (384)	0,027 (3,16)	0,027 (2,96)
<i>Experiencia 2</i>	-0,0005 (-5,81)	-0,0005 (-4,57)	-0,0003 (-179)	-0,0003 (-184)	-0,0001 (-0,82)	-0,0001 (-0,67)
Educación						
<i>padre</i>	0,014 (1,67)		-0,003 (-19,4)		0,001 (0,07)	
<i>Educación madre</i>		-0,182 (-1,48)		0,005 (19,64)		-0,001 (36,6)
<i>Sexo</i>	0,177 (6,55)	0,177 (5,63)	0,136 (173)		0,1154 (1,99)	0,1157 (1,99)
Instrumentos						
<i>Experiencia</i>	X	X	X	X	X	X
<i>Experiencia 2</i>	X	X	X	X	X	X
<i>Educación padre</i>	X	VI	X	VI	X	VI
<i>Educación madre</i>	VI	X	VI	X	VI	X
<i>Sexo</i>	X	X	X	X	X	X
<i>R2</i>	0,34	0,26	0,21	0,22	0,19	0,19
<i>Número de Observaciones</i>	1732	1738	6873	6265	761	819

t-estadístico en paréntesis. VI: variable utilizada como instrumento. X: Regresores incluidos dentro de la estimación de la primera y segunda etapa.

Fuente: Encuesta SER (1988) y Encuesta ECV97 (1997)

más a un criterio económico por parte del investigador que a un simple procedimiento estadístico; por tal razón dicha elección es, en parte, un ejercicio creativo. Sin embargo, siguiendo algunos ejercicios empíricos que han estimado los retornos

a la educación mediante la educación de los padres, aquí se procede de manera similar (Li y Luo 2001, Trostel et al. 2002).

Partiendo de que la educación de la madre no resultó significativa para explicar los salarios de los trabajadores bogotanos en la encuesta de 1988 (Tabla 2, columna 6), se verificó si dicha variable explicaba la educación de los trabajadores. Después de observar que la educación de la madre explica los años de escolarización pero no sus ingresos, se pasó a estimar los salarios utilizando dicha variable como instrumento. En este punto deben aclararse dos aspectos. Primero, como se explicó anteriormente, la educación de la madre no es significativa cuando se incluye a la vez, en la ecuación de ingresos, la educación del padre para los datos utilizados en la encuesta SER; sin embargo, dichos resultados cambian con la ECV97. Segundo, más que buscar que el instrumento no esté correlacionado con el salario de los trabajadores, lo que se debe tratar de encontrar es una variable que no tenga ninguna relación con los errores dentro de la ecuación de ingresos. Estos dos puntos, de antemano, hacen que la educación de la madre no sea un instrumento adecuado.

El resultado de estimar mediante variable instrumental los retornos educativos utilizando como instrumento la educación de la madre es una sobrestimación del coeficiente. Las columnas (1), (3) y (5) muestran dichos resultados. En la encuesta SER los retornos pasaron de 11,2%¹⁵ a 12,82% (para este caso el sesgo es de aproximadamente de 14,4%). Para la ECV97 a nivel nacional se pasa de 9,6% a 14% (ver columna 2 de la Tabla 3), donde los estimadores de MCO de los retornos educativos aumentan en cinco puntos porcentuales; para la misma encuesta en Bogotá el cambio en los coeficientes es de 8,6% a 13,07% (ver columna 4 de la Tabla 3), lo cual representa un sesgo del 51%.

Estos sesgos tan significativos son el resultado de no tener en cuenta los dos puntos antes mencionados. Por un lado, la educación de la madre no es un buen instrumento, ya que se considera que el entorno socioeconómico de las personas afecta los retornos educativos de la persona y también la habilidad para asimilar los conocimientos. Por el otro, en la ECV97 se encontró una fuerte asociación entre la educación de la madre y los salarios de la persona, lo cual explica, en parte, ese mayor sesgo en la estimación de los retornos con este instrumento en comparación con el obtenido en la encuesta SER.

15 Este valor es obtenido de una regresión de MCO del logaritmo del salario contra los años de educación, la experiencia, el sexo y los años de escolarización del padre.

