

Cambios en los retornos de la educación en Bogotá entre 1997 y 2003

Nohora Forero y Luis Fernando Gamboa

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. El caso de Bogotá. –III. Modelo Econométrico. –Conclusiones. –Anexo. –Bibliografía.

Primera versión recibida en junio de 2006; versión final aceptada en febrero de 2007

Cambios en los retornos de la educación en Bogotá entre 1997 y 2003

Resumen: Este artículo estima la tasa de retorno de la educación de la población asalariada en Bogotá para 1997 y 2003 teniendo como referencia la teoría del capital humano. Para la estimación se corrige el sesgo de selección por medio de la metodología de Heckman (1979). A diferencia de estudios anteriores, que usan la Encuesta Nacional de Hogares, en éste se utiliza la información disponible en la Encuesta de Calidad de Vida que también es representativa para Bogotá. Se encuentra que los retornos de la educación y de la experiencia potencial, así como la elasticidad horas-ingreso laboral y el ingreso laboral se reducen en el periodo posterior a la recesión económica.

Palabras clave: ecuación de Mincer, retorno de la educación, sesgo de selección, teoría del capital humano. Clasificación JEL: C24, J31, J24, J38.

Abstract: This paper estimates the returns to education in Bogotá in 1997 and 2003 by means of Heckman's maximum likelihood methodology. The analytical framework used is Human Capital Theory. Instead of using the 'Encuesta Nacional de Hogares' (National Household Survey), as does current literature, we use the 'Encuesta de Calidad de Vida' (Life Quality Survey). We found a reduction after the economic recession (1999) in aspects such as the returns to education and the impact of experience in Bogotá between these years. There are also suggestions about a decrease in the labor income and in the hour-income elasticity.

Keywords: Mincer equation, returns to education, selection bias, human capital theory. JEL classification: C24, J31, J24, J38.

Résumé: Cet article calcule le taux de rendement de l'éducation sur le salariat dans la ville de Bogotá entre 1993 et 2003 dans le cadre de la théorie du capital humain. Pour ce faire, nous utilisons la méthodologie proposée par Heckman (1979) qui permet de corriger les biais de sélection. Nous utilisons les données disponibles dans l'Enquête de Qualité de Vie au lieu de l'Enquête Nationale pour les Foyers, les deux enquêtes étant significatives pour la ville de Bogotá. Nous montrons que les taux de rendement de l'éducation et de l'expérience potentielle ainsi que l'élasticité heurs-revenu du travail et le revenu du travail, se réduisent pendant la période qui a suivi la récession économique.

Mots clés: équation de Mincer, rendement dans l'éducation, biais de sélection, théorie du capital humain. Classification JEL: C24, J31, J24, J38.

Cambios en los retornos de la educación en Bogotá entre 1997 y 2003

Nohora Forero y Luis Fernando Gamboa*

–Introducción. –I. Revisión de literatura. –II. El caso de Bogotá. –III. Modelo Econométrico. –Conclusiones. –Anexo. –Bibliografía.

Primera versión recibida en junio de 2006; versión final aceptada en febrero de 2007

Introducción

Los avances en educación superior en la gran mayoría de los países se han sustentado en la necesidad de ampliar las opciones de los individuos y en su consecuente mejora en la calidad de vida. En Colombia, la cobertura en educación superior ha aumentado, aunque a ritmos menores que la educación básica y secundaria.

Entre 1995 y 2005 la matrícula total en educación superior pasó de 644.188 a 1.212.037 estudiantes, lo que representa un incremento en la cobertura bruta, al pasar del 14,9% al 24,6% durante este mismo periodo. A nivel regional las diferencias son considerables, ya que mientras en Bogotá la cobertura pasó del 48,3% a 52,2% entre 2002 y 2005, en más de 18 departamentos la cobertura no supera el 15% para ese periodo (ver anexo 1). Sin embargo, este nivel de cobertura es aún muy bajo si se tiene en cuenta que para el año 2002 el promedio en América Latina era de 25%. Esta situación ha motivado

* Nohora Yulieth Forero Ramírez: profesora, Universidad del Rosario. Dirección electrónica: nyforero@urosario.edu.co. Dirección postal: Calle 14 No 4-69, Bogotá, Colombia. Luis Fernando Gamboa Niño: profesor, Universidad del Rosario. Dirección electrónica: lfgamboa@urosario.edu.co. Dirección postal: Calle 14 No 4-69, Bogotá, Colombia. Se agradecen los valiosos comentarios y aportes del grupo de investigadores de la Facultad de Economía del Rosario, a Luis Eduardo Arango y a los evaluadores anónimos que revisaron una versión anterior del documento. Los resultados y opiniones son responsabilidad de los autores.

que dentro de la perspectiva del Plan de Desarrollo se plantee una meta del 34% en la cobertura para 2010. No obstante esto, el problema radica en las posibilidades de acceso según el tipo de institución, puesto que gran parte de la población no tiene acceso por ausencia de instituciones o por restricciones de ingreso que en algunos casos son consecuencia de problemas de cobertura en los niveles anteriores de educación.

