



ENSAYOS

sobre política económica

¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?

Carlos Felipe Prada
Revista ESPE, núm. 51, edición especial Educación
Páginas 226-323

Comentarios

Carlos Eduardo Vélez
Revista ESPE, núm. 51, edición especial Educación
Páginas 324-329

Los derechos de copia de este documento son propiedad de la revista Ensayos Sobre Política Económica. El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por esta reproducción y siempre y cuando cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización del Editor de ESPE.

Is the Decision of Study in Colombia Profitable?

Carlos Felipe Prada *

Article prepared for a degree in economics from the Javeriana University. I am extremely grateful for the valuable discussions I had with my supervisor, Munir A. Jalil, and his recommendations on my research, which were fundamental to the completion of this article. I appreciate the comments from Luís Fernando Melo, Luís Eduardo Arango, Andrés Rosas and Carlos Eduardo Vélez on prior versions of this work, and wish to thank the members of the ESPE Technical Assessment Committee. Any errors that remain are entirely my responsibility.

* E-mail: pradac@javeriana.edu.co o cprada@fedesarrollo.org.co

Document received 15 July 2005; final version accepted 15 January 2006.

Abstract

This article studies the dynamic of the returns to the education in Colombia between 1985 and 2000. The econometric methodology includes a wage equation with linear splines and Quantile Regressions (QR). It is shown that the returns vary through different levels of schooling. The spreads are higher for the high school education. Also as expected, the university education has high returns in some years of the sample. The evidence provided by QR shows a cyclical behaviour of the real wage. This methodology also shows a heterogeneous conditional distribution for the wage.

JEL Classification: C13, C14, J24, J31.

Keywords: *returns on education, percentile regression, linear splines*

¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?

Carlos Felipe Prada *

En este artículo se estudia la dinámica de los retornos de la educación en Colombia entre 1985 y 2000. La metodología econométrica incluye una ecuación de salarios con splines lineales y regresiones por percentiles (RP). Se muestra que los retornos varían a través de diferentes niveles de escolaridad; así, los retornos son altos con educación universitaria; también, como se esperaba, con educación postuniversitaria se tienen retornos altos en algunos años de la muestra. La evidencia proporcionada por RP muestra un comportamiento cíclico del salario real; además, esta metodología también muestra una distribución condicional heterogénea del salario.

Artículo realizado para obtener el título de Economista de la Universidad Javeriana. Agradezco el enorme progreso de esta investigación proporcionado por las valiosas discusiones y recomendaciones de mi director Munir A. Jalil, puesto que fueron herramientas fundamentales para la culminación de este artículo. También agradezco los comentarios de Luis Fernando Melo, Luis Eduardo Arango, Andrés Rosas y Carlos Eduardo Vélez a versiones previas de este trabajo. Así como también a los miembros del Comité de Evaluación Técnica de ESPE. Los errores que aún persistan son de mi absoluta responsabilidad.

* Correo electrónico: pradac@javeriana.edu.co o cprada@fedesarrollo.org.co

Documento recibido el 15 de julio de 2005; versión final aceptada el 15 de enero de 2006.

Palabras clave: retornos de la educación, regresión por percentiles, *splines* lineales.

Clasificación JEL: C13, C14, J24, J31

I. INTRODUCCIÓN

La retribución a la inversión en educación son las ganancias que obtiene un individuo cuando decide incrementar parte de su *stock* de capital humano; a este respecto, cabe anotar que existe consenso entre los economistas acerca del papel de la educación en el mercado laboral moderno¹.

Investigaciones sobre el tema de los retornos de la educación, en su gran mayoría, realizan estimaciones sobre el promedio de la distribución salarial, utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO), sin tener en cuenta que es posible conocer los retornos de la educación, no para el promedio sino para los percentiles de la distribución (Buchinsky, 1994); así, cada individuo se localiza en el percentil que le corresponda de acuerdo con sus ingresos laborales condicionado a un conjunto de información compuesto por unas características. Por otro lado, existe un método alternativo para capturar heterogeneidades en la distribución salarial, el cual es conocido como regresiones por percentiles (RP).

Durante la última década se ha examinado el tema de los retornos de la educación en Colombia²; por ejemplo, en un importante aporte Tenjo (1993) estudia la evolución salarial en el período 1976-1989 para la población femenina y masculina, por separado, utilizando métodos econométricos tradicionales, es decir, con MCO, y captura el efecto de culminar satisfactoriamente el bachillerato y la universidad mediante *splines* lineales. Por otra parte, Zárate (2003) realiza una estimación de los retornos de la educación usando RP, donde se estima el retorno de la educación para el total de la población en la década de los noventa, pero no captura el efecto de culminar por separado secundaria, bachillerato y universidad.

¹ Estudios en diferentes países, como el de Psacharopoulos (1994), sugieren que la educación tiene un efecto positivo en el salario.

² Los documentos de Arias y Chávez (2002), Tenjo (1993), y de Casas, Gallego y Sepúlveda (2002) son algunos ejemplos sobre la literatura de retornos de la educación colombiana.

La propuesta principal en este artículo es examinar los cambios en la tasa de retorno de la educación en Colombia para hombres y mujeres por separado; para este objetivo se utilizan ecuaciones de ingreso mincerianas con *splines* lineales y se utiliza la herramienta de RP.

Este documento tiene siete secciones, una de las cuales es esta introducción; en la sección II se muestra la motivación que llevó a la realización del trabajo; en la sección III se cuenta la evolución histórica de la ecuación de los retornos de la educación; en la IV se presentan los modelos econométricos y los métodos de estimación empleados; en la sección V se explica la base de datos; en la VI se presentan los resultados empíricos y se discute acerca de los mismos; por último, en la sección VII se resume y concluye.

II. MOTIVACIÓN Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

Una parte del cimiento de la teoría del capital humano es la creencia de que existe una relación entre el grado de educación de un individuo y su nivel de productividad; es decir, cuanto mayor nivel de educación adquiera un individuo, más alta será su productividad marginal, y por consiguiente mayores serán sus ingresos laborales. En este sentido, la educación puede verse como un insumo que compone el capital humano, de esta manera, la educación tiene para cada individuo un retorno, entendido como la tasa de retribución del valor presente del incremento generado por un año adicional de educación; de la misma forma, existe un costo de oportunidad por el salario que no se recibió durante el período de estudio. Los modelos que tienen como objetivo el cálculo de los retornos de la educación, implementados desde la década de los setenta, buscan definir los factores que determinan los salarios (Mincer, 1974a). La existencia de evidencia empírica de la relación positiva entre la cantidad de tiempo dedicada a estudiar y el salario, refleja en la literatura el hallazgo pionero del uso frecuente de las ecuaciones de ingreso mincerianas.

Psacharopoulos (1994) analiza los retornos de la educación para distintas regiones en el mundo³; estudio que encuentra la disminución generalizada de los retornos

³ Este estudio incluye América Latina, África Subsahariana, Asia, Europa, Medio Oriente, África del Norte y países pertenecientes a la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE).

sociales y privados de la educación de acuerdo con el nivel de ingresos per cápita. Además, al examinar la evolución de los retornos de la educación, para varios períodos, encuentra que en países en desarrollo la educación en las mujeres es marginalmente más provechosa que la educación en los hombres; por último, este trabajo afirma que los retornos de la educación siguen las mismas reglas que los retornos del capital físico, en particular, al aumentar el *stock* de capital, los retornos caen.

Palme y Wrigth (1998) estudian la evolución de la tasa de retorno de la educación en Suecia para el período de 1968-1991; así, en este trabajo, en donde la tasa de retorno es medida en términos de diferencias en tasas de salarios asociados con diferentes niveles de educación, se usa en la ecuación de salarios unos términos que capturan el efecto de culminar un nivel de estudios determinado. Por otra parte, Kazianga (2004) estima la tasa de retorno de la educación privada en Burkina Faso con ecuaciones de Mincer para hombres y mujeres, y para el sector de trabajadores público y privado.

El trabajo de Tenjo (1993) es uno de los referentes sobre los retornos de la educación en Colombia; en éste se cuantifica la tasa de retorno para hombres y mujeres, analizando el efecto de la expansión del sistema educativo colombiano, utilizando las ecuaciones mincerianas encuentra que el efecto de la expansión educativa afectó distintamente a la población femenina y masculina. Con estos antecedentes, resulta conveniente estimar los retornos de la educación en Colombia para mujeres y hombres por separado.

En otro estudio para Colombia, Núñez y Sánchez (1998) analizan la evolución de la educación y sus determinantes, y el comportamiento de los salarios relativos para el período 1976-1995. Usando en su estimación ecuaciones salariales, obtienen valores de la tasa interna de retorno de la educación y de los premios por culminar un período educativo superior. En Arias y Chávez (2002) se realiza una estimación de la tasa de retorno a la inversión en educación para el período 1990-2000; estos autores reconocen la importancia de las “habilidades productivas” que se obtienen con el incremento en los niveles de educación de las personas; por otra parte, muestran que la retribución de la educación a las mujeres asalariadas con un año adicional de escolaridad es mayor que la presentada por los hombres.

Buchinsky (1994) utiliza una metodología de (RP) para los Estados Unidos estudiando la población masculina para mostrar el cambio en la tasa de retorno de la

educación entre 1963 y 1987. En un trabajo para Portugal Hartog *et al.* (1999) realizan un estudio comparativo de los retornos de la educación utilizando MCO y RP. En Colombia, este tipo de técnicas se comienzan a usar en Zárate (2003) donde se estima la tasa de retorno de la educación para mujeres y hombres conjuntamente durante el período 1990-2000; así, ese trabajo es uno de los pioneros en el uso aplicado para Colombia de las RP para estimar la tasa de retorno de la educación. Siguiendo la herramienta de Buchinsky (1994) y Zárate (2003) la motivación técnica del presente artículo, como se ha dicho, es examinar los retornos de la educación masculina y femenina que capture la heterogeneidad existente de la distribución salarial.

En este artículo, como muchos en los que se ha abordado la literatura de economía laboral, el interés se centra en realizar una estimación diferente para hombres y mujeres. La evidencia empírica sugiere que un estudio como estos se debe abordar modelando cada mercado laboral por separado, puesto que es innegable que la dinámica femenina dista mucho de la masculina. La diferencia salarial no sólo es debida a cambios institucionales de acuerdo con lo expuesto por Autor y Katz (1999), donde plantean que en las futuras investigaciones se deben tener en cuenta factores institucionales y características educativas y técnicas de los individuos para establecer las diferencias en los salarios, incluso, también puede deberse a las características propias de la historia del mercado laboral.

A. HECHOS ESTILIZADOS

En esta sección se muestra la evolución de las tasas de participación laboral femenina y masculina, de la misma forma, se presenta el promedio de los años dedicados a la educación; factores que son importantes para mostrar lo interesante que resulta estimar los retornos de la educación de hombres y mujeres por separado, puesto que cada población ha tenido un movimiento diferente dentro de la composición de la fuerza laboral.

1. Tasas de participación laboral

En el estudio del mercado laboral en Colombia es habitual pensar que la oferta laboral, en términos relativos, se puede medir con la tasa global de participación (TGP) (Arango y Posada, 2002a), definida como:

$$(1) \quad TGP = PEA / PET$$

En donde *PEA* es la población económicamente activa (se compone de ocupados, desocupados cesantes, desocupados aspirantes); *PET* es la población en edad de trabajar (individuos mayores de 12 años de edad). En el Gráfico 1 se muestra la tendencia de la tasa global de participación laboral; en el Gráfico 2 se presenta la evolución de las tasas de participación separadamente para mujeres y hombres, y el período de estudio es 1985-2000; con esto, en los gráficos se manifiesta el resultado para siete áreas metropolitanas consideradas en la Encuesta nacional de hogares.

El Gráfico 1 se divide en tres segmentos: en la primera parte se presenta un aumento transitorio llegando al 58% en 1991, donde realiza un salto hasta el 62% en 1992; en la segunda parte, la participación en el mercado laboral se incrementa poco, constituyéndose en el período de menos variación durante los últimos años

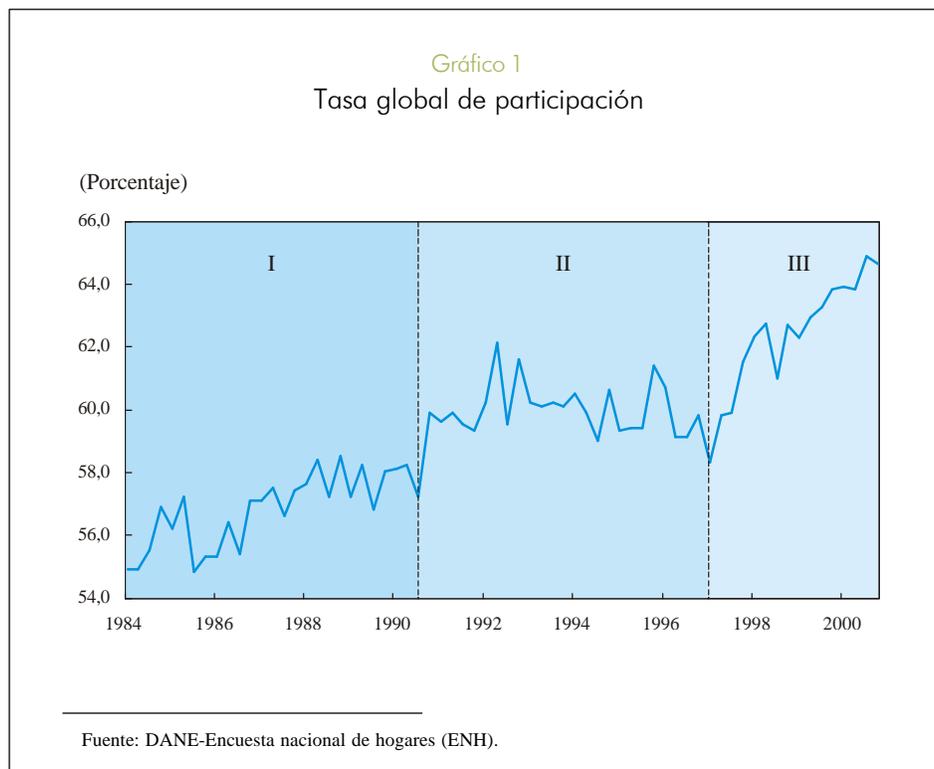
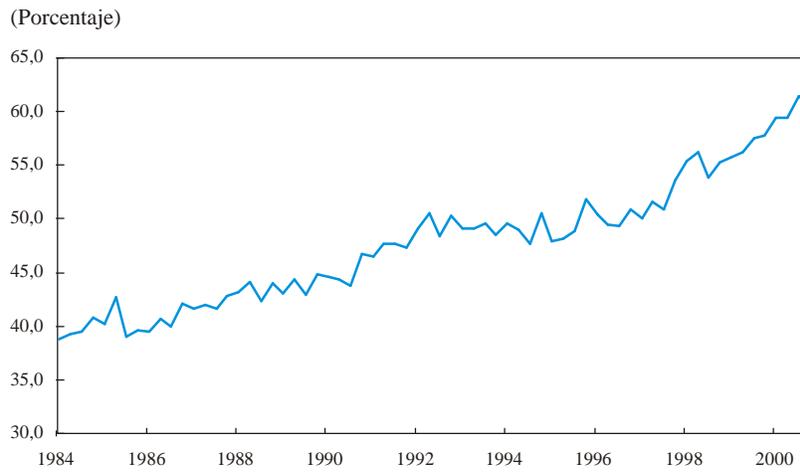


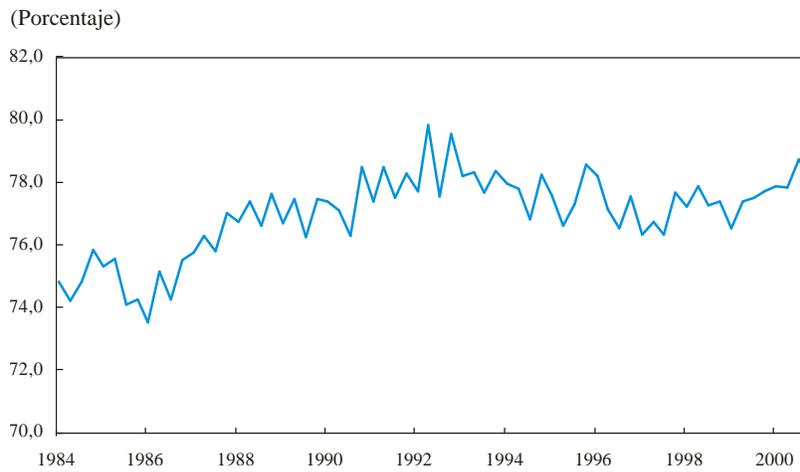
Gráfico 2

Tasa de participación laboral por género

Mujeres



Hombres y mujeres



Fuente: DANE-ENH, cálculos del Banco de la República.

de los noventa; la última parte evidencia el incremento de la fuerza laboral, que desde 1997 con el 58,8% mantiene una tendencia creciente hasta llegar al 64% en 2000. Como se aprecia, la proporción de trabajadores activos se ha incrementado desde 1985, y a pesar de que la economía colombiana ha experimentado recesiones, la tendencia ha sido creciente.

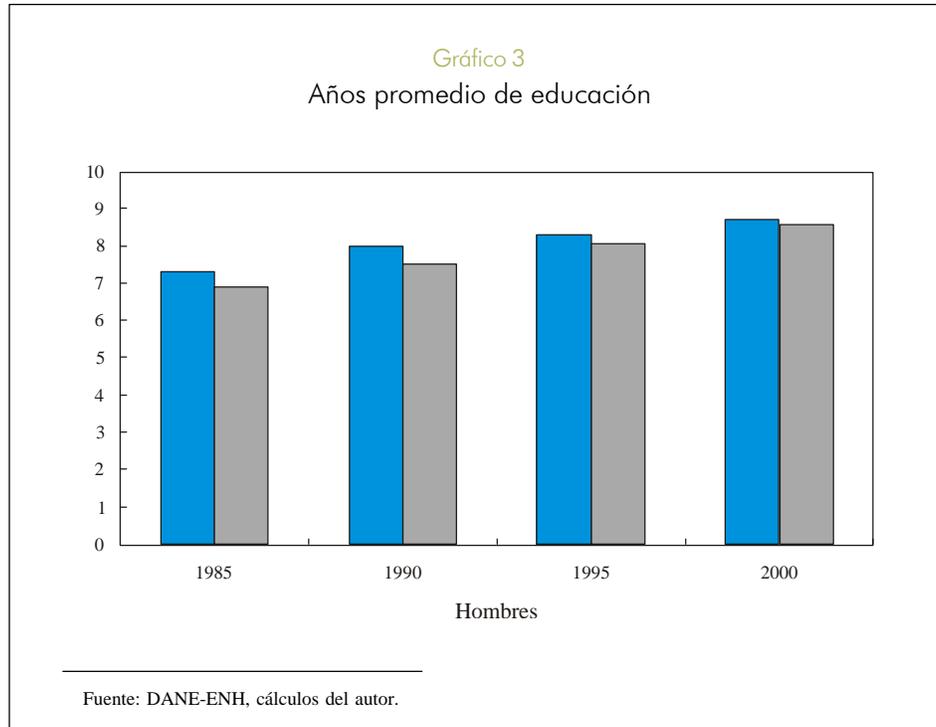
Por su parte, en el Gráfico 2 se muestra que la fuerza laboral colombiana se ha caracterizado por un incremento sostenido durante las dos décadas pasadas: las mujeres han experimentado un amplio crecimiento de la participación laboral a partir de comienzos de los años noventa, trasladándose de 45% a 60% en el año 2000 —la creciente incorporación de la población femenina en el mercado laboral ha sido motivo de diversos análisis⁴—.