Ejercicios similares se efectuaron con la educación de los padres; en este sentido, dado que esta variable explica el salario en todas las regresiones donde se incluyó (ver Tablas 2 y 3), los coeficientes son aún más sesgados con respecto a los obtenidos mediante MCO que aquellos estimados cuando el instrumento es la educación de la madre. De este modo, el punto a destacar es que un mal instrumento en lugar de corregir el problema tiende a sesgar de manera significativa la estimación de los retornos. Y a pesar de que un instrumento de características socioeconómicas (educación de la madre) no esté correlacionado con los salarios y si lo esté con la educación sigue sesgando de manera importante los coeficientes; en Colombia el sesgo generado con un instrumento que cumple con dichas características es similar al obtenido en el estudio de Li y Luo (2001) para China, donde instrumentos como la educación de los padres sesgan los estimadores en 15%; para Colombia dicho sesgo fue de 14,4% en la encuesta SER.¹⁶

D. Oportunidades o habilidades

Las discusiones sobre la teoría del capital humano se han abordado desde enfoques basados en un concepto de oportunidades o en un concepto de habilidades. Es decir, la acumulación de capital humano en educación se ve afectada por las oportunidades o las habilidades de las personas (en el campo empírico se observa una mezcla de ambas cosas). Es posible aproximarnos a esta discusión dentro del contexto de los retornos educativos utilizando la información contenida en las dos encuestas. Se busca entonces revisar la interacción entre el origen socioeconómico de las personas con los años de escolarización y los niveles de habilidad. Para este caso las diferenciaciones por orígenes serán medidas mediante una variable dummy que clasifique si el trabajador es hijo de un padre con años de educación superior.

La Tabla 5 muestra las estimaciones de las ecuaciones de ingreso mediante MCO incluyendo la interacción de una variable dicótoma que toma los valores de 1 si el padre del trabajador tiene educación superior y 0 en otro caso. Las columnas (1) y (2) son estas regresiones utilizando la encuesta SER y las columnas (3) y (4) son las regresiones en el país y Bogotá, respectivamente, obtenidas de la ECV97.

16 Otros métodos de estimación diferentes a controlar por habilidad o variable instrumental, como son estudios controlando por dotaciones genéticas pueden ser aplicados en Colombia aprovechando los datos sobre información retrospectiva contenida en la ECV97. No obstante, debe anotarse que han resultado diversas críticas sobre este método y al aplicarlo en Colombia pueden presentarse problemas de sesgos de selección, dado que las parejas de padres e hijos o de hermanos solo pueden obtenerse para personas que vivan bajo el mismo hogar.

Tabla 5. Ecuaciones de ingreso utilizando variable instrumental
 Variable dependiente: Logaritmo del salario (mensual)

	<i>Columna (1)</i>	<i>Columna (2)</i>	<i>Columna (3)</i>	<i>Columna (4)</i>
<i>Intercepto</i>	9,27 (123,54)	9,28 (123)	11,59 (6901)	11,84 (3375)
<i>Educación</i>	0,069 (9,45)	0,071 (9,38)	0,1074 (1165)	0,099 (496)
<i>FES</i>	-1,147 (-4,94)	-1,19 (-5,15)	-0,5 (-62,05)	-0,26 (-24)
<i>Educación*FES</i>	0,097 (5,8)	0,091 (5,00)	0,045 (66,9)	0,028 (37,55)
<i>Habilidad</i>	0,015 (4,37)	0,012 (2,90)		
<i>Experiencia</i>	0,044 (10,39)	0,044 (10,31)	0,0301 (252)	0,0302 (128)
<i>Experiencia2</i>	-0,0006 (-5,82)	-0,0006 (-5,73)	-0,0003 (-114)	-0,0003 (-54)
<i>Habilidad*FES</i>		0,009 (1,25)		
<i>Sexo</i>	0,1506 (5,96)	0,1396 (5,47)	0,084 (109)	0,106 (81,03)
<i>R2</i>	0,37	0,37	0,23	0,24
<i>Número de observaciones</i>	1927	1927	5121	687

t-estadístico en paréntesis. FES: dummy de educación superior del padre.

Fuente: Encuesta SER (1988) y Encuesta ECV97 (1997)

De la regresión en la columna (1) se observa que los retornos a la educación son más significativos (es decir, una mayor pendiente para un gráfico de años de escolarización contra salario de las personas) en trabajadores que cuentan con padres con niveles de educación superior. Este resultado se observa en el coeficiente positivo y significativo que acompaña la variable interactuada entre educación y la dummy educación superior del padre. Es decir, trabajadores que no cuentan con padres que tengan años de educación superior reciben unos retornos educativos del 6,9%, los cuales son muy inferiores a aquellos cuyos padres tiene educación

superior (dichos retornos se estiman del 16,6%¹⁷). Para esta base de datos el entorno socioeconómico afecta positiva y significativamente los retornos a la educación, generando un aumento del casi 140%¹⁸ en los retornos educativos.