Los resultados en cobertura en educación y específicamente en el nivel superior, pueden ser determinantes de las características del mercado de trabajo y de los ingresos que devengan las personas. Recientemente se ha prestado atención al mercado de trabajo de los graduados universitarios del país y según datos del Observatorio Laboral de la Educación (OLE) se encuentra que los ingresos laborales de los profesionales difieren de manera importante respecto a los ocupados con menores niveles educativos (bachilleres, técnicos, tecnólogos, etc.). Se evidencian diferencias en los rangos de ingresos salariales por áreas de conocimiento y entre Bogotá y el resto del país.¹

En la cobertura en secundaria las diferencias entre Colombia y Bogotá son menores, puesto que la cobertura bruta en secundaria en 2002 es de 57% y de 78%, respectivamente.

Teniendo en cuenta estas diferencias en cobertura para Bogotá y para el resto del país, la pregunta que surge es qué tan rentable es la inversión en educación en Bogotá.

Para el caso de Colombia, algunos resultados muestran que evidentemente es rentable aunque el retorno ha disminuido en los últimos años. Los cálculos de Psacharopoulos (1994) confirman que si bien la tasa de retorno de la educación en el país alcanzó niveles cercanos al 20% para las mujeres y al 18% para los hombres a comienzos de los 70, se han presentado fuertes caídas en ambos grupos. A finales de los 80 la tasa disminuyó a 12,9% y 14,5% respectivamente y el promedio de escolaridad alcanzó los 8,2 años. Psacharopoulos encuentra también que a mediados de los 70 las tasas privadas de retorno más altas estaban en áreas como la medicina y la ingeniería y las más bajas en la agronomía. Estos resultados son razonables cuando se tienen en cuenta los aumentos en cobertura educativa que se han presentado en el país.

¹ Según cifras obtenidas de la encuesta del OLE, en Bogotá el 31% de los graduados universitarios entre 2001 y 2004-II (encuestados en 2005) tienen ingresos mensuales inferiores a un millón de pesos y el 62% entre uno y tres millones; a nivel nacional (incluyendo Bogotá) estas cifras son de 37% y 59%, lo que indicaría que en Bogotá los graduados universitarios tienen un mayor ingreso salarial esperado.

La rentabilidad de la educación, en términos de los efectos que tienen años adicionales de escolaridad sobre el ingreso salarial, al igual que las decisiones en torno a la acumulación de capital humano, han sido temas estudiados en la teoría del capital humano y se han contrastado empíricamente a partir del trabajo seminal de Mincer (1974) que evalúa el efecto de la educación sobre el salario.

Desde el punto de vista empírico, la estimación tradicional de la ecuación de Mincer no incorpora la información de la población que está fuera del mercado laboral (sesgo de selección) y que se supera gracias a la metodología propuesta por Heckman (1979). En Colombia varios trabajos han intentado evaluar el retorno de la educación desde diferentes perspectivas, pero la ausencia de bases de datos tipo panel ha impedido un análisis detallado de su evolución, puesto que no se dispone de información en el tiempo para los mismos individuos.

El objetivo del documento es estimar el retorno de la educación en Bogotá para la población de ocupados asalariados en 1997 y 2003. Como se ha mencionado anteriormente, la situación de Bogotá en materia de cobertura educativa es diferente a la del resto del país y además de esto en la década pasada presentó bajas tasas de desempleo frente al resto del país, mayores tasas de ocupación femenina y cuenta con una población económicamente activa de mayor nivel educativo respecto a otras áreas metropolitanas. De otro lado, solamente se tuvieron en cuenta a los trabajadores asalariados puesto que para quienes no lo son, sus ingresos no necesariamente reflejan la escolaridad alcanzada, lo que escapa a la propuesta de la teoría del capital humano que sirve de sustento para este trabajo.

El análisis del cambio en los retornos entre 1997 y 2003 para Bogotá es interesante desde el punto de vista teórico y práctico porque durante este periodo Colombia sufrió una de las depresiones económicas más grandes de su historia. Esto se tradujo en una caída del producto y en las tasas de ocupación y en problemas de estabilidad en el sector financiero.

La fuente de información para este efecto será la Encuesta de Calidad de Vida (ECV), que es representativa para Bogotá en ambos años. Además, su cobertura y contenido informativo permiten llevar a cabo un ejercicio comparativo completo entre los dos años. Se corrige el sesgo de selectividad usando el procedimiento de Heckman (1979).