De acuerdo con lo anterior el aumento de la TGP ha sido determinado por la evolución de la participación de las mujeres, quienes han aumentado la incursión en la fuerza laboral de manera continua desde mediados de los años ochenta debido a cambios institucionales, sociales y económicos. La incorporación femenina en el mercado puede ser influenciada por un mayor nivel de preparación, pero también, por causa de la situación económica: si recordamos que el país enfrenta duros escenarios causados por recesiones, muchas mujeres pertenecientes a los estratos bajos salieron a participar en el mercado de trabajo, buscando ubicarse en cualquier actividad remunerada para ayudar al sostenimiento familiar (Arango y Posada, 2002a).

2. Años promedio de educación

La literatura de economía laboral frecuentemente ha relacionado los años dedicados a la educación con un mayor nivel de ingresos. En el Gráfico 3 se muestran los años de educación promedio para hombres y mujeres en cada período considerado: se observa que, en promedio, hombres y mujeres han aumentado su nivel educativo; es de notar que las mujeres experimentan un crecimiento, desde el comienzo hasta el final del período de estudio, de 24% en años promedio de escolaridad, mayor al crecimiento obtenido de los hombres (18%).

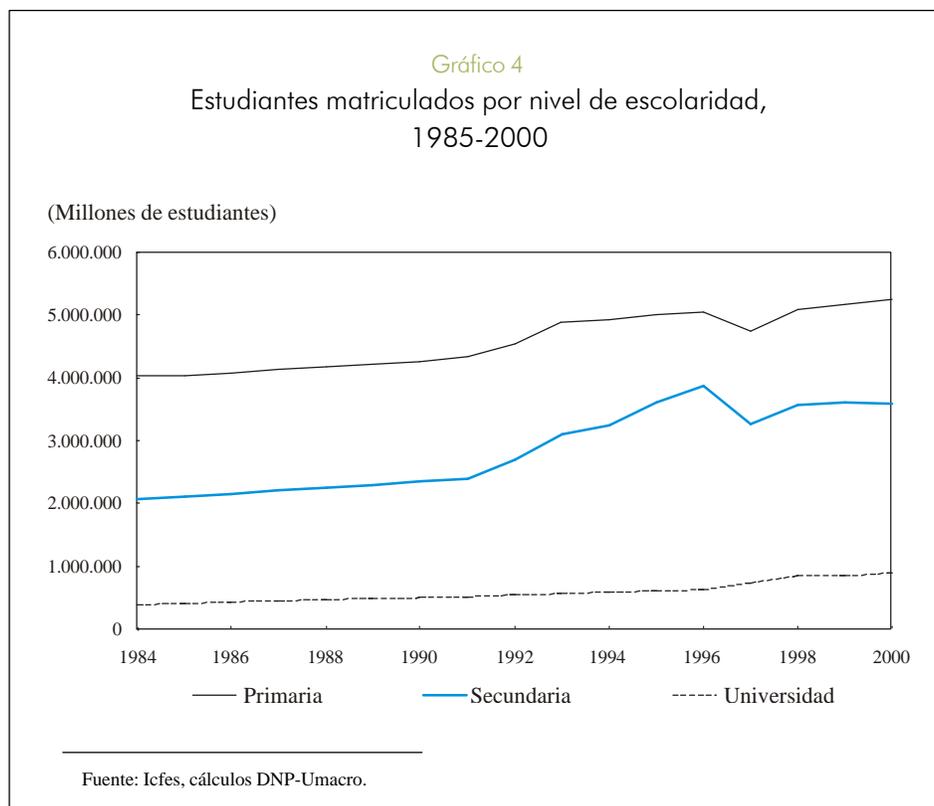
⁴ En Santamaría y Rojas (2001) se estudia la evolución de la participación laboral en Colombia concluyendo que el crecimiento se ha debido, en gran parte, a la forma en que se ha movido la participación femenina.



En el Gráfico 4 se expone el número de estudiantes matriculados por nivel de escolaridad: se puede ver las diferencias tan marcadas en el acceso a los tres niveles educativos del sistema, puesto que para secundaria la cifra es en promedio casi nueve veces superior a la presentada por la población matriculada en la universidad. Por su parte, la población matriculada en universitaria es casi la mitad de los matriculados en secundaria, lo cual indica que la expansión educativa ha beneficiado a gran parte de la población para que culminen sus estudios primarios y secundarios, pero por los altos costos y las restricciones en las universidades el acceso a esta educación es mucho menor.

III. LA EDUCACIÓN Y SU ECUACIÓN DE RETORNOS

En esta sección se explica de manera breve la forma funcional de la ecuación de salarios, y en la segunda parte se muestra la estructura y las sugerencias de la ecuación del capital humano de Mincer (1974a); además, se presentan teóricamente las



dos etapas que comprenden la estimación de los retornos de la educación; con lo cual se plantea la ecuación de participación laboral que permite corregir el sesgo muestral de selección y la ecuación de salarios por estimarse.

A. LA ECUACIÓN DE RETORNOS DE LA EDUCACIÓN

Una forma de cuantificar las ganancias en el mercado laboral como función de la acumulación del *stock* de capital humano efectuado por los individuos, a través de la inversión en educación, es establecer una secuencia de inversiones que aumentan el poder de las retribuciones sobre la inversión en éste capital durante el ciclo de vida. Sin embargo, cuando esta inversión es negativa (lo que sucede cuando las habilidades se desgastan por la depreciación) el poder de las ganancias se debilita. Esta relación entre la secuencia de acumulación de capital humano y el resultado

del crecimiento en términos de ganancias, se ha formalizado como la función de ingresos del capital humano, (Mincer y Polacheck, 1974b). Por su parte, Mincer generaliza la idea de conectar la teoría del capital humano con la fuente de microdatos y aplicarla en la dirección de estudiar la inequidad de los ingresos (Rosen, 1992). Esta formulación teórica ha tenido bastante influencia en los trabajos empíricos⁵, pues, siendo el pionero en usar ideas microeconómicas para analizar problemas de gran importancia, sin duda transformó la economía laboral, produciendo resultados que pudieran ser aplicados para mostrar el comportamiento del mercado. Además, con base en argumentos teóricos y empíricos, Mincer modela el logaritmo natural del salario como una función de los años de educación y los años de experiencia potencial en el mercado laboral⁶. La extensamente usada ecuación de Mincer (1974a) se representa como:

$$(2) \quad \log(y) = \log(y_0) + b_1Ed + b_2Ex + b_3Ex^2$$

Donde y representa el salario del individuo; y_0 es el nivel de salario del individuo con ningún tipo de educación ni experiencia; Ed es los años de educación; Ex es los años de experiencia potencial en el mercado. La ecuación (2) se ha denominado como el foco de la investigación empírica de la determinación de las ganancias provenientes de la acumulación del *stock* de capital humano. Mincer generalizó la idea de conectar la teoría del capital humano con un trabajo que involucrara datos sobre las ganancias y aplicarlos dentro del estudio sobre inequidad en los salarios⁷. La formulación hecha en (2), en donde la educación y la experiencia aparecen separadamente, permite extraer una simple tasa de retribución de inversión en educación dentro del mercado laboral; desde este punto de vista, la ecuación de Mincer proporciona un interrogante sobre la causalidad de educación sobre salarios⁸.

El aporte de Mincer ha sido fuente de opiniones y estudios sobre el capital humano (Rosen, 1992), sin embargo, existen varias críticas que surgen sobre esta

⁵ En Rosen (1992) se hace un recuento sobre el aporte de la formulación de ecuaciones de ingresos realizada por Mincer.

⁶ Mincer propone la medida de experiencia como $Ex = \text{edad} - \text{educación (años)} - 6$; sin embargo, la medida de experiencia manejada en este artículo es $Ex = \min\{\text{edad} - 16, \text{edad} - \text{años de educación} - 6\}$.

⁷ Un ejemplo de esto se refleja en Mincer y Polacheck (1974b) donde se estudia por separado la función de ganancias de la mujer.

⁸ Aunque la causalidad de salarios y educación se relaciona con el artículo, no es éste el objetivo del trabajo. En Card (1994) se encuentra una nutrida literatura sobre el tema.

propuesta. Con respecto a la ecuación (2), se han realizado varias sugerencias: por ejemplo, se indica que es posible añadir un término cuadrático de la educación con el fin de obtener el crecimiento convexo en la relación entre escolaridad y salario, así como un efecto cohorte que capture el resultado del crecimiento en la retribución de la educación entre diferentes grupos de individuos (Lemieux, 2003).

La inclusión de otros regresores en la ecuación se establece como un debate propuesto para explicar más detalladamente el salario; este es el caso cuando se considera la educación al cuadrado (Ed^2) como variable que explica el comportamiento del salario⁹. Por otra parte, en la literatura se menciona que una de las mayores innovaciones empíricas en Mincer (1974a) fue la introducción de una función cóncava de experiencia potencial en el mercado. Son muchas las sugerencias referentes a la inclusión de un término de interacción entre educación y experiencia, algunos investigadores han concluido que la experiencia no es paralela en todos los niveles educativos, por esto incluir en (2) un término de interacción ($Ed*Ex$) puede confundir los resultados (Lemieux, 2003).

Distintos investigadores han trabajado en una modelación más compleja de (2); por ejemplo, Kazianga (2004) estima los retornos de la educación usando cohortes de diferentes clasificaciones de trabajadores; este concepto se fundamenta en que dividir la muestra ayudaría a la diferenciación de salarios, en este caso entre los empleados del sector público y privado.

Sin embargo, las anteriores especificaciones no siempre pueden cumplirse para todos los países y generalmente los retornos de la educación son estudiados con la ecuación básica de Mincer. En la literatura se manejan distintas especificaciones referentes a esta ecuación, por lo tanto es probable encontrar modificaciones en las cuales se usen variables categóricas u otras variables, como las expuestas anteriormente.

El parámetro b_1 en (2) es la medida de la tasa interna de retorno promedio (bajo un contexto de estimación de MCO) y se puede interpretar como el cambio porcentual promedio del ingreso de una persona si su nivel de educación aumenta en una unidad, manteniendo todo lo demás constante. En el caso de RP este parámetro

⁹ En Heckman, Anne y Petra (1996): se concluye que el logaritmo del salario es una función no lineal de la escolaridad debido al gran aumento en las ganancias entre 15 y 16 años de escolaridad.

se entiende como la medida de la tasa interna de retorno condicional al percentil de los salarios dado un conjunto de información.

1. Una versión más compleja de la ecuación de retornos de la educación

La diferenciación de individuos a través de premios que reciben cuando terminan el colegio o la universidad son los denominados efectos *sheepskins*; los cuales se reflejan en la retribución de un año adicional de educación, puesto que por culminar completamente una etapa estudiantil el individuo obtiene una retribución mayor que aquellos que no culminaron o no alcanzaron un nivel educativo más alto.

En una considerable cantidad de aplicaciones, la medida sustraída de los retornos en (2) es aceptable; sin embargo, el ejercicio adquiere una riqueza técnica cuando es posible obtener medidas para diferentes niveles de educación (secundaria, bachillerato, universidad). Para capturar estos efectos el modelo expuesto en (2) se puede transformar usando la estimación de lo que se ha denominado el modelo *spline*¹⁰. De esta manera los premios son capturados a través de los *splines* introducidos en el modelo sencillo de (2). Siguiendo la propuesta de Tenjo (1993) y Hartog *et al.* (1999) la modelación de los *splines* aquí tendrá una perspectiva lineal¹¹.

El sistema educativo colombiano primordialmente se compone de educación secundaria, universitaria y superior (universitaria, postuniversitaria). En la literatura se observa frecuentemente que los retornos de un año adicional de educación no es idéntico a través de todos los niveles de escolaridad (Hartog *et al.*, 1999); por este motivo, en esta sección se agregan términos a la ecuación de salarios en (2) incluyendo *splines* en los años de educación en las categorías del sistema educativo. En este documento se analizan puntualmente los retornos a la educación secundaria, universitaria, y postuniversitaria.

Estas funciones activan los efectos de la educación sobre los salarios, es decir, capturan el premio por culminar completamente alguno o todos los niveles educativos del

¹⁰ Los modelos *spline* pueden tener características lineales o cúbicas. La idea central de los *splines* es capturar el cambio en un momento específico de una variable dentro de su distribución. Estas herramientas fueron presentadas para el campo de la economía por Poirier (1976).

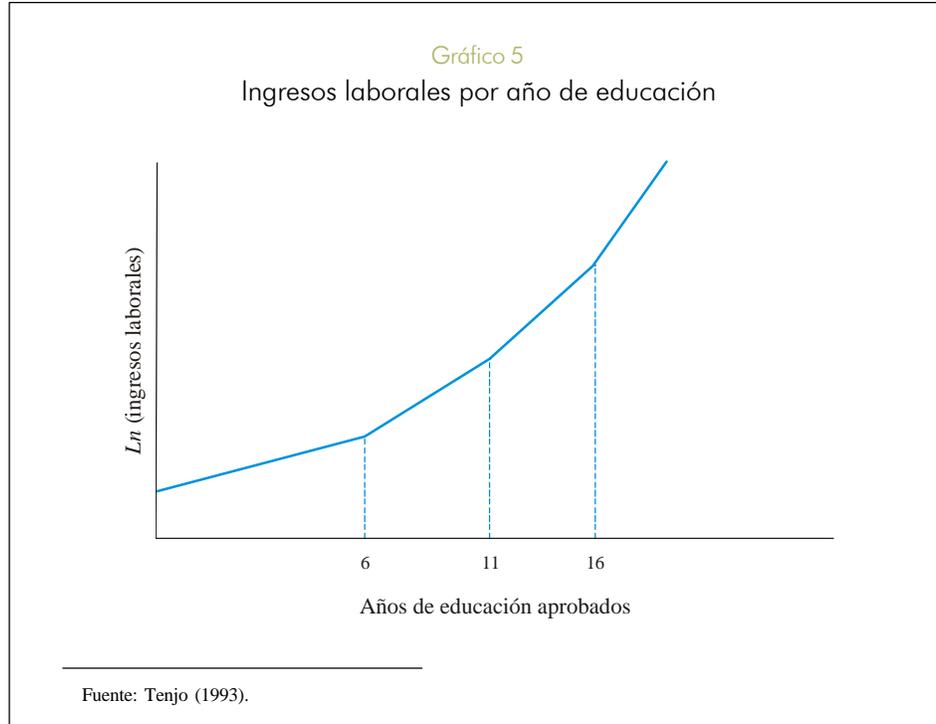
¹¹ Para ver la construcción de los *splines*, consúltese el trabajo de William Greene: *Econometric Analysis*.

sistema. Los coeficientes de los *splines* son interpretados de la misma manera como se hace con el coeficiente de la variable de años de educación continua (sin *splines*), esto es, b_1 en (2). La educación tiene unos nodos especiales que se activan si el individuo ha superado el “umbral” de los años de educación establecidos.

La estrategia consiste en desagregar el efecto de cada nivel educativo sobre los ingresos de un individuo en particular, con lo cual se busca contrastar si la rentabilidad difiere según el nivel de educación alcanzado por el individuo. El Gráfico 5 representa el «supuesto comportamiento» de los *splines*, donde la pendiente de cada fragmento representa la rentabilidad condicional del salario (y) dado (x) del respectivo nivel educativo.

La forma de trabajo consiste en estimar la relación entre los ingresos y los años de educación por medio de fragmentos, *splines* lineales, donde la pendiente de cada segmento representa la rentabilidad promedio del respectivo nivel educativo.

Para crear los *splines* lineales se requieren dos pasos:



1. Declarar las variables *dummy* para los tres niveles educativos:

$$d_1 = 1 \quad d_2 = 1 \quad d_3 = 1$$

2. Posteriormente se determinan los nodos y las regiones de los niveles educativos usando los *splines* lineales.

$$3. \quad E_{\text{secundaria}} = \begin{cases} \text{si } x \geq 5 \text{ entonces } d_1 = 1 & \text{retorno } \textit{educaci3n secundaria} \\ 0 \text{ en otro caso} \end{cases}$$

$$E_{\text{universitaria}} = \begin{cases} \text{si } x \geq 11 \text{ entonces } d_2 = 1 & \text{retorno } \textit{educaci3n universitaria} \\ 0 \text{ en otro caso} \end{cases}$$

$$E_{\text{postuniversitaria}} = \begin{cases} \text{si } x \geq 16 \text{ entonces } d_3 = 1 & \text{retorno } \textit{educaci3n postuniversitaria} \\ 0 \text{ en otro caso} \end{cases}$$

donde x denota el n3mero de a3os de educaci3n. La interacci3n por separado de la variable *dummy* (d_i), con los segmentos fragmentados de la variable *educaci3n* para cada nivel, son los regresores que se involucran en la ecuaci3n (2); en otras palabras, estas nuevas variables se definen como:

donde $\mathbf{f}_{\text{sec}} = d_1^* (Ed_{\text{secundaria}})$; $\mathbf{f}_{\text{univ}} = d_2^* (Ed_{\text{universitaria}})$; $\mathbf{fp}_{\text{ps-univ}} = d_3^* (Ed_{\text{postuniversitaria}})$;

$Ed_{\text{secundaria}} =$ Total a3os de escolaridad del individuo i -5 a3os del nivel de secundaria

$Ed_{\text{universitaria}} =$ Total a3os de escolaridad del individuo i -11 a3os del nivel de universitaria

$Ed_{\text{postuniversitaria}} =$ Total a3os de escolaridad del individuo i -16 a3os del nivel de postuniversitaria

La inclusi3n de estas tres variables en (2) complementa la versi3n del modelo que se plante3o anteriormente; esta ecuaci3n se ha denominado el modelo *spline* de la ecuaci3n de retornos a la inversi3n en educaci3n, siendo 3sta la principal ecuaci3n por estimar con el m3todo de RP. De esta manera la ecuaci3n de ingresos queda definida como:

$$(3) \quad \log(y) = \log(y_0) + b_1Ed + b_2Ex + b_3Ex^2 + b_4f_{sec} + b_5f_{univ} + b_6f_{ps-univ}$$

Hasta el momento (3) no tiene un término que corrija el problema de sesgo muestral de selección; la literatura recomienda que dicho sesgo se deba corregir en la ecuación final que se estima se involucra este valor —en la siguiente sección se hace un recuento de cómo se debe manejar el sesgo y de qué manera corregirlo—.