Por otro lado, en la columna (2) se presenta la estimación de la ecuación del ingreso considerando interacciones de educación superior de los padres no solo con la educación de las personas sino también con su habilidad (estimaciones para la encuesta SER). Los resultados muestran que los retornos a la educación de personas con padres con educación superior sigue teniendo un impacto cercano al 140%, pero el efecto interactuado de la educación superior del padre sobre la habilidad de la persona resultó ser no significativo; es decir, la educación superior de los padres no afecta en nada el efecto que tiene la habilidad sobre el ingreso laboral de las personas cuando se hacen estimaciones de modelos totalmente interactuados.¹⁹ Lo anterior permite concluir que el efecto de la habilidad sobre el ingreso es indiferente entre personas de padres con mayores niveles educativos o, puesto de otro modo, las ganancias en salarios vía habilidad no dependen de si sus padres adquirieron educación superior o no.

Como se mencionó anteriormente, en las columnas (3) y (4) se presentan las regresiones interactuadas entre los años de escolarización y trabajadores con padres que adquirieron una educación superior a nivel nacional y para Bogotá a partir de la ECV97. En el país se observa que los trabajadores que no cuentan con padres que tiene educación superior reciben unos retornos educativos del 10,7%, a diferencia de aquellos cuyos padres si obtuvieron dicha educación cuyos retornos son del 15,2% (una diferencia del 42%). Para Bogotá las diferencias en estos dos tipos de trabajadores no son tan significativas: éstas sólo son cercanas al 29%; es decir, un trabajador sin padres educados en el nivel superior cuenta con unos retornos del 9,9% y un trabajador cuyo padre si es educado a ese nivel recibe unos retornos educativos del 12,7%²⁰. Aunque de las dos bases se obtiene un efecto

17 Este valor se obtiene de sumar el coeficiente que acompaña a la variable educación y el coeficiente que acompaña a la variable interactuada entre escolarización y la dummy de educación superior del padre.

18 Este porcentaje se calcula de la siguiente manera: $140\% = (9,7 / 6,9) (100)$.

19 Estos modelos totalmente interactuados son aquellos que incluyen la dummy de educación superior del padre y combinaciones de dicha dummy con los años de escolarización y con la habilidad de las personas. En regresiones donde solo se hicieron interacciones de la dummy educación superior del padre con la habilidad, dicha variable resultó ser significativa.

20 Estos valores se calculan de manera similar a lo expuesto en las notas al pie de página 14 y 15.

positivo sobre los retornos educativos al tener padres con educación superior, las magnitudes son bien diferentes. Una posible explicación de esta diferencia es que los trabajadores con padres educados en el nivel superior son el 33,6% de la muestra en la encuesta SER, mientras que en la ECV97 sólo es del 6,37% a nivel nacional y 9,31% para Bogotá (Tabla 1).

Sin embargo, el punto más destacable es el efecto positivo de la educación superior de los padres sobre los retornos educativos pero no sobre la habilidad de las personas, la cual les permite obtener mayores salarios. Este resultado puede enmarcarse en una discusión sobre las barreras existentes a la movilidad intergeneracional, en el sentido de que hijos de padres altamente educados van a obtener mayores retornos educativos que aquellos cuyos padres no cuentan con esa educación.

Conclusiones

Cuando se desarrolla el tema de retornos a la educación debe considerarse el marco teórico que le sirve de referencia. Muchas veces se habla indistintamente de inversiones en capital humano y en años de escolaridad sin advertir que el primero es un concepto global que abarca dimensiones adicionales del ser humano.

Los retornos constituyen simplemente el método para estimar la viabilidad de invertir en la parte del capital humano relacionada con mayores niveles educativos, sin considerar, en la mayoría de los casos, la forma en que estos pueden verse influidos por factores no observables como, por ejemplo la calidad de la educación, la habilidad y capacidad de los individuos.

En este sentido, cuando se estiman ecuaciones de ingreso que controlen por estos factores no observables, en especial los efectos de la habilidad sobre los retornos educativos, se llega a conclusiones similares a las obtenidas por Psacharopoulos y Vélez (1992) y Tenjo (1993a), quienes estimaron un sesgo de habilidad positivo para Colombia. En este trabajo ese sesgo se estimó cerca al 10% de los retornos educativos a partir de los datos contenidos en la encuesta SER de 1988. Esta estimación muestra que los retornos no varían mucho para el caso en que se controla por habilidad comparado con los obtenidos al no considerar el sesgo (la diferencia es sólo de 1,2 puntos porcentuales).