Entre los principales hallazgos del trabajo, se encuentra que además de la caída en el retorno de la experiencia potencial, la tasa interna de retorno de la educación en Bogotá muestra una disminución en 2003 frente a la encontrada

en 1997. De la misma manera, de acuerdo a los datos de la ECV no se verifica en ningún año que la elasticidad horas-ingreso laboral sea unitaria, por lo que es necesario incluir la variable horas de trabajo al mes como explicativa en la ecuación de Mincer. En la ecuación de selección se involucran variables distintas a las que proponen autores como Velásquez (2001) y Barrero *et al.* (2004).²

El trabajo se divide en tres secciones. La primera es una revisión de la literatura para Colombia. La segunda presenta algunas características del mercado de trabajo en Bogotá. Las estadísticas descriptivas de las variables involucradas en la ecuación de Mincer así como los resultados del cálculo de la tasa de retorno de la educación para 1997 y 2003 se reportan en la tercera sección. Finalmente se presentan las conclusiones.

I. Revisión de la literatura

Los primeros trabajos que analizan los retornos de la educación en Colombia son los encontrados por Castellar y Uribe (2003) para los años sesenta y setenta y se distinguen por la fuerte influencia de la teoría del capital humano de Becker (1964). Predominan los estudios de autores extranjeros y el uso de estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en la ecuación básica de Mincer o ampliada con variables dicotómicas para identificar diferenciales entre sectores.

Schultz (1968) y Selowsky (1968) encuentran tasas de retorno sociales decrecientes de la educación con el nivel de escolaridad, mientras que Kugler (1975) estima que la tasa de retorno para la educación primaria es inferior a la de la secundaria y no encuentra diferencias significativas entre secundaria y superior.

González (1982), utilizando datos de 209 trabajadores bogotanos de 87 pequeñas empresas analiza los retornos de la educación en diferentes sectores y su relación con la productividad de la pequeña industria. Utiliza estimaciones MCO y encuentra que los retornos varían entre 2,8% y 10%, según el sector de la industria.

² Velásquez (2001) incluye variables relacionadas con las características personales como edad, nivel educativo, si tiene pareja, si es cabeza de hogar, ciudad de residencia y algunas variables de otros miembros de la familia. Barrero *et al.* (2004) incluyen estado civil, si es jefe de hogar, edad y características asociadas al hogar como el número de desocupados por unidad de gasto y el ingreso ajustado per cápita de la unidad de gasto del hogar.

Tenjo (1993a) para el periodo 1976-1989 reconoce la existencia de un sesgo en las estimaciones del retorno de la educación por falta de información sobre la habilidad del trabajador o su ancestro socioeconómico. En otro artículo para el mismo período, Tenjo (1993b) analiza la evolución de los retornos de la educación y encuentra una reducción en los mismos como resultado de aspectos como la expansión del sistema educativo del país en los años anteriores, el aumento de la participación femenina en el mercado laboral y el incremento en su nivel de escolaridad. Concluye que esta reducción fue generalizada (en los salarios de hombres y mujeres) y aunque los retornos de la educación fueron mayores para las mujeres, éstos decrecieron más rápido que los de los hombres. En este trabajo Tenjo utiliza la metodología de Spline.

Posteriormente, Perfetti (1996) con base en la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para 10 ciudades, encuentra que las diferencias salariales para el período 1984-1994 se explican en un 16% y 11% por los distintos grados de acumulación de capital humano en 1984 y 1994, respectivamente. En el modelo utilizado, amplía la minceriana estándar con características del individuo, el sector económico, el tamaño de la empresa y la antigüedad del trabajador.

Ribero y Meza (1997) estudian el sesgo de selectividad y, utilizando la ENH para varios años, encuentran que no hay sesgo para las mujeres. Núñez y Sánchez (1998) utilizan el enfoque minceriano en un estudio para el período 1976-1995 y encuentran que la tasa de retorno de la educación ha disminuido desde comienzos de la década de 1980, mientras que se evidencia un aumento en el premio a la educación universitaria y una reducción en el de la secundaria.

Velásquez (2001) analiza las diferencias salariales por género utilizando la descomposición de Oaxaca y corrige el sesgo de selección con la metodología de Heckman. Concluye que las diferencias en el rendimiento de los individuos explican la brecha salarial por género.