B. CORRECCIÓN DEL SESGO EN LA MUESTRA

El cálculo de las funciones de ingreso propuesto por Mincer (1974a) ha sido objetivo de varias críticas y sugerencias puesto que el uso de éstas se enfrenta comúnmente a problemas derivados de sesgo muestral de selección, el cual es ocasionado al no incluir en la estimación un factor (I) que capture la negación de ciertos individuos de participar en el mercado laboral, ya que en teoría no lo hacen por que su salario de reserva es mayor al que obtuviesen empleándose.

Para darle solución a un problema de esta naturalidad en Heckman (1979) se propone una técnica para corregir el sesgo de selección en las ecuaciones de ingreso mincerianas, la cual consiste en realizar la estimación en dos etapas: la primera es la estimación de un modelo *probit* que calcula la probabilidad de todos los individuos pertenecientes a la población en edad de trabajar (PET) de hacer parte del mercado laboral usando una ecuación de participación laboral. Con este resultado se estima el «inverso de la razón de Mills»:

$$(4) \quad I = [f(z_i)] / [1 - F(-z_i)]$$

donde z_i es derivado de los estimadores de la ecuación del *probit*; los parámetros f y F son la función de densidad de una variable aleatoria normal estándar y la función de distribución acumulativa, respectivamente; el valor de λ se incluye como regresor en (3) durante la segunda etapa de la estimación. Esta segunda etapa puede hacerse por RP o MCO.

A continuación se muestra un marco conceptual de la ecuación de participación laboral que se usa en la primera etapa de la estimación.

C. ECUACIONES DE PARTICIPACIÓN LABORAL

La corrección del sesgo de selección muestral en la aplicación de las funciones de ingreso mincerianas radica en la utilidad de ecuaciones de participación laboral. El uso frecuente de estas especificaciones ha permitido a los investigadores cubrir algunas críticas referentes a este tema.

En este tipo de ecuaciones los agentes económicos buscan maximizar su función de utilidad; los atributos que conserva la función encajan el conjunto de condiciones que proporcionan al individuo participar o no activamente de la fuerza laboral. Los modelos de participación laboral, en algunos casos, se fundaban en análisis macroeconómicos; recientemente se han comprobado ejercicios econométricos que exponen para Colombia ecuaciones de participación laboral: por ejemplo, Arango y Posada (2002a)¹² plantean un modelo en el cual un miembro del hogar, perteneciente a la PET toma la decisión de hacer parte de la fuerza laboral o de no hacerlo basándose en criterios de participación que dependen del nivel educativo alcanzado, la edad, la riqueza del hogar como *proxy* del salario de reserva del individuo, el desempleo en algún miembro del hogar, la cantidad de niños menores en el hogar, el estrato social del hogar¹³.

La decisión de participación en el mercado laboral depende, como se ha dicho, del salario de reserva que la persona considera tener, ya que el individuo se enfrentará a una situación que corresponda al conjunto de sus características personales. Con el conjunto de información considerado en el estudio y el proporcionado por la ENH para septiembre de cada año, se construyeron las variables dada la información suministrada por la encuesta, restringiendo, de esta muestra, las personas menores de 12 años de edad y mayores de 65, y aquellas que fuesen reportadas como minusválidos o incapacitados, o que por otra parte sean empleados del servicio doméstico, ya que estos harían parte del mismo hogar.

Siguiendo la metodología de Arango y Posada (2002a), se busca examinar dos tipos de salarios: corriente y reserva; así, se constituye un primer grupo de

¹² En ese documento los autores identifican la población objetivo como mayores de 12 años y menores de 60 años.

¹³ Puesto que esta ecuación de participación laboral se encuentra muy bien fundamentada, en este artículo se optó por utilizarla.

variables relacionadas con el salario corriente como edad, y educación; para el salario de reserva se introdujeron variables como el número de niños menores, la riqueza y la existencia de otros desempleados en el hogar.

La riqueza familiar define hasta dónde la familia puede gastar relacionado con su nivel socioeconómico, incidiendo de manera indirecta en el salario de reserva del individuo. Para aproximarse a esta situación se construyó la variable *dummy riqueza*. Los criterios de la construcción es que si la vivienda es propia, el estrato socioeconómico es medio superior y el nivel de ingresos del hogar es mayor a \$2.000.000 de 1998. Si el individuo cumple con alguna de estas condiciones la variable *riqueza* asume el valor de 1, en caso contrario, 0.¹⁴

Existe otra variable que relaciona el estado civil de la persona, la incorporación se debe a la intuición de diferenciar la decisión de participar entre personas comprometidas y no comprometidas. De los datos de la encuesta se construye la variable *escivil*, la cual es una *dummy* que toma el valor de 1 si la persona es comprometida o en unión libre, y 0 en otro caso.

De acuerdo con lo expuesto, la ecuación del modelo *probit* que se usa en la primera parte de la estimación es:

$$(5) \quad P_i = \text{PR}(Y_i = 1) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1educ + \mathbf{b}_2edad + \mathbf{b}_3menores + \mathbf{b}_4riqueza \\ + \mathbf{b}_5desemh + \mathbf{b}_6edad^2 + \mathbf{b}_7escivil$$

donde: *educ* es los años de educación aprobados; *edad*, corresponde a la edad del individuo; *menores*, al número de menores de 10 años en el hogar; *riqueza*, a una variable *dummy* que toma el valor de 1 si la persona pertenece a un hogar de características especiales y 0 en otro caso; *desemh*, que toma el valor de 1 si hay otros desempleados en el hogar y 0 en el caso contrario; *edad al cuadrado*, la medida no lineal de los años de la persona y *escivil*, para ver el estado civil de la persona.

¹⁴ El ejercicio incluye los ingresos totales del hogar, a pesar de ser más ortodoxo excluir los ingresos laborales, el ejercicio, excluyéndolos, arrojó resultados similares. Se escogió el ingreso total, y no per cápita, para tener una idea de la riqueza global del hogar y con ello la incidencia del mismo en la decisión de participar o no hacerlo en el mercado laboral.

IV. MÉTODOS Y ETAPAS DE LA ESTIMACIÓN

La distribución salarial suele tener características heterogéneas a lo largo de todos los posibles valores que cada individuo tenga. Las estimaciones usando regresiones por MCO capturan el efecto sobre el promedio condicional de toda la distribución del salario; específicamente esos estimadores no permiten encontrar cualquier heterogeneidad entre las brechas salariales creadas dentro de la distribución (Reck, 2003). La heterogeneidad sobre la distribución condicional del salario muestra un conjunto de características que no son comunes para todos los individuos. Cuando se permite que la distribución sea heterogénea es posible describir las diferencias entre los salarios de distintos trabajadores bajo un nivel educativo específico.

En ese sentido, la media frecuentemente no ofrece una completa descripción de una variable específica; la media condicional calculada por MCO no siempre muestra un adecuado enlace de la relación entre dos variables (especialmente cuando la distribución condicional es heterogénea). En este artículo se intenta verificar la heterogeneidad a través de la distribución condicional del salario, y se puede proporcionar estimadores de los retornos de la educación en diferentes puntos sobre de la misma. La herramienta para lograr esos resultados son las RP, ya que, esencialmente, este método proporciona estimadores de los percentiles condicionales, preferibles que la media condicional ofrecida en MCO. MCO es uno de los métodos de estimación más usados en este tipo de análisis, pues muestra la estimación del efecto de inversión en educación sobre la media de la distribución condicional del salario; sin embargo, el impacto de la educación sobre la media de esta distribución se puede analizar como un efecto parcial (no total) de la relación estadística entre las variables. De esta manera al usar RP resulta interesante examinar esa relación sobre los diferentes percentiles de la función de distribución condicional.

Considerando t_i el t -ésimo percentil condicional de y , por la variación de t , se pueden obtener distintos percentiles. En muchas ocasiones se empieza por estimar la regresión sobre la mediana $t = 0,5$; lo valioso es que se puede estimar cada percentil incrementándose de 0 a 1, hasta trazar la distribución completa de y , condicionado por x .

Los ejercicios empíricos sobre los retornos de la educación, tradicionalmente utilizan estimadores por MCO, y los menos tradicionales suelen ser por RP. Este

último estimador permite evaluar cómo el efecto de la educación varía a través del total de la distribución condicional del salario; en tanto que en la perspectiva de MCO los coeficientes de regresión se asumen constantes a lo largo de toda la distribución condicional del salario. La caracterización de la expectativa condicional probablemente constituye sólo un aspecto limitado de la distribución salarial, de hecho, en la literatura se encuentran reflexiones acerca de la restricción del análisis ya que cuando se estima sobre la media condicional se puede incurrir en pérdida de importantes características de la estructura salarial (Buchinsky, 1994).

A. PRIMERA ETAPA DE LA ESTIMACIÓN: SESGO DE SELECCIÓN Y MÉTODOS DE SOLUCIÓN

Como se ha mencionado, dentro de las estimaciones de los retornos de la educación siempre ha existido un sesgo muestral de selección. La manera adecuada como la literatura recomienda abarcar este problema es corregir el sesgo en una primera etapa de la estimación y, con los resultados obtenidos, estimar en una segunda etapa (la ecuación de salarios) con la variable que corrija el sesgo. De esta manera la incorporación en (3) de una variable (I) que supere el problema, se plantea como un momento previo de la estimación final.

El modo tradicional de corregir el problema cuando se trabaja con MCO es estimar un modelo *probit*, cuyo resultado en los estimadores genera lo que se conoce como el inverso de la razón de Mills planteado en (4). Esta variable se incluye en la segunda etapa de la estimación como regresor, y de resultar significativa se dice que el sesgo existente se ha corregido (Heckman, 1979). La formulación de la ecuación del modelo *probit* planteado en (5) se ha denominado *ecuación de participación laboral*.

Las diferentes tasas de participación pueden ser un problema para las estimaciones de regresiones por percentiles, si la diferencia de las tasas difiere en distintos puntos de la distribución condicional del salario. Con el fin de controlar el posible problema de sesgo de selección causado por distintas tasas de participación entre los individuos, y la posibilidad de que estas diferencias sean también entre percentiles, son varios los métodos propuestos para usarse: el primer método es basado en un Heckman (1979) de dos etapas, probado empíricamente en Reck (2003); sin embargo, el uso en la práctica resulta ser más demorado y menos eficiente. El segundo método (basado en Buchinsky, 2001) es completamente análogo al

procedimiento doble de Heckman, refiriéndose a la forma tradicional reseñada arriba, pero en la segunda etapa (estimación de la ecuación de salarios) se usa regresión por percentiles. Un tercer método extiende la propuesta de Buchinsky (2001) en el cual se usan regresiones por percentiles en ambas etapas del procedimiento estilo Heckman (usar regresiones por percentiles para estimar la ecuación binaria de participación laboral y usar regresiones por percentiles para estimar la segunda etapa de la ecuación de salarios).

En este artículo se usa el segundo método, en otras palabras se realiza la primera etapa de la estimación usando un modelo *probit* para calcular α (5), y en la segunda etapa se estima la ecuación de salarios por RP¹⁵.

B. SEGUNDA ETAPA DE LA ESTIMACIÓN: REGRESIÓN POR PERCENTILES

La regresión estándar de MCO se usa para obtener estimadores para la media condicional de alguna variable, dado un conjunto de covariables; una desventaja de éste radica en que el estimador obtenido es un vector simple usado para resumir la relación entre la variable dependiente y las variables independientes. En particular con este método se asume que no hay heterogeneidad existente en la distribución condicional. La información que se pueda obtener por encima de la media condicionada del valor de una variable, en algunos casos resulta ser valiosa. Cuando el interés no se basa únicamente en el valor que pueda proporcionar el promedio, es posible conocer la localización de los componentes de la muestra partiéndola en diferentes grupos, diferenciación que se puede obtener para un determinado t (percentil).

Por su parte, las RP introducidas por Koenker y Basset (1978) permiten estimaciones en distintos puntos de la distribución condicional; en otras palabras, no existe un supuesto de homogeneidad de la distribución condicional, pues, de

¹⁵ Aunque en la estimación de la ecuación de participación laboral se incluyen los trabajadores que realicen su jornada en cualquier cantidad de horas, y en la segunda etapa se estime los retornos a la educación para aquellos trabajadores que cumplieran con 40 o más horas laboradas a la semana, los resultados de la corrección del sesgo de selección no se ven notablemente afectados por esta situación; la elección del número de horas es endógena, por lo cual podría ser conveniente estimar el modelo sugerido.

hecho, las regresiones por percentiles pueden ser usadas para probar si la distribución es homogénea. Las regresiones usadas con MCO asumen implícitamente que las estimaciones en todos los puntos de la distribución condicional son las mismas, de esta manera, si el percentil estimado no es significativamente diferente de otro, esto implica que la distribución condicional es homogénea. Si se corrobora que las estimaciones en los distintos percentiles son significativamente diferentes de otro percentil estimado entonces existe una heterogeneidad significativa en la distribución condicional.

Recordando que en MCO se busca minimizar con respecto a \mathbf{b} , es decir que se plantea la siguiente discusión: hacer mínima la suma de los errores al cuadrado.

$$(6) \quad \hat{\mathbf{b}} = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n (y_i - X_i \mathbf{b})^2$$

donde y es una variable dependiente, X es una matriz de covariables y \mathbf{b} es un vector de coeficientes. Esta expresión muestra la estimación estándar de la media condicional de y dado X .

Las regresiones por percentiles no minimizan la suma de los errores al cuadrado, en su lugar se minimiza la ponderación de la suma de los errores absolutos: específicamente, se minimiza la función definida para el t -ésimo percentil. La solución que permite encontrar el estimador de $\hat{\mathbf{b}}_t$ para \mathbf{b}_t de manera general, para un percentil variando $0 < t < 1$.

$$(7) \quad \hat{\mathbf{b}}_t = \operatorname{argmin}_{\mathbf{b}_t \in \mathbb{R}} \left\{ \sum_{y_i \geq x_i \mathbf{b}_t} t |y_i - x_i \mathbf{b}_t| + \sum_{y_i < x_i \mathbf{b}_t} (1-t) |y_i - x_i \mathbf{b}_t| \right\}$$

$$= \operatorname{argmin}_{\mathbf{b}_t \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (r_t(y_i - x_i \mathbf{b}_t))$$

donde y es una variable dependiente; X es una matriz de variables explicativas; \mathbf{b} es un vector de coeficientes variando sobre el percentil t .

El término $r_t(\mathbf{w}) = (t - I(\mathbf{w} < 0))$, \mathbf{w} es una función de chequeo definida como:

$$r_t(\mathbf{w}) = \begin{cases} t & \text{si } \mathbf{w} \geq 0 \\ (t-1)\mathbf{w} & \text{si } \mathbf{w} < 0 \end{cases}$$

El modelo especifica el t -ésimo percentil de la distribución condicional de y , dado por la información contenida en x ; garantizando que efectivamente se

localiza el valor de y en el percentil establecido. Esta función de chequeo toma el valor de 1 si la condición se cumple, es decir, el valor del percentil elegido corresponde a la localización de la variable en ese t de la distribución. Usando las regresiones por percentiles se puede estimar \mathbf{b}_t para cualquier nivel de t entre 0 y 1. Aquí no se hace el supuesto de que los estimadores en todos los puntos de la distribución son iguales (como se hace en MCO).

Por todo lo anterior, el estimador de $\hat{\mathbf{b}}_t$ se define como:

$$(8) \quad \hat{\mathbf{b}}_t = \arg \min_{\mathbf{b}_t \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n r_t(y_i - x_i' \mathbf{b}_t)$$

Las regresiones por percentiles no son equivalentes a estimaciones de MCO sobre submuestras correspondientes a cada percentil, ya que cortar los datos de esa manera y luego estimar separadamente implica que no se está utilizando toda la información en la estimación de cada percentil (Reck, 2003). En la estimación de regresión por percentiles todos los datos que se tienen son utilizados; sin embargo, algunas observaciones tienen más relevancia que otras, específicamente esas observaciones son las que se encuentran por encima del plano de percentiles condicionales.

1. La ecuación por estimar

Después de haber considerado todas las variaciones y modificaciones a la ecuación tradicional del capital humano propuesta en (2), y de controlar por sesgo de selección, la ecuación que se considera como la base del análisis para estimarse por RP, es:

$$(9) \quad Q_t(\log(y_i / x)) = \log(y_0) + \mathbf{b}_{1t} Ed + \mathbf{b}_{2t} Ex + \mathbf{b}_{3t} Ex^2 + \mathbf{b}_{4t} \mathbf{f}_{sec} + \mathbf{b}_{5t} \mathbf{f}_{univ} \\ + \mathbf{b}_{6t} \mathbf{f}_{ps-univ} + \mathbf{b}_{7t} \lambda$$

donde $\log(y)$ representa el logaritmo natural del salario semanal del individuo (y_0 es el nivel de salario del individuo con ningún tipo de educación ni experiencia); Ed , representa los años de educación; Ex , los años de experiencia potencial en el mercado. Las variables \mathbf{f}_{sec} , \mathbf{f}_{univ} , $\mathbf{f}_{ps-univ}$ representan el *premio* por culminar secundaria, universitaria, y postgrado, respectivamente. La variable λ es el término hallado en la primera etapa de la estimación que corrige el sesgo muestral de selección.

V. LOS DATOS

El análisis de este documento está basado en la información proporcionada por la Encuesta nacional de hogares (ENH) realizada por el Departamento Nacional de Estadística de Colombia (DANE) para las etapas de septiembre de 1985, 1990, 1995 y 2000. Estos datos fueron escogidos para la población urbana de las siete áreas metropolitanas incluidas en la encuesta.