De esta manera se buscaron otras fuentes de información para observar si existían diferencias muy amplias en los retornos educativos en Colombia; para ello se utilizaron datos provenientes de la ECV97 y se encontró que los retornos a la inversión en educación en Colombia oscilan entre el 8% y 10%. Así, sin pretender extrapolar los resultados obtenidos en la encuesta SER a la ECV97, ya que no son

comparables, si se puede tener una idea de la magnitud del sesgo ya que los retornos no son muy distintos cuando no se controla por habilidad y cuando sí se controla. Estos resultados dejan la sensación de que en Colombia ocurre algo similar a lo estimado para Estados Unidos, donde los retornos a la educación siguen siendo importantes, pero el sesgo de habilidad a pesar de existir y ser positivo no parece alterar los resultados de manera significativa.

Otro resultado importante es el de que tratar de resolver el problema de ausencia de información sobre habilidad mediante la estimación de los retornos a la inversión por el método de variable instrumental requiere de un especial cuidado en la escogencia del instrumento. Como se observa de las estimaciones, utilizar instrumentos que estén relacionados con variables socioeconómicas de las personas, como son la educación de sus padres, puede sobreestimar de manera significativa los retornos incluso muy por encima de los estimados mediante MCO. Li y Luo (2001) han reportado que estimaciones de los retornos con instrumentos como la educación de los padres generan sesgos 15% superiores a los estimados mediante MCO; para Colombia nosotros obtuvimos un sesgo cercano al 14,4% cuando incluimos la educación de la madre como instrumento.

Finalmente, en un enfoque interactuado de estimación de los retornos, puede concluirse que los retornos a la inversión en educación son mayores en personas con padres profesionales que aquellas donde sus padres no obtuvieron dicho nivel de educación, es decir, los retornos a la educación se ven afectados por las oportunidades de las personas. Este resultado puede ser interpretado como una medida de poca movilidad intergeneracional. A diferencia de lo anterior, el aporte de la habilidad a los salarios de las personas no se ve afectado por el hecho que el trabajador tenga un padre con educación superior.

Bibliografía

- ALTONJI, Joseph y DUNN, Thomas, 1996. "The Effects of Family Characteristics on the Return to Education". *Review of Economics and Statistics*, 78, 692-704.
- ANGRIST, Joshua y KRUEGER, Alan. (2001). "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments". *Journal of Economic Perspectives*. 15.
- ASHENFELTER, Orley, HARMON, Colm y OOSTERBEEK, Hessel. (2000). "A Review of Estimates of the Schooling/Earnings Relationship, with Test for Publication Bias", National Bureau of Economic Research—NBER—, Working Paper, No. 7457.
- ASHENFELTER, Orley, y ROUSE, Cecilia, 2000. "Schooling, Intelligence, and Income in America". En: Arrow, Kenneth, Bowles, Samuel y Durlauf, Steven: *Meritocracy and Economic Inequality*. Princeton. Princeton University Press.
- ASHENFELTER, Orley y ZIMMERMAN, David, 1997. "Estimates of the Return to Schooling from Sibling Data: Fathers, Sons and Brothers". *Review of Economics and Statistics* 79.

- BAQUERO, Jairo, GUATAQUI, Juan y SARMIENTO, Lina, 2000. "Un marco analítico de la discriminación laboral". Borradores de Investigación. No 8. Universidad del Rosario.
- BECKER, Gary, 1993. *Human Capital*. Chicago. The University of Chicago Press. 3a ed.
- CARD, David, 1999. "The Causal Effect of Education on Earnings". *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3b, North Holland.
- HICKS, John, 1976. *Capital y tiempo*. México Fondo de Cultura Económica.
- LI, Haizheng, y LUO Yi. (2001). "Measurement Error, Omitted Ability Bias, and Returns to Schooling", National Bureau of Economic Research—NBER—, Working Paper.
- MINCER, Jacob, 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York, Columbia University Press.
- PSACHAROPOULOS, George y VÉLEZ, Eduardo, 1992. "Educación, habilidad e ingresos en Colombia, 1988". *Planeación y Desarrollo*. Vol 23, No 2.
- RIBERO, Rocío y MEZA, Claudia, 1997. "Ingresos laborales de hombres y mujeres en Colombia, 1976-1995". Departamento Nacional de Planeación. *Archivos de Macroeconomía* No. 62
- TENJO, Jaime, 1993a. "Educación, habilidad, conocimientos e ingresos". *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXIV, Edición Especial, Diciembre.
- _____, 1993b. "Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976 - 1989". *Planeación y Desarrollo*, Vol. XXIV, Edición Especial, Diciembre.
- TROSTEL, Philip, WALKER, Ian y WOOLLEY, Paul, 2001. "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries". *Labor Economics*. Vol 9.
- WALKER, Ian y ZHU, Yu (2001). "The Returns to Education: Evidence from the Labour Force Surveys". Universidad de Warwick. Working Paper No. 313.