En materia de género, estudios posteriores como el de Tenjo y Bernat (2002) y Tenjo *et al.* (2005) concluyen que los salarios de hombres y mujeres se determinan a través de mecanismos distintos y que las diferencias en ingresos se han reducido. Encuentran una tendencia a la igualación de los ingresos por género. Arias y Chaves (2002), utilizando el procedimiento de Heckman, obtienen las ecuaciones del modelo Spline por género, con datos de corte transversal para 1991, 1999 y 2000 de la ENH. Encuentran que los retornos a la educación son mayores en las mujeres aunque el diferencial se ha reducido. Concluyen que tanto en hombres como en mujeres la tasa interna de retorno de la educación se ha deteriorado en los últimos años. De la misma

manera Bernat (2005) analiza el diferencial salarial por hora entre hombres y mujeres, utilizando ecuaciones de Mincer con corrección de Heckman y descomposición de Oaxaca, haciendo énfasis en la importancia del componente discriminatorio.

Zárate (2003), utilizando regresión por cuantiles para el periodo 1991–2000 con base en la ENH, encuentra que los retornos de la escolaridad son superiores en los cuantiles de ingresos más altos, que las fluctuaciones son mayores en los cuantiles inferiores y que en promedio la variabilidad en los cuantiles intermedios es mayor que en los extremos. Además, en los cuantiles inferiores se evidencia un deterioro en los retornos de la educación entre 1991 y 2000.

Posteriormente, para corregir el sesgo por falta de información sobre la habilidad o condiciones socioeconómicas del individuo, Casas *et al.* (2003) proponen solucionarlo con variables instrumentales y concluyen que los retornos no difieren mucho cuando se controla por habilidad y que al usar una variable de caracterización socioeconómica como instrumento se puede incurrir en una sobreestimación de los retornos. Dado que además de la encuesta SER de 1988 no se encuentran medidas de habilidad, los autores utilizan como variable instrumental la educación de la madre y emplean la ECV de 1997, aclarando que las dos encuestas no son comparables.

En cuanto a la dinámica y evolución de los retornos de la educación Núñez y Sánchez (2003) aplican la técnica de cohorte para comparar diferentes generaciones a la misma edad. Afirman que existe una relación positiva entre los retornos y los grados o diplomas y que la brecha por género ha disminuido entre cohortes jóvenes. Estiman que el retorno disminuyó entre 1976 y 1981, se mantuvo constante hasta 1992 y a partir de allí se incrementó.

Otra aproximación al tema de los retornos de la educación en Colombia está en el trabajo de Mora (2003). Ésta analiza el efecto *screening*³ en el mercado laboral de siete ciudades a partir de la ENH de 2000 y encuentra evidencias para afirmar que los diplomas sí generan un ingreso adicional en los trabajadores.

Por último, Barrero *et al.* (2004) utilizan la ENH de 2000 y obtienen el retorno de la educación corrigiendo el sesgo de selectividad sin suponer que la

³ Según Mora, “en los modelos de *credencialización*, los niveles de educación ayudan al empleador a estimar (la) inteligencia, motivación y disciplina” del trabajador.

elasticidad horas trabajo del ingreso es unitaria. Concluyen que los niveles de escolaridad son un determinante significativo del ingreso percibido y que la hipótesis sobre la elasticidad debe rechazarse.

Prada (2006) analiza la rentabilidad de la educación para primaria, secundaria y educación superior, usando regresión cuantil con el fin de estudiar los retornos de estos niveles en diferentes puntos de la distribución del ingreso salarial. Concluye que la distribución condicional del salario es heterogénea y que el retorno de la educación es creciente con el nivel educativo. Para el período que analiza (1985-2000), encuentra que los retornos a la educación han caído de manera importante. La hipótesis que plantea el autor es que se puede estar presentando una sobreoferta de profesiones que el mercado no alcanza a demandar, por lo que se genera la caída en el retorno educativo a este nivel.

En síntesis, la evaluación de los retornos educativos en Colombia no permite establecer una tendencia clara en temas como género, nivel educativo y cohortes. Las metodologías aplicadas han ido superando los errores de especificación inicialmente encontrados e incluyen estimaciones por mínimos cuadrados, regresión por cuantiles, Heckman y descomposición de Oaxaca, lo que ha permitido ir avanzando en el análisis.

II. El caso de Bogotá

La economía bogotana durante la primera parte de los noventa se caracterizó por un éxito de la actividad económica, que se vio acompañado de tasas de desempleo de un dígito y un importante cambio tecnológico por parte de las empresas que respondieron a la apertura económica. Durante este mismo período se llevaron a cabo ajustes al interior de las empresas como consecuencia de los cambios contemplados en la Ley 50 de 1990. Por el contrario, el desempeño de la segunda mitad fue pobre y estuvo marcado por la recesión del país y una caída en las tasas de ocupación. Según la Cámara de Comercio de Bogotá (CCB, 2004), los indicios de recuperación empiezan a verse hacia el año 2000 y continúan en el 2003. Por ejemplo, respecto al 2002 la tasa de ocupación aumentó 2,4 puntos y la de desempleo se redujo en más de un punto.