La muestra usada en la primera etapa de la estimación del documento son las personas que pertenecen a la población en edad de trabajar (PET), la cual se compone de la población económicamente activa (PEA) y de la población económicamente inactiva (PI). Se tienen en cuenta personas con más de 12 años y menores de 65 años, además, no se consideran inválidos e incapacitados —es una selección arbitraria pero conveniente para una mejor descripción de la oferta laboral—.

En la segunda etapa de la estimación se han considerado personas asalariadas que trabajan en el sector público o privado de la economía, con 40 o más horas laborales a la semana. Se omiten de esta estimación las personas clasificadas como trabajadores por cuenta propia, trabajos familiares no remunerados, empleado doméstico, y patrón o empleador.

VI. RESULTADOS EMPÍRICOS

Los resultados presentados en esta sección corresponden a la estimación del ejercicio principal del artículo sobre la ecuación de ingreso planteada en (9), usando RP, en donde se utilizan términos para capturar el efecto de culminar satisfactoriamente un nivel educativo.

A. RESULTADOS CON RP PARA EL MODELO SPLINE

En esta parte del trabajo se presenta un breve análisis por cada año, tanto la estimación para toda la muestra, como para hombres y mujeres por separado. El Cuadro 1 muestra la cantidad de personas que reportaron salario, y por tanto se consideraron en cada período de análisis y fueron las que se utilizaron en la segunda etapa de la estimación.

Cuadro 1
Cantidad de observaciones en cada año

Años	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
1985	12.350	8.057	4.293
1990	14.085	8.905	5.180
1995	15.152	9.011	6.141
2000	10.944	6.153	4.791

Fuente: cálculos del autor con base en ENH.

La interpretación de los coeficientes en estas regresiones es conceptualmente análoga a las regresiones de MCO; en este caso, los coeficientes de regresión miden la influencia de la variable independiente (educación) en la media condicional de la variable dependiente (salario), mientras en las RP los coeficientes \hat{b}_t representan la influencia de la variable independiente sobre el percentil condicional de la variable dependiente dado un conjunto de información.

1. Resultado principal de la estimación

El efecto marginal de la educación sobre un percentil específico condicionado de la variable dependiente se puede obtener por la derivada parcial, en el cual sólo se captura el retorno de años de educación cumplidos, esto se puede ver como:

$$(10) \quad b_{\tau}(Ed) = \frac{\partial Q_{\ln y}(\tau/x)}{\partial Ed} \times 100$$

Pero para capturar el premio por culminar el nivel educativo, el estimador se define de la forma:

$$(11) \quad b_{\tau}(Ed + f_i) = \frac{\partial Q_{\ln y}(\tau/x)}{\partial Ed} \times 100 + \sum_{i=1}^3 \frac{\partial Q_{\ln y}(\tau/x)}{\partial f_i} \times 100$$

donde f_i es el valor agregado del retorno por terminar secundaria, universidad y postgrado, dependiendo del nivel que el individuo haya culminado.

Cada percentil de la distribución condicional del salario tiene en cuenta el cumplimiento satisfactorio de un nivel educativo específico; así, el retorno de la educación se define ahora por la suma de b_{1t} y el correspondiente premio. La estimación de este modelo involucra todas las variables del modelo planteado en (2) corregido por sesgo de selección, más los términos que capturan medidas varias para diferentes niveles de educación (*splines*). El valor del coeficiente para cada nivel es obtenido como la suma del valor de la estimación de la educación (b_{1t}) y el de cada nivel. Para secundaria el coeficiente estimado es $b_{1t} + b_{4t}$, para universidad es $b_{1t} + b_{4t} + b_{5t}$, y para postuniversitaria, $b_{1t} + b_{4t} + b_{5t} + b_{6t}$. Los cuadros 2, 3 y 4 muestran los resultados de las estimaciones de los retornos de la educación para secundaria, universidad y postgrado, respectivamente, bajo RP.

Cuando se estiman los retornos de la educación, con el uso de *splines* lineales en la ecuación de salarios, son varios los resultados que se pueden analizar: en particular, bajo condiciones normales culminar cada nivel educativo le permitiría a la persona obtener un retorno mayor. Los gráficos 6 y 7 muestran la evolución de los retornos de la educación secundaria para hombres y mujeres, respectivamente.

Bajo el supuesto de que los individuos sólo alcanzaron el nivel de secundaria (véase cuadros 2, 3, 4), se puede decir que en la población masculina los retornos más altos se encuentran en los percentiles superiores; sin embargo, en el año 2000 el percentil 10 tiene un retorno mayor que los otros. Es posible que las personas que menor salario ganan, en ese momento del tiempo, al decidir incrementar su nivel educativo en un año adicional tengan un retorno mayor. Esto puede ser causado por una evidente heterogeneidad en la distribución del salario; además, el retorno para aquellas personas con niveles bajos de ingreso se hace más notable cuando el incremento en la escolaridad le permite a la persona un nivel salarial más alto y salir de aquellas ocupaciones con baja remuneración.

La población femenina muestra un retorno particular y diferente al obtenido con los hombres, puesto que el percentil más bajo es el que mayor retorno tiene en la mayoría del período de estudio. Este resultado muestra que modelar el retorno de la educación femenina no es tan evidente e intuitivo como lo es para los hombres. La literatura ha prestado un énfasis especial en los retornos educativos para las mujeres, pero se es consciente de que modelarlas es complejo puesto que tienen

Cuadro 2

Retorno por percentil a la inversión en educación secundaria:
 modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

Percentil	1985			1990		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	6,6 (0,59) [0,20]	5,4 (0,48) [0,23]	11,9 (0,14) [0,21]	4,5 (0,57) [0,19]	3,7 (0,30) [0,21]	11,7 (0,84) [0,20]
0,25	6,4 (0,26) [0,19]	6,1 (0,26) [0,18]	6,7 (0,59) [0,15]	3,6 (0,17) [0,17]	3,8 (0,31) 0,17	4,8 (0,54) [0,15]
0,50	5,8 (0,24) [0,22]	6,0 (0,33) [0,25]	6,9 (0,41) [0,20]	4,0 (0,20) [0,21]	4,4 (0,26) [0,25]	5,3 (0,40) [0,21]
0,75	6,6 (0,22) [0,27]	6,8 (0,37) [0,30]	8,9 (0,33) [0,27]	5,4 (0,24) [0,27]	5,6 (0,30) 0,30	7,8 (0,34) [0,30]
0,90	7,4 (0,42) [0,30]	7,9 (0,47) [0,34]	9,0 (0,64) [0,26]	7,4 (0,45) [0,31]	7,5 (0,24) [0,33]	10,2 (0,57) [0,31]
Percentil	1995			2000		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	3,0 (0,36) [0,15]	2,4 (0,38) [0,15]	10,7 (0,82) [0,17]	11,4 (0,80) [0,21]	9,9 (0,90) [0,24]	14,1 (0,21) [0,21]
0,25	2,7 (0,22) [0,13]	3,6 (0,22) [0,15]	3,8 (0,68) [0,13]	4,8 (0,41) [0,18]	4,9 (0,50) [0,20]	8,2 (0,05) [0,18]
0,50	5,1 (0,17) [0,21]	4,7 (0,33) [0,24]	6,3 (0,41) [0,24]	4,7 (0,57) [0,23]	5,7 (0,40) [0,24]	4,8 (0,47) [0,24]
0,75	6,5 (0,26) [0,26]	6,1 (0,40) [0,26]	10,6 (0,33) [0,29]	7,0 (0,31) [0,33]	7,1 (0,41) [0,34]	7,7 (0,62) [0,35]
0,90	7,2 (0,41) [0,29]	6,4 (0,47) [0,29]	11,6 (0,46) [0,31]	8,8 (0,40) [0,35]	9,1 (0,56) [0,37]	11,3 (0,63) [0,36]

Nota: errores estándar entre paréntesis, obtenidos a través del método de Bootstrap; pseudo R² entre corchetes cuadrados.

Fuente: cálculos del autor.

Cuadro 3

Retorno por percentil a la inversión en educación universitaria:
modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

Percentil	1985			1990		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	12,1 (0,61) [0,20]	13,2 (0,85) [0,23]	8,9 (0,15) [0,21]	7,7 (0,80) [0,19]	10,3 (0,10) [0,21]	5,7 (0,73) [0,20]
0,25	12,6 (0,47) [0,19]	14,4 (0,59) [0,18]	11,0 (0,83) [0,15]	9,9 (0,48) [0,17]	11,8 (0,94) [0,17]	8,0 (0,89) [0,15]
0,50	16,3 (0,38) [0,22]	17,2 (0,62) [0,25]	13,1 (0,70) [0,20]	15,3 (0,52) [0,21]	16,3 (0,62) [0,25]	14,2 (0,63) [0,21]
0,75	17,5 (0,37) [0,27]	19,1 (0,77) [0,30]	13,2 (0,64) [0,26]	18,8 (0,59) [0,27]	18,9 (0,62) [0,30]	17,8 (0,98) [0,30]
0,90	19,9 (0,81) [0,30]	20,9 (0,91) [0,34]	14,3 (0,91) [0,27]	19,7 (0,72) [0,31]	19,5 (0,69) [0,33]	19,1 (0,79) [0,31]

Percentil	1995			2000		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	11,6 (0,61) [0,15]	13,3 (0,74) [0,15]	11,3 (0,83) [0,17]	12,7 (0,72) [0,21]	13,8 (0,90) [0,24]	15,0 (0,25) [0,21]
0,25	15,0 (0,31) [0,13]	16,0 (0,51) [0,14]	14,2 (0,55) [0,13]	14,9 (0,51) [0,18]	15,2 (0,56) [0,20]	15,0 (0,57) [0,18]
0,50	17,4 (0,47) [0,21]	18,7 (0,75) [0,24]	17,1 (0,55) [0,24]	17,1 (0,60) [0,23]	18,1 (0,53) [0,24]	17,2 (0,40) [0,24]
0,75	19,5 (0,49) [0,25]	21,1 (0,71) [0,26]	18,8 (0,53) [0,29]	20,2 (0,50) [0,33]	21,5 (0,80) [0,34]	20,9 (0,66) [0,35]
0,90	21,9 (0,72) [0,29]	23,1 (0,68) [0,29]	21,2 (0,86) [0,31]	22,1 (0,74) [0,35]	23,1 (0,81) [0,37]	22,0 (0,67) [0,36]

Nota: errores estándar entre paréntesis, obtenidos a través del método de Bootstrap; pseudo R² entre corchetes cuadrados.

Fuente: cálculos del autor.

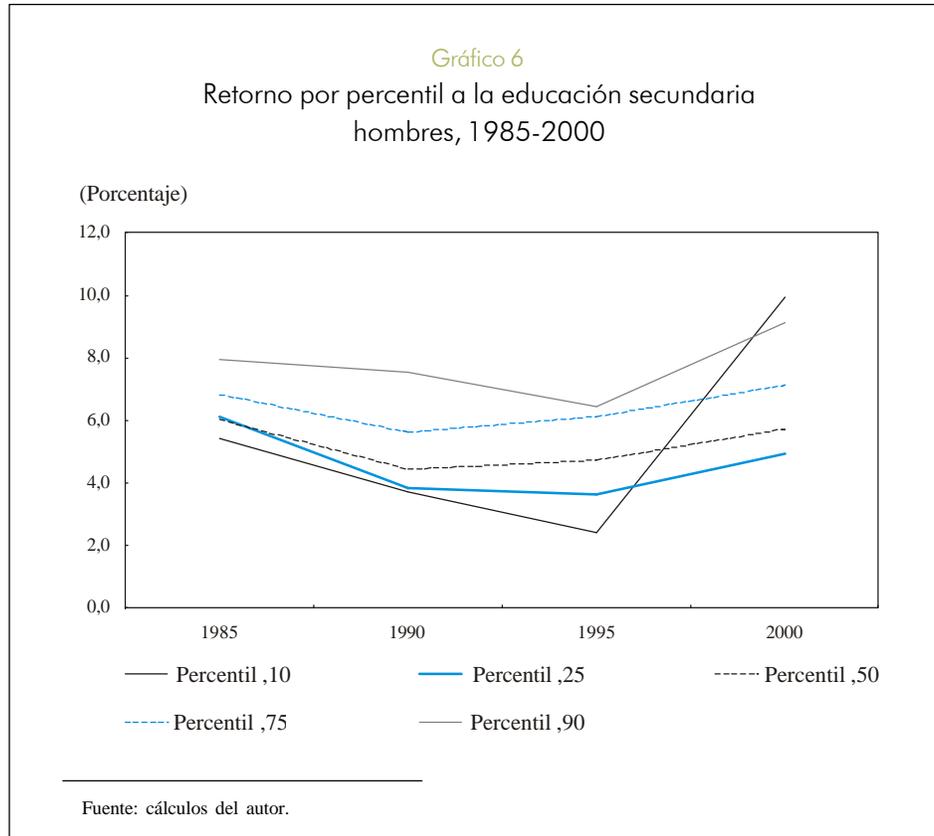
Cuadro 4

Retorno por percentil a la inversión en educación postuniversitaria:
 modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

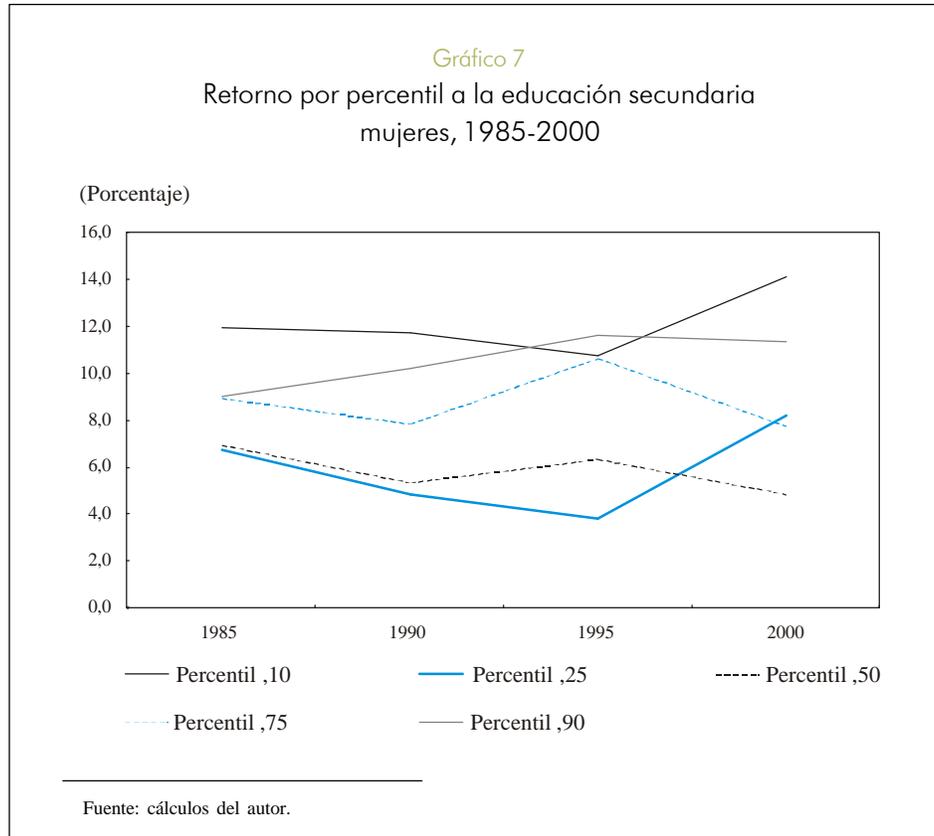
Percentil	1985			1990		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	33,9 (0,21) [0,20]	14,4 (0,29) [0,23]	52,4 (0,02) [0,21]	-2,5 (0,91) [0,19]	6,0 (0,41) [0,21]	-0,41 (0,46) [0,20]
0,25	43,3 (0,01) [0,19]	24,4 (0,50) [0,18]	52,9 (0,26) [0,15]	-1,6 (0,03) [0,17]	2,1 (0,80) [0,17]	-6,5 (0,28) [0,15]
0,50	31,3 (0,67) [0,22]	16,6 (0,99) [0,25]	26,2 (0,05) [0,20]	8,1 (0,33) [0,21]	7,5 (0,75) [0,25]	13,1 (0,48) [0,21]
0,75	19,5 (0,14) [0,27]	1,1 (0,89) [0,30]	46,1 (0,58) [0,27]	14,7 (0,51) [0,27]	6,8 (0,57) [0,30]	19,9 (0,01) [0,30]
0,90	-6,3 (0,57) [0,30]	-8,7 (0,91) [0,34]	31,7 (0,59) [0,26]	7,4 (0,99) [0,31]	10,4 (0,66) [0,33]	20,0 (0,14) [0,31]
Percentil	1995			2000		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	10,4 (0,37) [0,15]	27,8 (0,82) [0,15]	13,3 (0,91) [0,17]	9,1 (0,16) [0,21]	4,1 (0,86) [0,24]	8,3 (0,15) [0,21]
0,25	24,5 (0,79) [0,13]	31,0 (0,02) [0,14]	25,0 (0,24) [0,13]	17,0 (0,78) [0,18]	23,0 (0,69) [0,20]	13,1 (0,06) [0,18]
0,50	31,5 (0,16) [0,21]	53,6 (0,61) [0,24]	18,6 (0,51) [0,24]	19,5 (0,02) [0,23]	23,5 (0,41) [0,24]	18,1 (0,75) [0,24]
0,75	46,8 (0,51) [0,26]	40,2 (0,81) [0,26]	40,3 (0,18) [0,29]	18,3 (0,44) [0,33]	18,8 (0,67) [0,34]	14,2 (0,64) [0,35]
0,90	32,4 (0,89) [0,29]	23,1 (0,80) [0,29]	43,0 (0,27) [0,31]	16,5 (0,21) [0,35]	14,3 (0,81) [0,37]	10,7 (0,91) [0,36]

Nota: errores estándar entre paréntesis, obtenidos a través del método de Bootstrap; pseudo R² entre corchetes cuadrados.