Al interior de la población, los cambios generados por la recesión no fueron en el mismo sentido. Como se observa en la tabla 1, en Bogotá los quintiles de la población que más se vieron afectados por la recesión fueron los de mayor ingreso. En el caso de los más pobres se dio un breve incremento en el ingreso laboral promedio, aunque se debe advertir que no corresponde a

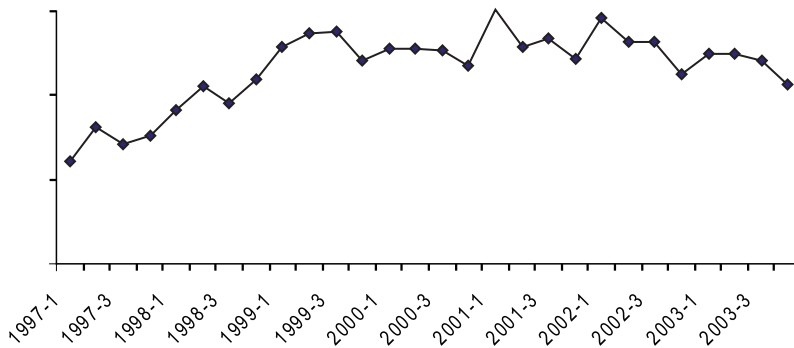
los mismos hogares y por ello un hogar que en 1997 se encontraba en el quintil más alto, ahora puede estar en el más bajo o simplemente no estar.

Tabla 1. *Ingresos laborales mensuales por quintil (Pesos Constantes de 1997)*

Quintil	1997		2003	
	Media	Desviación	Media	Desviación
1	72.174	38.381	122.685	57.638
2	171.605	26.056	222.959	12.966
3	264.164	36.511	287.800	29.149
4	462.588	80.948	455.433	72.824
5	1.603.563	1.396.831	1.293.651	940.150

Fuente: ECV 97-03. Cálculos de los autores

Según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane) entre 1991 y 1996 la participación de Bogotá en el empleo urbano nacional fue de 26,5%. Se trata de uno de los mercados con mayores tasas de escolarización y de salarios respecto a otras ciudades. Sin embargo, aunque para el periodo comprendido entre 2002 y 2003 las tasas de desempleo reflejan una disminución, al compararlas frente a las que se tenían en 1997 hay un considerable aumento (gráfico 1). Cabe destacar que entre 2002 y 2003 la tasa de desempleo se redujo en cada trimestre.



Fuente: Ministerio de Hacienda, Sistema Integrado de Estadísticas Comparadas.

Gráfico 1. *Tasa de desempleo Bogotá*

Otra característica propia del mercado de trabajo de Bogotá es que presenta menores tasas de desempleo respecto a otras ciudades, mayores tasas de ocupación femenina y cuenta con una población económicamente activa de mayor nivel educativo respecto a otras áreas metropolitanas. No obstante, en Bogotá han aumentado los desempleados con educación superior y se ha presentado un cambio en la composición del empleo por educación. Los desempleados con educación secundaria se han mantenido y con educación primaria han disminuido (CCB, 1998).

Estas características del mercado pueden influir sobre los retornos de la educación: es un mercado atractivo porque el salario esperado es mayor y en este sentido el movimiento migratorio que se da es elevado, lo que podría generar presiones a la baja de los ingresos laborales. Además, por el dinamismo del fenómeno de la feminización de la fuerza de trabajo, se incrementa especialmente la oferta laboral respecto a otras ciudades del país.

Además de lo anterior, otro factor que justifica el análisis de este documento es la reforma laboral que se hizo en Colombia en 1990 (Ley 50). Esta reforma, de acuerdo a Ramírez y Núñez (2000), fue positiva durante una primera etapa y a partir de 1996 las consecuencias sobre la tasa de desempleo fueron adversas.

En consecuencia, es posible que la reforma laboral haya influido en los niveles de rentabilidad de la educación en Bogotá. Sin embargo no es la única causa (y posiblemente tampoco la más importante) que pudo influir sobre las decisiones de educación y sus consecuentes resultados en retornos. Por ello, puede explicar una parte de los resultados, pero no es posible incluirla como variable explicativa en el modelo teniendo en cuenta que en este trabajo se analizan los años 1997 y 2003.