Fuente: cálculos del autor.



características muy particulares. El inusual comportamiento del percentil más bajo de la distribución se puede relacionar con la evolución de la participación femenina de aquellas mujeres que tienen una remuneración muy baja, asociado, probablemente, con el interés de ayudar en sus hogares para el sostenimiento. Este tipo de mujeres se ven positivamente influenciadas por el incremento de un año adicional de educación, más que aquellas otras que se encuentran por encima de la distribución condicional del salario, por que su salario es tan bajo que la inversión en educación las podría sacar de la actividad que realizan y ubicarla en otra con mayor remuneración. No obstante, este resultado no sólo se evidencia para Colombia, por ejemplo Girma y Keddar (2003) encuentran que los retornos de la educación para las mujeres en Etiopía es más alto en los percentiles inferiores que en los superiores, concluyendo que la expansión de oportunidades de educación para la población menos ventajosa podría contribuir a la maximización

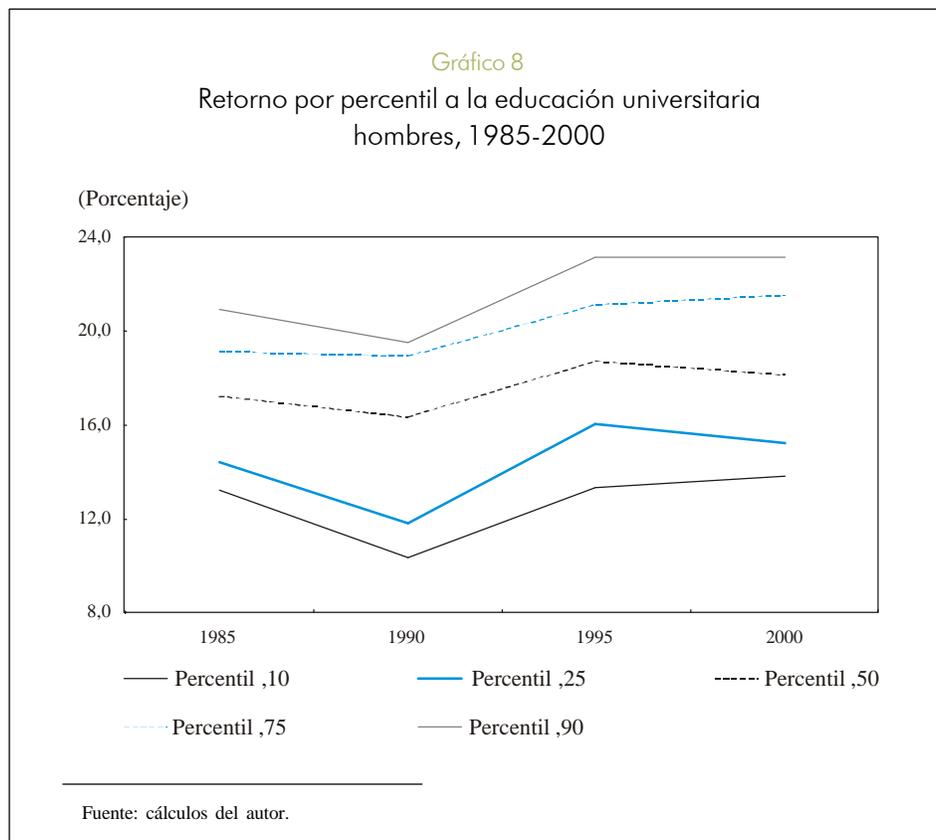


de la tasa privada de retorno; en este sentido, las mujeres pueden ser objeto de una política social que involucre un instrumento como la educación para reducir la inequidad en el ingreso.

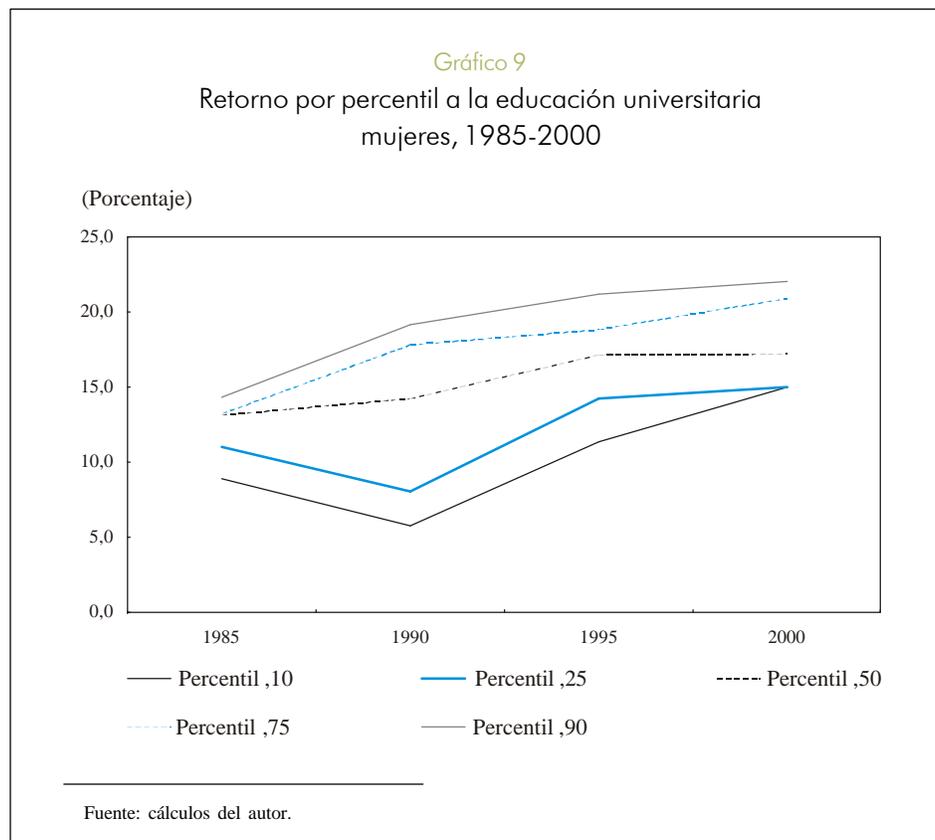
Por décadas las mujeres sólo se ocupaban en oficios del hogar, ahora la participación laboral ha aumentado (véase Gráfico 2); además, las calificaciones de las mujeres son más altas y la competencia dentro del mercado es mayor. Dadas estas circunstancias, las RP han mostrado que las personas que se encuentran en la parte baja de la distribución y que tienen el grado de secundaria tienen incentivos muy altos para decidir incrementar su nivel educativo, el cual les permitiría cambiar de ocupación y obtener un mayor retorno. Una alternativa para controlar el retorno es dividir la muestra entre cohortes, introduciendo variables categóricas que puedan controlar el retorno femenino (Buchinsky, 2001), alternativa que no hace

parte del objetivo de este trabajo, pero sí puede hacer parte de una interesante extensión.

Ahora se consideran aquellos individuos en la economía que terminaron secundaria y universitaria: los gráficos 8 y 9 muestran que el efecto del título de universidad es más pronunciado que el premio por terminar secundaria, los retornos obtenidos alcanzan el 23% en la parte superior de la distribución salarial; por su parte, el percentil 10 tiene un retorno del 13%, siendo el mínimo valor en toda la distribución. Este efecto tiene mucho que ver con el incremento en los años de educación universitaria en Colombia, mostrado en el Gráfico 4. La expansión educativa en Colombia ha permitido que más personas se matriculen en el sistema educativo; por tanto, haber cursado secundaria, en la mayoría de casos, no genera una diferencia significativa entre la población.

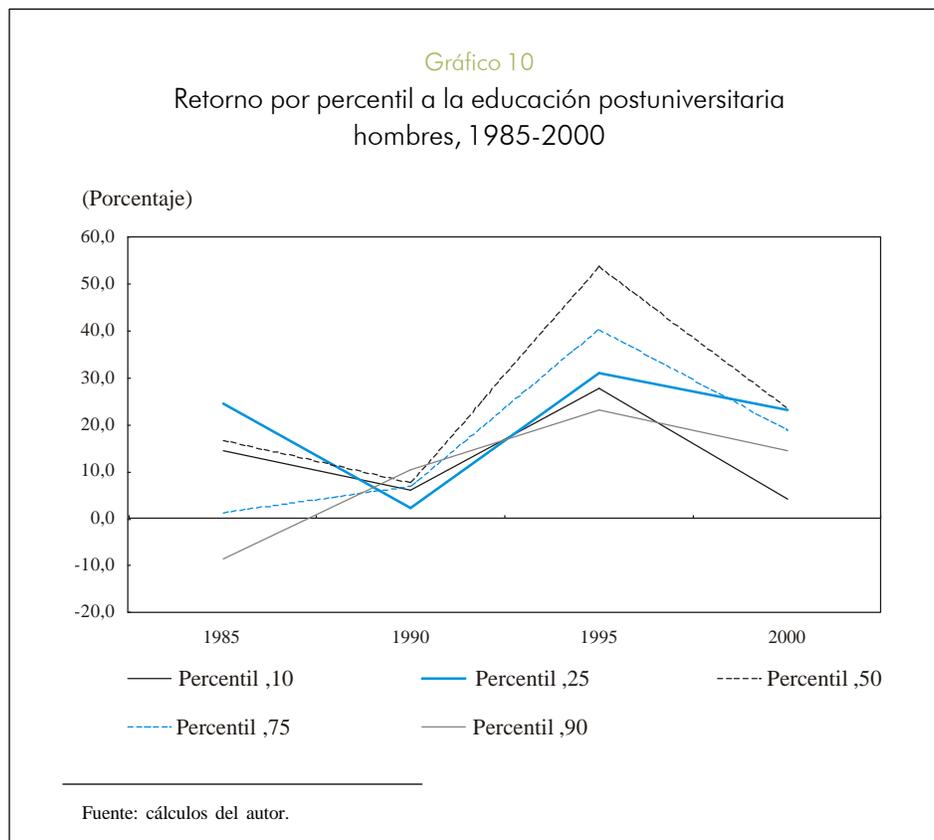


Las tasas de retornos de la educación universitaria muestran que las mujeres tienen unos retornos diferentes en la evolución, pero no en la ubicación dentro de su distribución salarial, frente a los hombres. Los percentiles superiores mantienen una tendencia creciente, mientras los inferiores tienen un ciclo de caída finalizando los años ochenta, pero a partir de 1990 empiezan a crecer hasta 1995, donde se mantienen casi estables hasta 2000. Lo anterior permite entender que la población femenina que ha cursado universidad tiene dos tipos de comportamientos en los retornos: el primero, generado por los percentiles inferiores que hacen parte de la disminución generalizada del salario real desde 1985 hasta 1990 (véase Arango y Posada, 2002b); y el segundo, el de los percentiles superiores, los cuales corresponden a ocupaciones que no se ven afectadas por el choque al salario real, probablemente por que son aquellos sectores de la economía que requerían de una fuerte presencia femenina en las plazas de trabajo. El comportamiento de los



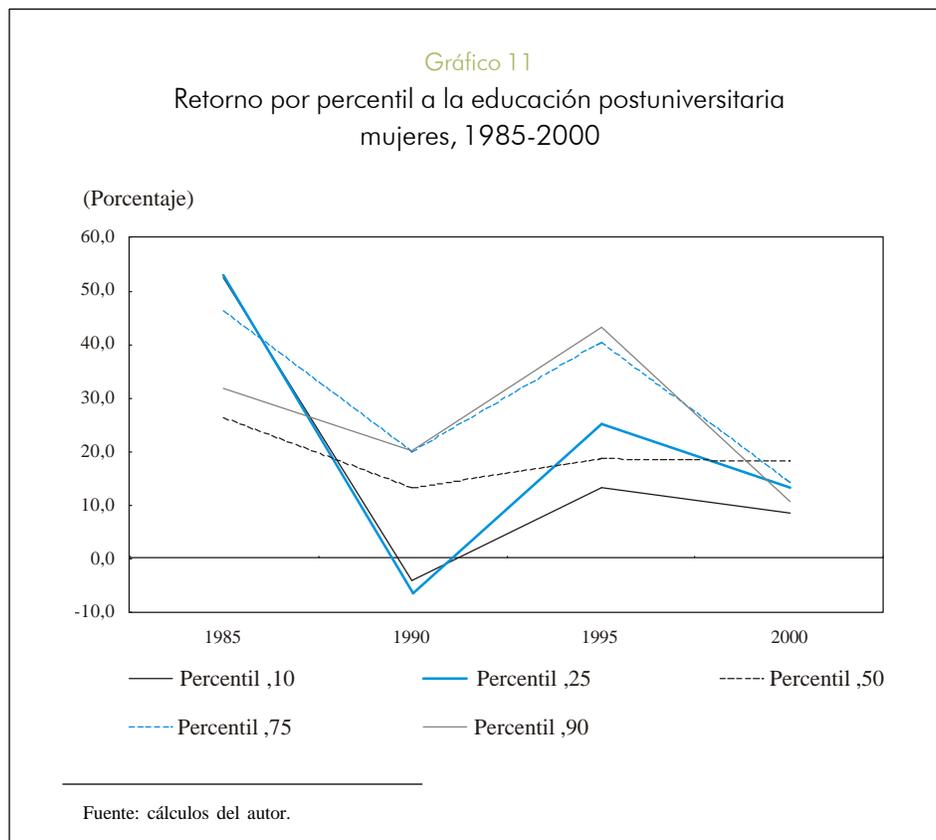
retornos de la educación universitaria es similar a lo mostrado por Hartog *et al.* (1999), en el cual los percentiles superiores se ubican siempre por encima de los inferiores. El comportamiento positivo de los percentiles en la estimación a la educación universitaria muestra que el mercado laboral se ha acomodado y segmentado para las personas que tienen este nivel educativo y que la heterogeneidad es evidente por la diversidad de ocupaciones existentes.

Hasta el momento sólo existen dos tipos de trabajadores en la economía; sin embargo, con la aparición del premio al título universitario la fuerza laboral se compone de un nuevo miembro: aquellas personas quienes decidieron no participar de la fuerza activamente trabajadora, después de culminar la universidad, por que pretendían adquirir una mayor educación con base en la educación postuniversitaria. Los gráficos 10 y 11 ponen en evidencia la evolución de los retornos de este tipo



de educación. En otra estimación para los retornos de la educación en Colombia, usando *splines* lineales, Tenjo (1993) muestra que la evolución de los retornos educativos no fue la misma para todos los niveles escolares, especialmente en la educación universitaria.

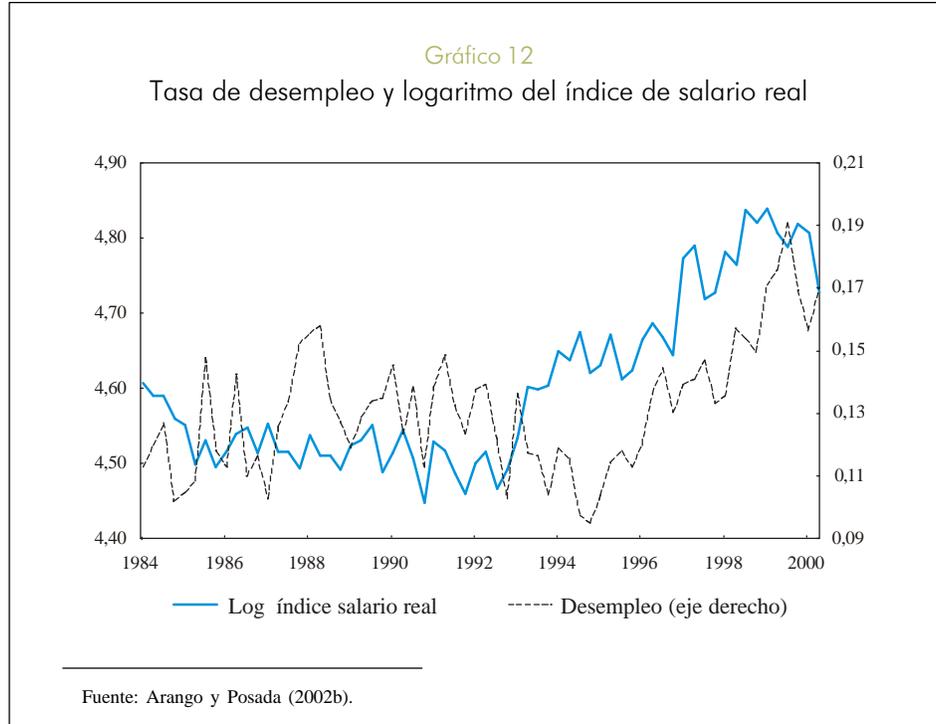
Los gráficos dan a conocer que los retornos de la educación postuniversitaria se comportan de manera muy particular, puesto que al comienzo del período de estudio el retorno para los percentiles inferiores es bastante alto comparado con los percentiles superiores. El comportamiento de los retornos confirma el hecho de que a medida que la fuerza laboral es más preparada, la consecuencia natural es decidir participar de manera masiva en el mercado, este efecto provoca un decrecimiento importante en los retornos educativos en el año 2000. El año de mayor retorno es 1995, ya que, al parecer, después de la caída del salario real mostrada



por Arango y Posada (2002b), el país enfrentó un aumento en los salarios reales hasta finales de los años noventa —el Gráfico 12 muestra el resultado obtenido por estos autores—.

La tendencia del retorno para las mujeres es casi igual a la mostrada por los hombres: altas tasas de retorno para los percentiles inferiores, luego la caída del salario real, posteriormente el auge en 1995, donde los retornos crecen para todos los percentiles, y finalmente una caída en el año 2000. La diferencia dentro de la distribución salarial puede estar dada por las prácticas de enganche y contratación de la fuerza de trabajo, por el uso de contactos y conexiones personales, pero también por el énfasis profesional que la persona haya elegido.

El descenso de los retornos con el título postuniversitario, el cual tiende a ser el mismo entre hombres y mujeres, puede ser ocasionado por dos posibles factores: primero, porque si bien la población matriculada en cursos de postgrado ha ido aumentando en el último período, es posible que las elecciones realizadas por las



personas no sean tan demandadas en el mercado laboral, y una misma área se esté sobresaturando de profesionales; segundo, porque al finalizar la década de los noventa Colombia experimentó una crisis económica que golpeó a todos los sectores de la economía, provocando una nueva caída en el salario real.