III. Modelo econométrico

A. Descripción del modelo

Mincer (1974) evalúa la relación entre el logaritmo del salario por hora ($\ln w$) y los años de escolaridad (s), la experiencia laboral (x) y su cuadrado. A partir de su trabajo, esta relación se conoce como ecuación de Mincer o modelo minceriano. La expresión formal está dada por la ecuación (1):

$$\ln[w(s, x)] = \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon \quad (1)$$

donde ρ_s se interpreta como la tasa de retorno a la escolaridad y β_1 captura los efectos adversos que puede tener un año adicional de experiencia sobre el

salario a partir de cierta edad. La experiencia comúnmente se mide restando a la edad de la persona sus años de escolaridad y la edad en que comenzó a estudiar (que generalmente es cinco o seis años) y se define como *experiencia potencial*.

Para el trabajo se estiman los parámetros de la ecuación de Mincer corrigiendo el sesgo de selección con el método de máxima verosimilitud de Heckman, sin imponer *ex ante* la restricción de elasticidad unitaria del ingreso laboral respecto a las horas trabajadas; el logaritmo de las horas trabajadas al mes se introduce como variable explicativa. De no hacerlo sería equivalente a suponer $\beta_4 = 1$ en (4). Específicamente, la variable dependiente es el salario mensual. En este caso el truncamiento del salario es incidental y se presenta porque sólo se observan valores del ingreso laboral para un subconjunto de la población (ocupados) mientras que el resto de variables de la ecuación de Mincer sí se tiene para todos los individuos.⁴

El método involucra dos ecuaciones y la definición de un indicador de selección (s):⁵

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u; E(u | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0 \text{ Ecuación de interés (2)}$$

$$s = 1[z_0 + z_1 \gamma_1 + \dots + z_m \gamma_m + v \geq 0] \text{ Ecuación de selección (3)}$$

que en nuestro caso son respectivamente la función de Mincer (4) y la ecuación de participación para los ocupados asalariados (5):⁶

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 Educa_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 Lnh_i + u_i \quad (4)$$

$$s_i = \gamma_0 + \gamma_1 Edad_i + \gamma_2 Edad_i^2 + \gamma_3 Jefe_i + \gamma_4 Unión_i + \gamma_5 Gén_i + v_i \quad (5)$$

donde $\ln y$ es el logaritmo natural del ingreso laboral mensual, $Educa$ corresponde a los años de escolaridad de la persona, Exp a los de experiencia potencial y Lnh al logaritmo natural de las horas mensuales trabajadas. En la ecuación de selección s es una variable que toma el valor de 1 si la persona es ocupada asalariada y 0 en caso contrario; la variable $edad$ está en años; $jefe$ toma el valor de 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en otro caso; $unión$ es otra

⁴ Este subconjunto, como se ha mencionado anteriormente, se delimita a los ocupados asalariados.

⁵ Por definición el indicador de selección vale 1 si la observación se usa en el análisis y 0 si no.

⁶ La ECV no pregunta sobre el número de hijos en el hogar; sólo es posible aproximar los que viven en él. Dado esto, no se incluye esta variable en la ecuación de selección.

variable cualitativa que vale 1 si la persona es casada o vive en unión libre y 0 en el resto de casos; *Gén* toma el valor de 1 si es hombre y 0 si es mujer.

Adicionalmente, se supone que los términos de perturbación, u_i y v_i están correlacionados y se comportan así:

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2) \quad v_i \sim N(0,1) \quad \text{Corr}(u_i, v_i) \neq 0 \quad (6)$$

El método se basa en la estimación por máxima verosimilitud del modelo Probit en la ecuación de selección y en la obtención del inverso de la razón de Mills para cada ocupado asalariado (λ_i). Es apropiado usar un Probit y no un Tobit porque la censura resulta de una restricción ajena a la persona (desempleo involuntario) y no de una decisión sin restringir como en el Tobit.

Para cada observación, el método obtiene la razón inversa de Mills λ_i que se interpreta como la probabilidad de que el i -ésimo individuo sea ocupado asalariado. Posteriormente, se incluye la variable λ_i como otro regresor en la ecuación de Mincer y se estima por máxima verosimilitud. Cabe aclarar que aunque el método obtiene la inversa de la razón de Mills para todas las observaciones, en la estimación de la ecuación de interés (es decir la minceriana), sólo se utilizan las λ_i para los ocupados asalariados ($s_i=1$).

Teniendo en cuenta lo anterior, se tendría la siguiente expresión:

$$E[Y | z_1, z_2, \dots, z_m, s = 1] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \rho \lambda (z_0 + z_1 \gamma_1 + \dots + z_m \gamma_m)$$

que en nuestro caso sería:

$$\begin{aligned} E[\text{Lny} | \text{edad}, \text{jefe}, \text{unión}, \text{Gén}, s = 1] = \\ \beta_0 + \beta_1 \text{Educa}_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \beta_4 \text{Lnh}_i + \rho \lambda \\ (\gamma_0 + \gamma_1 \text{Edad}_i + \gamma_2 \text{Edad}_i^2 + \gamma_3 \text{Jefe}_i + \gamma_4 \text{Unión}_i + \gamma_5 \text{Gén}_i) \end{aligned} \quad (7)$$

La interpretación de la ecuación (7) es que el valor esperado del ingreso laboral dada la edad del individuo, si es jefe o no, su estado civil y el género, para los ocupados asalariados es igual a $\beta_0 + \beta_1 \text{Educa}_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \beta_4 \text{Lnh}_i$, más un término adicional que depende de la inversa de la razón de Mills evaluada en la ecuación de selección.

Entonces sí es posible estimar el retorno a partir de la muestra seleccionada, pero incluyendo el inverso de la razón de Mills como otra variable explicativa en la ecuación de Mincer (ecuación 8).

Se llevan a cabo dos contrastes. El primero consiste en evaluar si la elasticidad horas-ingreso es unitaria ($\beta_4=1$), puesto que si es unitaria daría lo mismo incluir el número de horas a no hacerlo en la estimación.

El otro contraste consiste en identificar si existe sesgo de selección ($\rho=0$), en la ecuación (8). Bajo la hipótesis nula los términos de error u_i, v_i no se correlacionan y en este sentido el término $\lambda(z_0 + z_1 \gamma_1 + \dots + z_m \gamma_m)$ no aparece en la ecuación.

$$Lny = \beta_0 + \beta_1 Educa_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \beta_4 Lnh_i + \rho\lambda \quad (8)$$

En cuanto a los signos de la ecuación (8), se espera que los coeficientes $\beta_1, \beta_2, \beta_4$ sean positivos reflejando así que entre mayor sea la escolaridad, la experiencia potencial y las horas trabajadas, mayor será el ingreso laboral. Para capturar el efecto adverso de la experiencia potencial, se esperaría $\beta_3 < 0$. En el modelo Probit de la ecuación de selección se espera signo positivo en el coeficiente de la edad (γ_1), negativo en su cuadrado (γ_2) y positivo en el de jefe (γ_3) para reflejar que cuando la persona es jefe de hogar está más presionada a salir al mercado laboral que cuando no lo es.

Para efectos del tratamiento estadístico de los datos, la unidad de observación son los ocupados asalariados. La muestra incluye mayores de 12 años teniendo en cuenta la definición de la Población Económicamente Activa (PEA).

El *ingreso laboral mensual* se entiende como la suma de los ingresos laborales en especie (alimentos, vivienda, educación, transporte de la empresa y otros ingresos en especie), los subsidios (alimentación, auxilio de transporte y subsidio familiar en dinero) y los ingresos monetarios que reporta el individuo (incluyendo primas).⁷ Las unidades están en miles de pesos constantes de 1997.

Como se mencionó anteriormente, para la experiencia se toma como *proxy* la *experiencia potencial* (medida en años) que equivale a restarle a la edad tanto la escolaridad como los cinco primeros años de vida en los que se supone no se trabaja ni estudia.

Al utilizar esta *proxy* se asume que mientras el individuo estudia, no trabaja y por tanto, no acumula experiencia ni capital humano asociado a la capacitación o desarrollo de destrezas que brinda el trabajo. También supone que tan pronto como la persona termina de estudiar se vincula al mercado laboral y desde entonces no ha estado desempleado. Un tercer problema de su uso radica en que no todos los individuos inician su escolaridad a la misma edad (en este caso cinco años) y en cierta forma se sobreestima la experiencia

⁷ Se incluyen los subsidios y pagos en especie porque en general el ingreso monetario reportado por el individuo tiende a subestimarse y también porque estos ingresos, al ser parte del salario pueden responder a las variables involucradas en la ecuación de Mincer.

laboral real. Sin embargo, se sigue la misma línea de todos los artículos en los que utilizan la experiencia potencial, teniendo en cuenta que ni la ECV ni la ECH indagan sobre la experiencia laboral.

Los *años de escolaridad* se obtienen a partir de las preguntas explícitas sobre nivel máximo de escolaridad alcanzado y, para quienes aún estudian se considera el nivel actual que cursan. Los años de escolaridad se cuentan a partir del primer grado de primaria. Las horas trabajadas mensualmente se obtienen a partir de las horas semanales laboradas que reporta el individuo.

En la tabla 2 se presentan los promedios de las variables involucradas en la ecuación de Mincer, según las encuestas utilizadas. Para la muestra de ocupados asalariados se observa que en pesos constantes de 1997 el ingreso laboral mensual promedio ha disminuido durante el periodo de análisis.