2. Consideraciones

La expansión de la educación en Colombia ha permitido que las personas tengan un mayor acceso al sistema educativo (véase Gráfico 4). Las RP con el uso de *splines* lineales han comprobado que los empleados con altos niveles educativos tienen un incremento mayor en la retribución de la educación, y que, como consecuencia de esto, el país conservó un aumento del sesgo de la distribución condicional del salario. Uno de los resultados más importantes es la similitud de la evolución de los retornos de la educación universitaria de las mujeres frente a los hombres, a lo largo de la década de los noventa. Este hecho significa que las conexiones y posibilidades laborales reportan salarios similares para hombres y mujeres. El cambio técnico intensivo en trabajo calificado ha cubierto a mujeres y hombres, y puede haber sido la causa del auge de los retornos en la educación en Colombia alrededor de 1995 (véase Arango *et al.* 2004). Los retornos de la educación universitaria permanecen acordes con la teoría, en la cual percentiles superiores están por encima de los inferiores. En esta estimación las mujeres tienen una tendencia positiva a lo largo del período de estudio; resultado que puede ser visto como el acomodamiento de la fuerza femenina en las distintas ocupaciones del mercado, favoreciendo considerablemente a aquellas que estuviesen más cerca del cambio técnico producido en los años noventa.

Por otra parte, la evidencia proporcionada por RP muestra un ciclo en la evolución del salario real, que beneficia a todos los trabajadores en los distintos niveles escolares en la mitad de los años noventa; sin embargo, resulta preocupante que aquellos que están más preparados y han dedicado más tiempo a estudiar enfrenten una caída en el retorno. Una posible causa es lo que se ha mencionado como la sobresaturación de profesiones en el mercado, y, además, que éste no demanda con tanta necesidad; en ese sentido el comportamiento más atípico es el de las mujeres, que en 1985 obtienen tasas muy altas de retornos en todos los percentiles y en los años noventa una caída profunda. Esto puede explicarse por dos motivos: las mujeres con postgrado en 1985 tienen un retorno muy alto por que la participación en el mercado laboral es poca y son pocas aquellas que tienen un título de

esta naturaleza. Por otro lado, a medida que la mujer se involucra con el mercado laboral y es más preparada, menos es la diferencia dentro del mercado y por esto los retornos caen.

Después de realizar la estimación para los niveles educativos considerados, un resultado muy especial se obtiene en el retorno a la educación postuniversitaria, ya que tiene unos movimientos particulares y decae al finalizar la década de los noventa. Se pueden crear ciertas hipótesis sobre los retornos, al respecto: la primera tendría que ver con el decrecimiento de los retornos relacionado con una pobre demanda de trabajadores que se han especializado en una misma actividad; la segunda, relacionada con factores institucionales que generaron un estancamiento en el salario nominal de las personas, a pesar de tener una buena preparación académica.

La variación y alta volatilidad de los retornos de la educación postuniversitaria puede entenderse como un indicador del riesgo *ex ante* de la inversión en educación dada la alta dispersión de los mismos (véanse gráficos 10 y 11). Resulta ésta una lectura alternativa a la tradicional siendo un punto que puede ser manejado como una hipótesis de trabajo para futuras investigaciones.

3. Robustez

En esta parte del documento se presentan otros ejercicios utilizados para validar los hallados con la principal estimación del artículo; además, se ha evaluado un modelo más reducido para ser estimado por RP. Por otra parte, se considera el método tradicional de MCO para estimar los retornos de la educación en las dos ecuaciones de ingreso consideradas.

a. Regresiones por percentiles con un modelo más reducido

El modelo que ahora se estima proviene de la ecuación de ingresos considerada en (9), y omitiendo las variables *splines* se busca capturar sólo el retorno por percentil únicamente con la variable *educación*.

Los resultados de la estimación del modelo sencillo muestran que los retornos de la educación para los hombres tienen una evolución esperada, es decir,

mayores retornos para los percentiles superiores; sin embargo, el percentil 10 tiene un comportamiento diferente a los otros, puesto que en el año 2000 alcanza al retorno del percentil 50. Con este resultado sólo es posible analizar el retorno completo para los años de educación que la persona haya cumplido; así, nuevamente los individuos con menor nivel de ganancias tienen un incentivo para aumentar el nivel educativo y, por consiguiente, obtener una remuneración mayor, y movilizarse a otro lugar del mercado laboral (Cuadro 5). Se encuentra también que los percentiles inferiores tienen una caída en el retorno hasta el año 1990, similar al resultado del modelo *spline* para los tres niveles educativos, y posteriormente suben después del decrecimiento en el salario real. Las mujeres, por su parte, tienen la misma caída del salario real durante el final de los años ochenta; posteriormente, el incremento en los retornos dentro de todos los percentiles. Este resultado es robusto con respecto a lo encontrado en la sección anterior.

b. Comparación con otros resultados para Colombia

El trabajo de Zárate (2003) es de los primeros en aplicar RP para analizar los retornos de la educación en Colombia. El autor estima los retornos para toda la población entre grupos de trabajadores con diferentes niveles educativos, como: bachilleres, personas que no terminaron estudios universitarios y universitarios graduados, bajo una ecuación de ingresos de la forma:

$$\log(\text{salario}) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 E_d + \mathbf{b}_2 E_x + \mathbf{b}_3 E_x^2 + \mathbf{e}_t$$

donde se incluye una variable *dummy* que discrimina el género del trabajador. Los resultados bajo la ecuación de *splines* mostrada en (9) usando *splines* son poco verificables con Zárate (2003); sin embargo, los resultados de las estimaciones de la ecuación (2) para toda la muestra sí pueden ser contrastados con los resultados de Zárate (2003).

La evidencia empírica de los retornos de la educación en Colombia, proporcionada por los resultados de Zárate (2003) —en la que estima conjuntamente hombres y mujeres—, indica que los patrones son similares a través del tiempo y que las diferencias de los estimadores en cada percentil son considerables por su magnitud. Este autor concluye que los retornos de la educación son más altos en percentiles superiores y que los retornos de la experiencia son más grandes en

Cuadro 5

Retorno por percentil a la inversión en educación:
 modelo sencillo, variable dependiente logaritmo salario semanal

Percentil	1985			1990		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	8,9 (0,35) [0,19]	7,2 (0,35) [0,23]	11,3 (0,51) [0,21]	6,7 (0,32) [0,16]	6,0 (0,31) [0,17]	9,7 (0,54) [0,17]
0,25	7,5 (0,18) [0,14]	7,4 (0,23) [0,17]	8,3 (0,29) [0,15]	5,4 (0,16) [0,13]	5,7 (0,18) [0,12]	7,0 (0,45) [0,12]
0,50	8,1 (0,14) [0,20]	8,4 (0,20) [0,23]	8,1 (0,25) [0,19]	6,9 (0,16) [0,17]	7,3 (0,18) [0,20]	8,4 (0,30) [0,17]
0,75	9,1 (0,16) [0,25]	9,4 (0,17) [0,28]	9,0 (0,23) [0,26]	8,9 (0,19) [0,23]	9,2 (0,22) [0,25]	10,0 (0,27) [0,25]
0,90	9,9 (0,22) [0,28]	10,4 (0,22) [0,32]	9,6 (0,39) [0,24]	11,2 (0,22) [0,27]	10,5 (0,25) [0,30]	12,0 (0,33) [0,28]
Percentil	1995			2000		
	Toda la muestra	Hombres	Mujeres	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
0,10	6,3 (0,33) [0,12]	4,4 (0,27) [0,11]	11,1 (0,50) [0,17]	11,0 (0,58) [0,20]	9,4 (0,58) [0,23]	16,2 (0,13) [0,21]
0,25	6,2 (0,24) [0,11]	6,4 (0,26) [0,09]	9,3 (0,37) [0,10]	9,6 (0,36) [0,16]	8,2 (0,39) [0,17]	13,3 (0,49) [0,17]
0,50	8,4 (0,14) [0,18]	8,3 (0,17) [0,19]	10,4 (0,26) [0,21]	9,6 (0,24) [0,19]	9,4 (0,28) [0,20]	12,6 (0,36) [0,20]
0,75	10,0 (0,14) [0,22]	10,1 (0,19) [0,21]	12,3 (0,30) [0,26]	11,3 (0,24) [0,29]	10,9 (0,24) [0,29]	13,8 (0,33) [0,31]
0,90	11,4 (0,27) [0,24]	11,4 (0,26) [0,25]	13,6 (0,38) [0,27]	13,0 (0,37) [0,31]	12,6 (0,33) [0,33]	16,2 (0,38) [0,32]

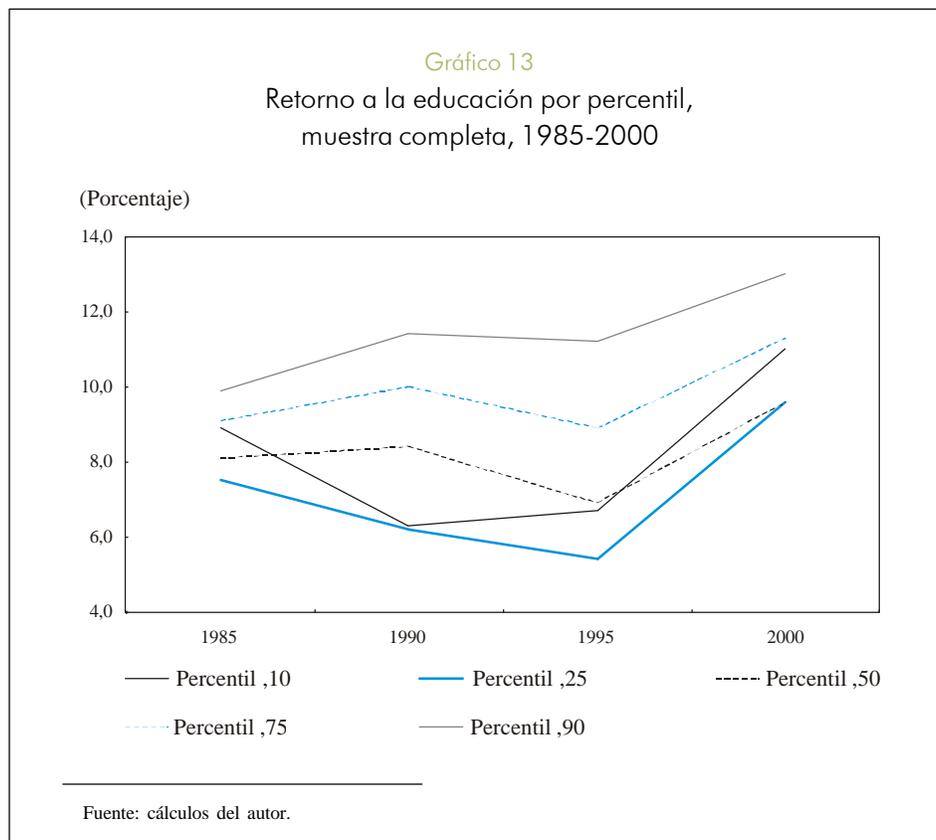
Nota: errores estándar entre paréntesis, obtenidos a través del método de Bootstrap; pseudo R^2 entre corchetes cuadrados.

Fuente: cálculos del autor.

percentiles inferiores. Los resultados que se dan a conocer con el modelo sencillo validan el trabajo de Zárate (2003), los retornos en los percentiles superiores son más altos que en los inferiores.

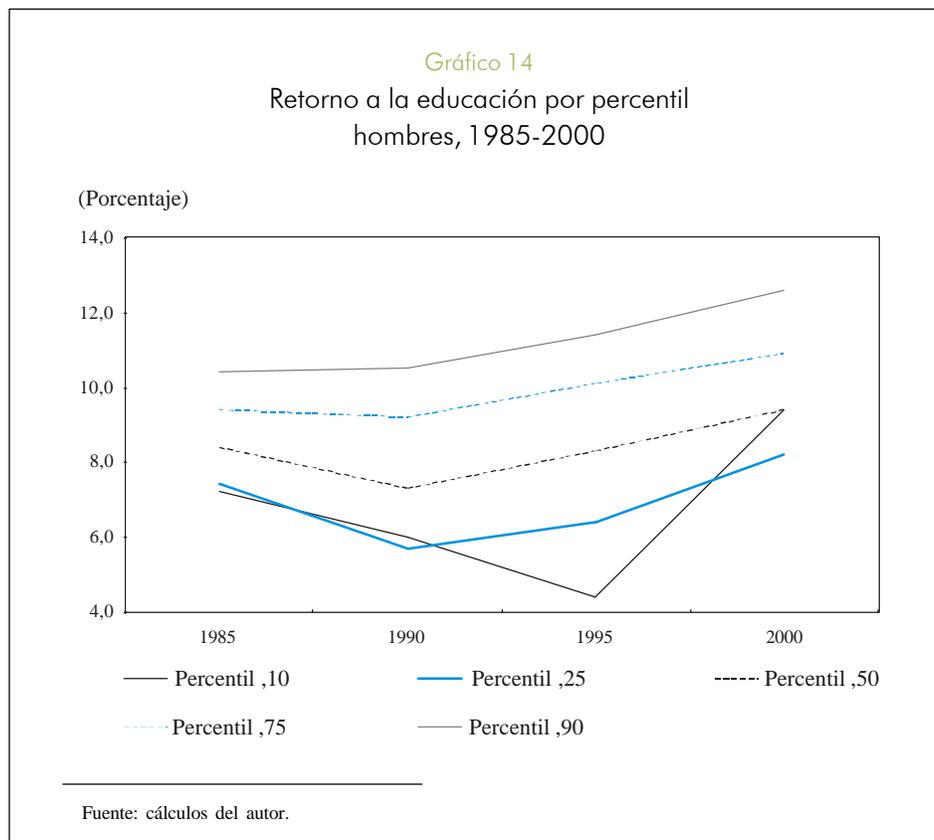
Sin embargo, los resultados reportados en el Gráfico 13 se distancian un poco de lo mostrado por Zárate (2003), pues se encuentra que el comportamiento del retorno del percentil 10 es particular, ya que durante gran parte del período de estimación se ubica por encima de los percentiles 25 y 50. Los percentiles más altos tienen un grado de retorno mayor que los bajos hasta el año 2000 donde el percentil 10 alcanza el retorno del 75.

Para clarificar la evolución de los retornos para hombres y mujeres por separado, los gráficos 14 y 15 muestran el comportamiento del retorno para cada género.



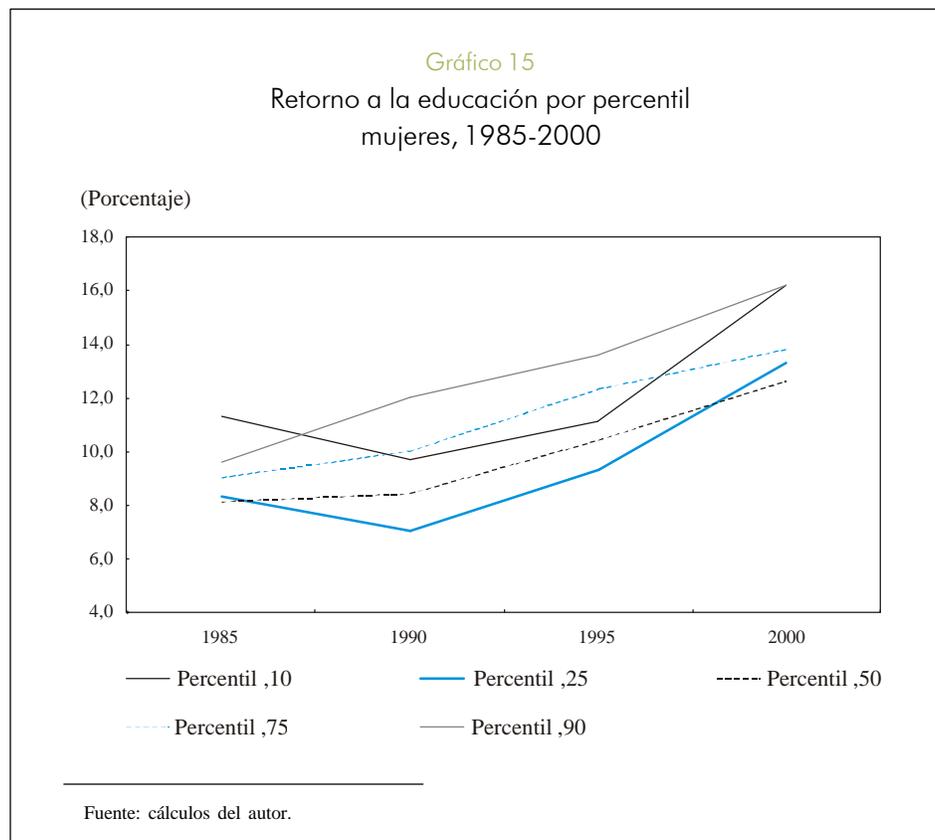
La evolución de los retornos para los hombres, muestra que los tres percentiles más bajos tienen una tendencia de caída en 1990. El retorno se ubica entre el 6% y 7,5%; además, dentro de los percentiles altos la tendencia de caída finalizando los años ochenta es la misma. Esta tendencia se revierte para todos los percentiles, exceptuando el más bajo (10) en el que el retorno cae hasta 1995. Los resultados implican que la diferencia en magnitudes de cada percentil es considerable, puesto que las personas con menos nivel salarial tienen un retorno menor que aquellos que están con un nivel de ingresos superior.

En el Gráfico 15 se encuentran los resultados de la estimación del modelo sencillo para las mujeres: es posible afirmar que la evolución es similar a la mostrada por los hombres, dado que existe caída y subida de la pendiente dentro de los percentiles al finalizar la década de los años ochenta. Los percentiles intermedios (25, 50 y



75) tienen una diferencia pequeña entre ellos; sin embargo, las mujeres con menores niveles salariales (percentil 10) tienen un retorno mayor que los percentiles 25, 50 y 75, para casi el total del período de estudio. Este resultado es el mismo que el encontrado en la estimación de la retribución de la educación secundaria con el modelo *spline*, y se puede asociar con que un año adicional de educación para este tipo de mujeres representa un retorno tal que las mueva de trabajo.

La composición de la fuerza laboral ha cambiado: el crecimiento promedio de los años de educación ha ocasionado que los individuos se movilicen a sectores de la economía en los que se exige mayor calificación. Por tanto, la forma como han cambiado los retornos de la educación para el total de la población, así como mujeres y hombres, se puede apreciar en el Gráfico 13; resultado que puede comprobar la hipótesis de Arango y Posada (2002b), quienes dicen que los salarios



reales en Colombia cayeron durante la década de los ochenta hasta mediados de los años noventa, donde empezaron a crecer hasta 2000, provocado, en gran parte, por la fuerte tasa de desempleo en la economía posiblemente ocasionado por el incremento en la participación de la fuerza laboral y por la situación económica del país.

Un resultado importante es el movimiento del retorno femenino, puesto que a pesar de que la tasa de participación laboral creció, y el promedio de los años dedicados a la escolaridad también lo hizo, esta combinación de efectos puede explicar por qué las mujeres tienen un mayor retorno en todos los percentiles frente al obtenido por los hombres. La saturación del mercado laboral por la fuerza masculina enfrentó un choque educativo por parte de las mujeres, acompañado de efectos institucionales que le permitieron a ellas asumir plazas de trabajo antaño dedicadas exclusivamente para los hombres, y que ahora la oferta femenina está en capacidad de cubrir.

4. Resultados de la estimación por MCO

En este apartado del artículo se presenta el cálculo de la tasa interna de retorno de la educación bajo la metodología de MCO, con el fin de mostrar la estimación convencional. En el Cuadro 6 se resumen los resultados de los retornos promedio de inversión en educación, bajo la especificación:

$$\log(y) = \log(y_0) + \mathbf{b}_1 Ed + \mathbf{b}_2 Ex + \mathbf{b}_3 Ex^2 + \mathbf{b}_4 I$$

La estimación es conforme a los resultados esperados, y todas las variables resultan ser significativas: el coeficiente \mathbf{b}_4 en una alta proporción es significativo, esto indica que el sesgo por selección ha sido corregido¹⁶. El coeficiente de \mathbf{b}_1 (corregido), asociado con la variable ‘educación’, corresponde al retorno promedio de la educación y se puede interpretar como el cambio porcentual en el ingreso de un individuo si su nivel de educación aumenta en una unidad, manteniendo todo lo demás constante.

¹⁶ Para ahorrar espacio no se presentan las salidas de las regresiones, tan sólo se mencionan los resultados de los retornos y su importancia; sin embargo, para cualquier inquietud los resultados están disponibles con previa solicitud.

Cuadro 6
Retorno promedio de la inversión en educación,
modelo sencillo

Años	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
1985	9,5 (0,15) [0,37]	9,1 (0,17) [0,43]	9,8 (0,32) [0,36]
1990	9,2 (0,14) [0,36]	8,3 (0,16) [0,38]	10,1 (0,30) [0,35]
1995	9,6 (0,15) [0,35]	9,2 (0,17) [0,33]	11,2 (0,26) [0,34]
2000	11,3 (0,23) [0,39]	10,2 (0,22) [0,41]	14,9 (0,42) [0,40]

Nota: errores estándar entre paréntesis; R^2 entre corchetes cuadrados.
Fuente: cálculos del autor.

En general, la estimación del modelo sencillo es adecuada, pues para éste el sesgo se corrige satisfactoriamente; además, las tasas de retornos estimadas son significativas en todos los casos: para 1985 el retorno promedio para la muestra es de 9,5%, terminando en 2000 con un retorno de 11,3%, en el cual se mantiene un incremento leve pero creciente. El retorno promedio para las mujeres es mayor que para los hombres; así, en 1985 las mujeres tienen un retorno cercano a 9,8% y los hombres a 9,1%, y en 2000 es de 14,9% y 10,2%, respectivamente, es decir, un año adicional de educación beneficia en promedio más a las mujeres que a los hombres. No obstante, la dinámica de estos retornos puede ser distinta dentro de la distribución de la educación, por este motivo es importante estimar un modelo que capture el retorno para diferentes niveles de educación.

5. Resultados de la estimación bajo el modelo *spline*

En algunos ejercicios resulta valioso obtener medidas para los diferentes niveles de educación: bajo MCO los modelos *spline* pueden evaluar si el retorno de la

educación es diferente para diferentes grados de educación secundaria, universidad y postgrado. Los factores que sobresaltan la tasa interna de retorno de la educación son los cambios en las demandas por trabajadores calificados y no calificados, y los cambios en la oferta total de trabajadores. Desde el punto de vista econométrico, la retribución de la educación puede estimarse sobre diferentes años de educación que el individuo haya alcanzado.

Los cuadros 7, 8 y 9 contienen los resultados de la estimación del modelo *spline* bajo MCO.

En el Gráfico 16 se exponen los resultados de la estimación de los retornos de la educación para cada uno de los tres niveles educativos considerados: se encuentra que el movimiento en promedio es similar al expuesto por las estimaciones bajo RP, lo que puede indicar la robustez proporcionada por MCO del ejercicio realizado por RP.

Las mujeres y los hombres, en promedio, conservan un mayor premio por tener 11 años de educación; incluso, la reducción del retorno en la educación postuniversitaria

Cuadro 7

Retorno promedio a la inversión en educación secundaria: modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

Años	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
1985	7,4 (0,28) [0,40]	6,9 (0,17) [0,45]	8,5 (0,41) [0,36]
1990	5,9 (0,23) [0,37]	5,5 (0,26) [0,41]	8,5 (0,40) [0,36]
1995	5,9 (0,24) [0,35]	5,2 (0,26) [0,38]	8,7 (0,42) [0,39]
2000	7,5 (0,36) [0,41]	6,8 (0,41) [0,44]	10,8 (0,61) [0,41]

Nota: errores estándar entre paréntesis; R^2 entre corchetes cuadrados.
Fuente: cálculos del autor.

con el paso del tiempo puede estar relacionado con factores particulares, este hecho es robusto a lo reportado por RP en la estimación al premio postuniversitario.

Durante el período 1985-1990, el retorno de la educación secundaria para la población femenina se mantiene estable pero siempre por encima de los hombres: a mediados de la década de los noventa el incremento fue sustancial en los dos primeros niveles educativos, y el cambio es más pronunciado para las mujeres que para los hombres. El retorno de las mujeres dentro de la educación postuniversitaria en 1985 es muy alto, ya que probablemente el nivel de calificación universitaria era poco común; pero, a medida que la mujer incrementa la participación en el mercado y conjuntamente se capacita en la educación postuniversitaria, la competencia con mujeres de la misma calificación es mayor. Además, la evolución del ciclo económico a finales de los años noventa causa una recesión que golpea a todos los sectores de la economía, lo que puede explicar porque los retornos disminuyeron en 2000.

Los resultados obtenidos a través del método de MCO comprueban lo mostrado por las dos versiones de los modelos estimados en las regresiones por percentiles,

Cuadro 8

Retorno promedio a la inversión en educación universitaria: modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

Años	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
1985	15,7 (0,15) [0,40]	16,4 (0,46) [0,45]	12,3 (0,60) [0,36]
1990	14,5 (0,39) [0,37]	15,2 (0,46) [0,41]	13,4 (0,55) [0,36]
1995	17,7 (0,49) [0,35]	18,5 (0,40) [0,38]	16,6 (0,44) [0,39]
2000	17,2 (0,40) [0,41]	17,0 (0,51) [0,44]	19,1 (0,59) [0,41]

Nota: errores estándar entre paréntesis; R^2 entre corchetes cuadrados.
Fuente: cálculos del autor.

Cuadro 9

Retorno promedio a la inversión en educación postuniversitaria:
modelo *spline*, variable dependiente logaritmo salario semanal

Años	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
1985	23,8 (0,72) [0,40]	9,5 (8,16) [0,45]	45,3 (3,92) [0,36]
1990	7,2 (0,05) [0,37]	7,0 (0,08) [0,41]	9,8 (3,31) [0,36]
1995	30,2 (0,49) [0,33]	31,7 (2,71) [0,38]	27,4 (8,41) [0,39]
2000	14,9 (2,21) [0,41]	16,3 (2,82) [0,44]	13,4 (3,25) [0,41]

Nota: errores estándar entre paréntesis; R^2 entre corchetes cuadrados.
Fuente: cálculos del autor.

pues la dinámica de los retornos es muy similar; sin embargo, es posible que al conocer la heterogeneidad de la distribución condicional del salario se puede pensar en que las profesiones universitarias no son igualmente demandas en el mercado y por esto tener una medida conjunta de la educación universitaria sólo permite decir que ésta ha mostrado una evolución acorde con lo encontrado con RP.

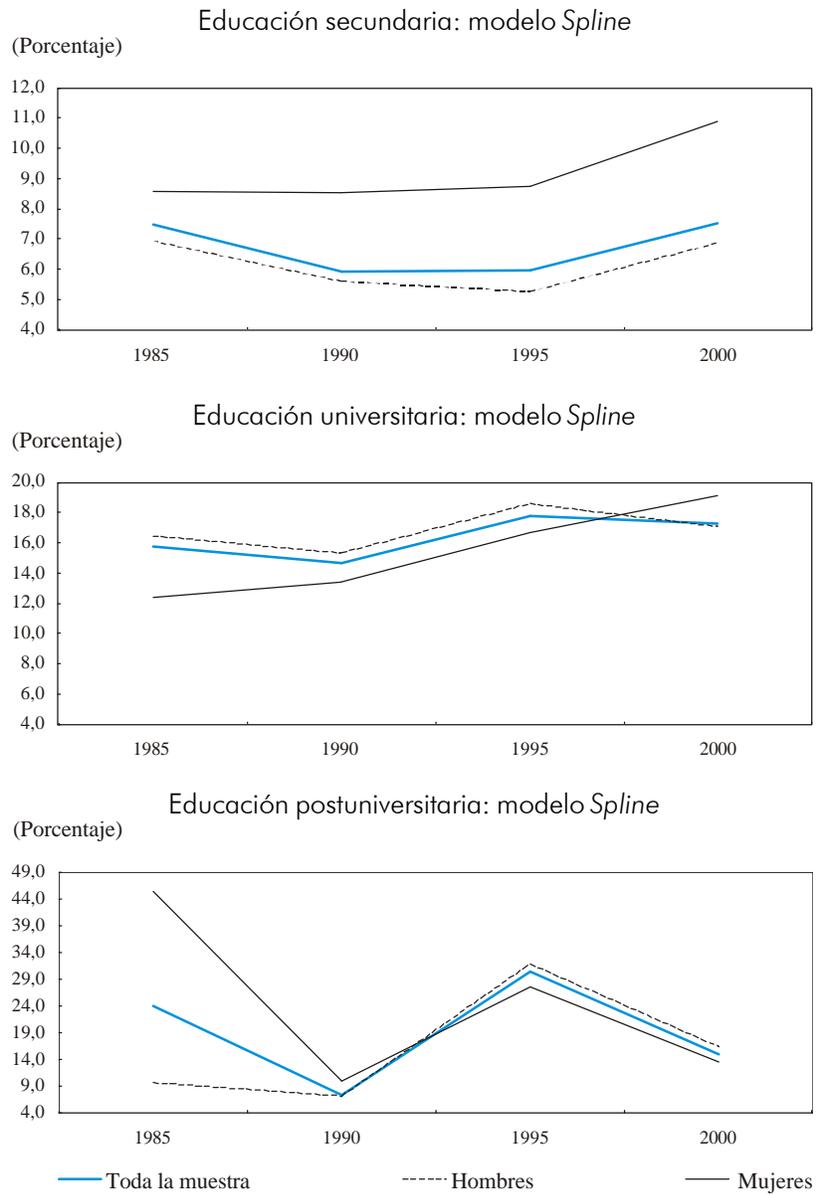
VII. COMENTARIOS Y CONCLUSIONES

Este artículo constituye un esfuerzo para proporcionar una figura comprensiva de los retornos de la educación en Colombia, y su evolución desde 1985 hasta 2000. Para esta propuesta se consideró una ecuación de salarios con *splines* lineales, y se usó como herramienta principal las RP.

Con todo, las principales conclusiones pueden ser resumidas en tres puntos:

Gráfico 16

Retorno promedio por nivel educativo, 1985-2000



Fuente: cálculos del autor.

1. La rentabilidad de la educación es progresivamente creciente por niveles educativos; así, los retornos de la educación postuniversitaria son más altos, inestables, y más sensibles al ciclo económico; por tanto, las rentabilidades *ex ante* de los retornos de la educación postuniversitaria son particularmente volátiles —entendiendo esto como una medida de riesgo sobre este tipo de educación en particular—. En otras palabras, los retornos educativos provenientes de la educación superior pueden tener cierto riesgo en el mercado laboral, de allí la volatilidad de los retornos en distintos percentiles.
2. Las regresiones por percentiles con el uso de *splines* lineales han comprobado que los empleados con altos niveles educativos tienen un incremento mayor en la retribución de la educación; como consecuencia de esto el país conservó un aumento del sesgo de la distribución condicional del salario: la población masculina en el percentil 90 presenta niveles de educación bastante homogéneos (poca variación en esta dimensión), de lo cual se logra identificar un retorno de la educación bastante bajo, no obstante, en el mismo percentil las mujeres registran una gran variación en las dotaciones de educación que permiten estimar altos retornos de la misma. Un resultado interesante es la similitud de la evolución de los retornos de la educación postuniversitaria de las mujeres frente a los hombres a lo largo de la década de los noventa; este hecho puede significar que las conexiones y posibilidades laborales reportan salarios similares para hombres y mujeres.

Un resultado importante radica en que se pudo comprobar que efectivamente la distribución condicional del salario es heterogénea, ya que los retornos varían a través de diferentes niveles de la distribución de escolaridad, hecho que se comprobó con la ecuación de salarios con *splines* lineales: ellos tienden a ser altos y estables en la educación universitaria, especialmente para las mujeres. Los retornos de la educación, dentro de cada nivel educativo, son diferentes, donde se muestra que una mayor educación sí puede desembocar en unos mejores salarios.

3. Por otra parte, la evidencia proporcionada por RP muestra un ciclo en la evolución del salario real, que beneficia a todos los trabajadores en los distintos niveles escolares en la mitad de los años noventa; sin embargo, resulta curioso que aquellos que están más preparados y han dedicado más tiempo a estudiar enfrentan una caída en el retorno. Una posible causa es lo que se ha mencionado como la sobresaturación de profesiones en el mercado, y

que éste no demanda con suficiente intensidad; en ese sentido, el comportamiento más atípico es el de las mujeres, quienes en 1985 obtienen tasas muy altas de retornos en todos los percentiles, pero en los años noventa una caída profunda. Esto puede explicarse por dos motivos: las mujeres con grado postuniversitario en 1985 tienen un retorno muy alto por que la participación en el mercado laboral es baja, y son pocas aquellas que tienen un título de esta naturaleza.

Para verificar los resultados encontrados por RP se realizaron ejercicios alternativos bajo una especificación más sencilla y con un método de estimación tradicional como MCO; con esto, se encontró que los resultados son robustos frente a la metodología principal del trabajo (RP).

El análisis de las RP permite crear ciertas hipótesis para estudiar el comportamiento de los retornos educativos; sin embargo, algunos resultados no se pueden generalizar; así, evaluar la demanda que algunas profesiones tienen frente a otras es una posible extensión de este trabajo. Por otra parte, otra factible extensión de este documento sería realizar la estimación de la ecuación de participación laboral (binaria) usando la técnica semiparamétrica propuesta por Buchinsky (2001).

APÉNDICE

A. RESULTADOS DEL MODELO PROBIT

La ecuación de participación laboral propuesta en (5) es la misma para todos los años. Las variables estimadas conservan los signos esperados y son significativas; con ese resultado se garantiza que la construcción de (I), conocido como el inverso de la razón de Mills, corresponde a una especificación adecuada para corregir el posible sesgo de selección. Las observaciones usadas en la estimación de toda la muestra son 32.179, 28.581, 29.629, 23.003, para los años 1985, 1990, 1995, y 2000, respectivamente.

En el Cuadro A.1 se presentan los resultados: para toda la muestra la ecuación de participación presenta los resultados esperados en signos, y las variables son significativas. Cuando se analiza separadamente la muestra de hombres y mujeres los resultados de las estimaciones varían. Además, en general, la ecuación es adecuada y corrobora los resultados de Arango y Posada (2002a), quienes concluyen que la decisión de participar en el mercado laboral depende de este tipo de variables (en particular de la riqueza y los años de educación).

Desde el punto de vista estadístico las variables que mejor resultado generan son la riqueza, años de educación, edad, estado civil y los otros miembros del hogar desempleados; no obstante, estos resultados difieren para menores en el hogar (puede ser por la tenencia de servicio doméstico). Una forma de discriminar los dos grupos elegidos es seleccionar entre comprometidos o no comprometidos, [véase Arango y Posada (2002a)], por esto se incluye la variable estado civil originando resultados significativos.

B. LA FUNCIÓN CUANTÍLICA

En 1978 Roger Koenker y Gilbert Bassett Jr. introdujeron un nuevo método de estimación econométrica que denominaron regresiones por percentiles¹. Estas estimaciones pueden ser vistas bajo un contexto de modelos de localización. Posteriormente, el uso de esta herramienta en la economía laboral adquirió

¹ Los términos percentil y cuantil tienen el mismo significado.

Cuadro A.1

Resultado conjunto de la estimación de la ecuación de participación laboral usando un modelo probit

Variables	Toda la muestra	Hombres	Mujeres
Años de educación	+ Significativa *	+ Significativa *	+ Significativa *
Número de menores	- No significativa	+ No significativa	- Significativa **
Riqueza	- Significativa *	- Significativa *	- Significativa *
Otros desempleados	+ Significativa **	+ Significativa *	+ Significativa *
Edad	+ Significativa **	+ Significativa **	+ Significativa **
Edad al cuadrado	- Significativa **	- Significativa **	+ No significativa
Estado civil	+ Significativa *	+ Significativa *	- Significativa *

* Variable significativas al 5 %.

** Variable significativa al 10%.

Fuente: cálculos del autor.

cierta relevancia. La literatura muestra un avance en el uso de estas especificaciones precisamente en Buchisnky (1994) se empieza un uso formal en el área de economía laboral.

Específicamente para todo t en el intervalo $(0,1)$ y cualquier variable aleatoria Y , continua o discreta, el t -ésimo percentil de Y puede definirse como cualquier número x_t que pertenece a los reales enteros.

$$(1) \quad P(Y < x_t) \leq t \leq P(Y < x_t)$$

Es posible darse cuenta que una solución a (1) siempre existe y que es única si la variable Y es continua. Si Y es una variable discreta, la solución de (1) es para algún t dentro de un intervalo cerrado sobre la recta real. La variable Y conserva una función de distribución acumulativa:

$$(2) \quad F_{Y(y)} = P(Y \leq y)$$

definiendo la función cuantifica

$$(3) \quad Q_Y(t) = F_Y^{-1}(t) = \inf\{y \mid F_Y(y) \geq t\}$$

En otras palabras, para cualquier t para el intervalo $(0,1)$, la función cuantilica $Q_y(t)$ proporciona el t -ésimo percentil de Y .

Regresión por percentiles

Considerando un modelo de regresión lineal clásico:

$$(4) \quad y_i = x_i \mathbf{b} + u_i \quad i = 1, \dots, n$$

Asumiendo que el valor esperado condicional del error, dado un conjunto de información, es cero, $E(u_i | x_i) = 0$, es decir, la media condicional de y_i con respecto a x_i es:

$$(5) \quad E(y_i | x_i) = x_i \mathbf{b}$$

Siendo este resultado un centro de las estimaciones de la econometría. La estimación del parámetro \mathbf{b} se puede realizar por mínimos cuadrados o máxima verosimilitud.

Ahora, la función $y_i = x_i \mathbf{b} + u_{i,t}$ involucra un percentil t . El valor del término de error condicionado a este percentil, dado el conjunto de información x_i , es cero $Q_t(u_{i,t} | x_i) = 0$; así, el t -ésimo percentil condicional de y_i con respecto a x_i puede ser reescrito como:

$$(6) \quad Q_t(y_i | x_i) = x_i \mathbf{b}_t$$

donde $Q_t(y_i | x_i)$ especifica el percentil condicional de y_i a un conjunto de regresores x_i . Si se conoce la función de distribución del término de error dado un cuantil determinado $F_{u(t)}$, es posible estimar el parámetro \mathbf{b}_t por diferentes técnicas.

REFERENCIAS

- Arango, L. E. y Posada, C. E. (2002a) “La participación laboral en Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 217, Banco de la República.
- _____ (2002b) “Unemployment Rate and the Real Wage Behaviour: A Neoclassical Hint for the Colombian Labor Market Adjustment”, *Applied Economics Letters*, núm. 9, pp. 425-428.
- _____, Posada, C. E.; Uribe, J. D. (2004) “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)”, *Borradores de Economía*, núm. 297, Banco de la República.
- Arias, G. H.; Chávez, L. (2002) “Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia”, Documentos de trabajo, Universidad Externado de Colombia, Facultad de Economía, Bogotá: núm. 10494.
- Autor, D. H.; Katz, L. F. (1999) “Changes in the Wage Structure and Earnings inequality”, O. A. y D. Card (eds.) *Handbook of Labour Economics*, vol. 3A, pp. 1464-1548. Elsevier, Amsterdam: Holanda.
- Buchinsky, M. (1994) “Changes in the USA Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression”, *Econometrica*, núm. 62, vol. 2, pp. 405-458.
- _____ (1998) “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research”, *Journal of Human Resources*, núm. 33, vol. 1, pp. 88-126.
- _____ (2001) “Quantile Regression with Sample Selection: Estimating Women’s Return to Education in the USA”, *Empirical Economics*, núm. 26, vol. 1, pp. 87-113.
- Card, D. (1994): “Earnings, Schooling and ability Revisited”, *NBER Working Paper*, núm. 4832, agosto.
- Casas, A.; Gallego, J. M.; Sepúlveda, C. (2002) “Retornos de la educación: sesgo de habilidad. Teoría y aplicaciones para Colombia”, Facultad de Economía, Universidad del Rosario.

- Girma, S.; Kedir, A. (2003) "Is Education More Beneficial to the Less Able? Econometrics Evidence from Ethiopia", documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Leicester.
- Green, W. (2003) *Econometric Análisis*, Nueva York: Prentice Hall, 5ª. edición .
- Hartog, J.; Pereira, T.; Vieira, A. C. (1999) "Changing Returns to Education in Portugal during the 1980s and Early 1990s: OLS and Quantile Regression Estimators" (mimeo).
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, núm. 47, vol. 1, pp. 153-61.
- _____; Layne-Farrar, A.; Petra T. (1996) "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, núm. 4, vol. 78, pp. 562-610.
- Kazianga, H. (2004) "Schooling Returns for Wage Earners in Burkina Faso: Evidence from the 1994 and 1998 National Surveys", *Discussion Paper Series*, núm. 895, Economic Growth Centre, Yale University.
- Koenker, R.; Basset, G. J. (1978) "Regression Quantiles", *Econometrica*, núm. 46, vol. 1, pp. 33-50.
- _____. (1982) "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles", *Econometrica*, núm. 50, pp. 43-61.
- Lemiux, T. (2003) "The "Mincer Equation" Thirty Years after Shooling, Experience, and Earnings", documento de trabajo, Centre for Labour Economics, Universidad de California, Berkley.
- Mincer, J. (1974a) *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia: Columbia University Press.
- _____; Polacheck, S. (1974b) "Family Investment in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, núm. 82, vol. 2, pp. S76-S108.

- Núñez, J.; Sánchez, F. (1998) “Educación y salarios relativos en Colombia, 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso”, Archivos de Macroeconomía, DNP.
- Ooaxaca, R. (1973) “Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets”, *International Economic Review*, núm. 14, vol. 3, pp. 693-709.
- Palme, M. O y Wrigth, R. E. (1998) “Changes in the Rate of Return to Education in Sweden: 1968-1991”, *Applied Economics*, núm. 30, vol. 12, pp. 1653-1663.
- Poirier, A. J. (1976) *The Economics of Structural Change*, Amsterdam: Holanda.
- Psacharopoulos, G. (1994) “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, núm. 22, vol. 9, pp. 1325-1343.
- _____; Tzannatos, Z. (1992) *Women’s Employment and Pay in Latin America*, Washington D. C.: Banco Mundial.
- Reck, C. (2003) “Heterogeneity and Black-White Labour Market Differences: Quantile Regression with Censored Data 1979-2001”, Documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Illinois, Urbana-Champaign.
- Rosen, S. (1992) “Distinguished Fellow: Mincering Labour Economics”, *Journal of Economic Perspectives*, núm. 6, vol. 2, pp. 157-170.
- Tenjo, J. (1993) “Evolución de los retornos de la educación 1976-1989”, *Planeación y Desarrollo*, XXIV (edición especial), pp. 85-114.
- Santamaria, M. y Rojas, N. (2001) “La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?”, Documento 146, Archivos de Macroeconomía, DNP.
- Zárate, H. M. (2003) “Cambios en la estructura salarial: una historia desde la regresión cuantílica”, Borradores de Economía, Banco de la República, núm. 245.

Comentario sobre el ensayo *¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?*

Carlos Eduardo Vélez*

Primero, quiero agradecer al Banco de la República por invitarme a participar en este seminario sobre un tema tan importante, y de paso felicitarlos por mantener la atención en el tema de la educación, un asunto estratégico para alcanzar más desarrollo y equidad en nuestro país. Igualmente, felicito a Carlos Prada por revisar el tema de la rentabilidad de la educación, y usar otros métodos menos convencionales de análisis que arrojan resultados que, sin duda, constituyen un reto en cuanto a su interpretación. A continuación, y para tratar de responder a este reto, voy a tratar de sugerir otras alternativas de interpretación adicionales a las que ofrece el autor; no obstante, la mayoría de mis comentarios al documento, los concentraré en torno de la conexión del tema de los retornos de la educación con otros temas de desarrollo y equidad, los cuales han estado presentes recientemente en la agenda internacional y en la agenda colombiana.

I. CONTEXTO: DESARROLLO, DESIGUALDAD Y RETORNOS DE LA EDUCACIÓN

La pregunta clave del artículo que se discute en esta sesión es: ¿Cuáles son los niveles de la rentabilidad de la educación y cuáles son sus principales determinantes? En el artículo se discute y presenta estimaciones para medir la rentabilidad de la educación para distintos niveles educativos por género, utilizando cuatro métodos con distintos grados de complejidad, que van desde los mínimos cuadrados

* Jefe de la División de Pobreza y Desigualdad, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).

ordinarios con sus correcciones de selección, hasta los *splines* y los cuantiles. Al mismo tiempo, se proponen varias hipótesis acerca de las posibles explicaciones de los distintos resultados, pero el inconveniente con estos resultados radica en que siendo tan variados resulta más complejo ofrecer una explicación unificada.

Antes de abordar el contenido del artículo permítanme subrayar la relevancia de este tema para las políticas de desarrollo. La evolución de los diferenciales salariales ha sido el determinante clave en el incremento de las desigualdades salariales y la desigualdad de los ingresos de los hogares en Colombia y en América Latina en las décadas recientes. En la década pasada se observó una atención creciente de las agencias internacionales de desarrollo por el tema de desigualdad y desarrollo; la lista de documentos publicados es extensa e incluye entre otros: el IPES, Informe del Banco Interamericano de Desarrollo (1998) sobre desigualdad; el trabajo de Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) sobre microeconomía de la dinámica de la distribución del ingreso y la desigualdad en Asia y en América Latina, publicado recientemente por el Banco Mundial; el estudio del Banco Mundial para Brasil sobre “Desigualdad y desarrollo” en 2003¹; la publicación del Banco Mundial sobre desigualdad en América Latina titulado “Breaking with History” en 2004, y más recientemente el *World Development Report* sobre “Desigualdad y desarrollo”, que se acaba de presentar.

Así, a nivel global hay un interés sobresaliente sobre el tema, el cual es muy justificado en el caso de Latinoamérica, dados nuestros altos niveles de desigualdad, que constituyen un problema serio no sólo desde el punto de vista de la equidad como una preocupación en sí misma por alcanzar una sociedad más justa, sino también porque la desigualdad tiene implicaciones sobre el desarrollo en la medida en que debilita el crecimiento, particularmente porque los hogares de bajos ingresos tienen muchas dificultades para lograr niveles eficientes (y mayores) de inversión en capital humano y porque probablemente se presente una dinámica perversa entre el crecimiento, desigualdad y fertilidad.

Como lo demuestra el trabajo de Kremer y Chen (2002), si las condiciones iniciales de una economía son extremadamente desiguales, la desigualdad de hoy puede producir más desigualdad (y menos crecimiento) mañana, y para romper esta dinámica perversa es indispensable incrementar sustancialmente las oportuni-

¹ <<http://books.google.com/books>>.

des de educación de los hijos de los pobres para que pueda tener un efecto multiplicativo y permanente en la desigualdad; en resumen, el tema de la desigualdad merece la atención de los interesados en el desarrollo y el tema de los diferenciales salariales está y ha estado estrechamente vinculado con tal evolución.

En cuanto a los estudios enfocados específicamente en la pobreza en Colombia, cabe destacar que el reporte de pobreza del Banco Mundial para Colombia (2002), también resaltó la conexión de la pobreza y la desigualdad con las políticas de educación: *“solo un instrumento de política ha tenido o tiene un impacto positivo tan amplio en la desigualdad en la educación dado que afecta las dotaciones de capital humano, las tasas de empleo, las tasas de dependencia vía la fertilidad endógena y aún los salarios relativos por nivel educativo”*, (página 81). De otro lado, los incrementos de desigualdad durante las últimas dos décadas del siglo XX en Colombia generaron más pobreza; así, los cálculos del estudio mencionado muestran que entre 1978 y 1999 el aumento en la desigualdad había incrementado la pobreza en casi nueve puntos porcentuales, y que, afortunadamente, sus efectos fueron compensados con creces por los efectos benéficos del crecimiento económico sobre los niveles de pobreza.

Finalmente, ahora mismo se está prestando especial atención al tema de la desigualdad: hoy por hoy, el gobierno de Colombia con el apoyo del BID, del Banco Mundial y otros donantes, ha conformado la “Misión para la estrategia de reducción de la pobreza y la desigualdad”, que inició labores en 2004 y debe entregar su reporte final en 2006.

II. EL CONTENIDO DEL ARTÍCULO

Ahora bien, regresando al contenido mismo del trabajo cabe preguntarse: ¿Qué lecciones iniciales se pueden extraer al comparar los resultados de las regresiones puramente *spline* y las regresiones por cuantiles? Primero que todo sugeriría, para facilitar la asimilación del material por parte del lector, que el trabajo se presente en un orden de complejidad progresiva y que se vayan sacando conclusiones parciales a medida que se va pasando de modelos sencillos a modelos complejos. Inicialmente, los modelos más sencillos (por *spline*) ofrecen evidencia suficiente para concluir que la rentabilidad de educarse es creciente por niveles de escolaridad: la rentabilidad de la educación secundaria es mucho más alta, más inestable y más sensible al ciclo económico, los diferenciales por género favorecen

a las mujeres en secundaria a lo largo del período, en superior en 2000, y a los hombres con postgrados entre 1995 y 2000.

Ahora bien, qué lecciones adicionales podemos extraer de los resultados del ejercicio por cuantiles? Me atrevo a sugerir que una de las grandes utilidades del documento está en que ofrece una medida de la dispersión de las rentabilidades, la cual se puede interpretar como un indicador del riesgo de la inversión en capital humano. Indudablemente, desde esta perspectiva se observa la alta volatilidad en el nivel y en los rangos de variación en los indicadores de riesgo en la educación postuniversitaria, y cabe resaltar algo curioso: en términos de riesgo de la rentabilidad de la educación postuniversitaria por género, en tanto para las mujeres los intervalos parecieran ser más compactos y crecientes. Bajo esta interpretación, se ofrecería otro factor de explicación al problema de estancamiento de movilidad social y educativa, que se discutió en un principio en el seminario, y que se caracterizó principalmente, como un problema de oferta insuficiente de educación postsecundaria. Por tanto, ¿será que el problema de alto riesgo de la inversión —dispersión de los retornos *ex ante*— logra disuadir a muchos colombianos para continuar su educación?

De otro lado, quería comentar sobre el mensaje que trae el trabajo a partir del análisis del índice de ingresos laborales por niveles de escolaridad, el cual muestra un incremento significativo en la rentabilidad de educación superior. Es notable que, a pesar de que luego de la recesión de 1999 y la reducción de demanda laboral resultante se reducen las rentabilidades para casi todos los niveles de calificación, pero curiosamente solo hay un nivel educativo para el cual se mantiene: educación técnica (o educación universitaria incompleta). Esto sugiere que probablemente en las firmas está ocurriendo un proceso de sustitución de trabajadores calificados (con título profesional) por personas con capacidades similares (con títulos técnicos), a menores salarios. Si este fuera el caso, estaríamos ante un cambio del perfil de la demanda en términos de calificación postsecundaria en Colombia, que sugieren nuevas opciones rentables para expandir la oferta educativa; dado que si ésta sigue contando con niveles de rentabilidad elevados, probablemente hay esquemas de educación postsecundaria (no universitaria completa) de bajo costo, las cuales están ofreciendo opciones interesantes para invertir en capital humano.

De otro lado, haría una advertencia de cautela en la interpretación de los resultados, ya que realmente el problema de atribución de factores determinantes de la dinámica de los retornos de la educación por niveles de calificación es

supremamente complejo, en tanto múltiples fuerzas afectan los salarios relativos en largo plazo y durante las distintas fases del ciclo económico.

En el largo plazo tenemos las composiciones de la calificación de la demanda de fuerza laboral que ha venido cambiando en Colombia: cada vez la secundaria es más grande, la postsecundaria también, y la mezcla de calificaciones requeridas por el mercado ha ido cambiando. El perfil de la oferta ha estado cambiando por la política educativa de expansión de la secundaria y de la postsecundaria, pero también el perfil de la demanda está cambiando por el cambio técnico, por los ciclos de distintos sectores de la economía, inclusive por el tema del comercio internacional que hace que la demanda neta de mercado por fuerza laboral esté cambiando con relación al producto (véase Santamaría, 2003, tesis de doctorado Georgetown).

Adicional a los efectos de largo plazo, de oferta y demanda por niveles de calificación, los niveles de rentabilidad también se ven afectados durante el ciclo económico por los niveles de actividad económica; así que recomendaría ser cuidadoso y distinguir entre los períodos en donde la economía colombiana está más cercana al pleno empleo y otros en donde son mucho más cercanos a períodos de recesión o desaceleración: por ejemplo, puede suponerse que luego de la recesión de 1999 y sus efectos devastadores en el sector de la construcción, haya tenido impactos adversos y significativos sobre la demanda de trabajo no calificado y por consiguiente sobre sus salarios.

Finalmente, quería llamar la atención de que en Colombia los diferenciales salariales, en comparación con los de Estados Unidos, México y Brasil, son supremamente altos; evidencia que indica que definitivamente estamos frente a un problema serio comparado con lo que se ve en otros países de la región, lo cual sugiere que en términos de política el reto está en identificar la forma más eficiente (menos costosa) de resolver este exceso de demanda. Indudablemente, los altos costos de muchas universidades colombianas públicas (frente a la dispersión de la calidad) no facilitan la solución de este tipo de problema; no obstante, afortunadamente desde hace unos tres años se están realizando importantes esfuerzos para producir señales sistemáticas sobre relevancia y calidad de la educación de las diferentes profesiones en las distintas universidades colombianas. El incremento de señales de información para este mercado debe mantenerse, en tanto ayudan a compensar las señales de alta volatilidad, vía rentabilidad-riesgo.

Por último, quisiera enfatizar que a pesar de que en Colombia la distribución de la escolaridad es más igualitaria, la desigualdad de ingreso salarial y del ingreso de hogares ha empeorado, precisamente porque el problema de la convexidad de los retornos domina todo lo demás; sin embargo, la evolución de la oferta de educación postsecundaria (durante los años noventa) no ha sido suficiente para responder a esta señal de escasez de trabajadores calificados, así, el análisis muestra que entre 1988 y 1999 se ha abierto una brecha no sólo en términos de la diferencia del porcentaje de personas que terminan secundaria y de las que pasan a postsecundaria, que aumentó de 24% a 35%, sino también en términos de equidad, esto es, los pobres tienden a quedarse mucho más afuera en el proceso de transición. Estamos entonces ante un problema *doble* de altos niveles de frustración a nivel social (debido a la inequidad) y de ineficiencia, pues tenemos un área muy rentable de inversión en capital humano y no contamos con medios suficientemente amplios para resolverlo.

REFERENCIAS

Banco Mundial (2002). *Reporte de la pobreza en Colombia*.

Bourguignon, Francois; Ferreira, Francisco y Lustig, Nora (2005) *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. Washington D. C.: publicaciones Banco Mundial, 436 p.

De Ferranti, David; Perry, Guillermo; Ferreira, Francisco; Walton, Michael (2003) *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?* Washington D. C.: Banco Mundial, Departamento de Estudios para América Latina y el Caribe.

Kremer, Michael; Chen, Daniel (2002) "Income Distribution Dynamics with Endogenous Fertility" *Journal of Economic Growth*, vol. 7, núm. 3, septiembre.

Banco Mundial (2003) "Inequality and Economic Development in Brazil", Francisco H. G. Ferreira , Carlos Eduardo Vélez , Ricardo Paes de Barros.

Banco Mundial (2004). *Inequality in Latin America: Breaking With History?* Departamento de Estudios para América Latina y el Caribe.