Tabla 2. *Estadísticas descriptivas*

Variable	1997	2003
Log ingreso mensual	1,47 (0,046)	12,67* (0,01)
Ingreso laboral mensual	514838,2 (35364,28)	475514,5* (7606,45)
Años de educación	10,08 (0,16)	11,06 (0,05)
Edad	33,16 (0,42)	34,95 (0,13)
Experiencia potencial	18,08 (0,43)	18,89 (0,14)
Log horas mensuales	5,18 (0,02)	5,18 (0,006)
Horas mensuales	193,82 (2,59)	194,04 (0,80)
Observaciones ⁸	856	10,845

*En pesos constantes de 1997.

Fuente: ECV 1997, 2003. Errores estándar en paréntesis.

⁸ La diferencia en el tamaño de la muestra se debe a un cambio en el diseño muestral de la ECV. Sin embargo esto no afecta las estimaciones, los resultados son comparables entre un año y otro y en ambos casos la encuesta es representativa para la ciudad de Bogotá.

En promedio no se han presentado diferencias significativas en los años de escolaridad alcanzados ni en el máximo grado de escolaridad de la población de ocupados asalariados (20 años). Respecto a la experiencia, aunque el promedio se mantiene, el rango en el que oscila esta variable se amplía en 10 años en el período de estudio.⁹ Esto ocurre porque la experiencia se construye a partir de la edad de la persona y el rango de esta última aumenta en 11 años.

Hay una caída en el ingreso mensual promedio explicada por el aumento en el número de ocupados asalariados y una reducción en la masa salarial, entendida como la suma total de los ingresos de la población de interés; es decir, hay más personas ganando menos ingresos entre un año y otro.

Para las variables en la ecuación de selección se encuentra que no hay cambios sustanciales en la composición de la población por estado civil o por género, ya que el 50,91% de las personas de la muestra están casadas o viven en unión libre en 1997, y el 50,3% lo están en 2003. De la misma manera, la proporción de hombres en cada año es respectivamente 49,89% y 50,1%.

B. Ejercicios estadísticos

Se realizaron las estimaciones sin la corrección del sesgo y se contrastó la hipótesis de elasticidad horas-ingreso laboral unitaria. Luego se aplicó el método de máxima verosimilitud de Heckman para corregir el sesgo utilizando el modelo Probit y se efectuó la prueba de significancia sobre el coeficiente de la inversa de la razón de Mills en la ecuación de Mincer.

Los resultados de aplicar MCO de la ecuación (1) sin tener en cuenta el truncamiento selectivo proporcionan una estimación más alta del retorno de la educación, respecto a la corregida para 1997 y más baja respecto a la de la corrección en el 2003. Por lo tanto, la corrección del sesgo de selección es necesaria. Todos los signos obtenidos en la estimación son los esperados y los coeficientes son estadísticamente significativos para cualquier nivel de significancia convencional (tabla 3).

Sin corregir el sesgo de selectividad, se observa que el impacto de la educación sobre el salario se reduce entre 1997 y 2003. Además, la hipótesis de elasticidad horas-ingreso laboral unitaria se rechaza para todos los valores convencionales de significancia tanto en 1997 como en 2003. El resultado de

⁹ En 2003 la experiencia oscila entre 0 y 68 años.

Tabla 3. *Estimación por MCO*

Variable	1997*	2003*
<i>Logaritmo del salario mensual</i>		
Educación	0,169 (0,009)	0,137 (0,002)
Experiencia potencial	0,050 (0,010)	0,038 (0,002)
Experiencia ²	-0,0006 (0,0002)	-0,00036 (0,00004)
Log horas	0,682 (0,104)	0,544 (0,026)
Intercepto	6,60 (0,56)	7,8 (0,15)
R2	0,40	0,45
Observaciones	856	10845

*Todos los estimadores son significativos al 5%. Para 1997 el test $F(1, 855) = 9,3$. Para 2003, $F(1, 10844) = 299,53$. P-valor = 0 en ambos casos

Fuente: ECV 1997, 2003. En pesos constantes de 1997. Errores estándar en paréntesis.

esta elasticidad permite afirmar que el beneficio marginal de trabajar una hora adicional se ha reducido en el periodo.

Al corregir el sesgo de selección mediante el método de Heckman (tabla 4), también se encuentran los signos esperados y los coeficientes obtenidos son estadísticamente significativos. El ingreso laboral crece con la educación y con la experiencia. Con esta última lo hace en forma decreciente. También se encuentra que el retorno de la educación pasa del 15,9% al 13,8% entre los dos años de estudio y esta disminución de 2,1 puntos porcentuales equivale a una reducción del 15% en los retornos a la educación con respecto a 1997. Al estimar la ecuación para Colombia, se encontró que los retornos son ligeramente inferiores en promedio que en Bogotá en el 2003 (ver anexo 2). Este resultado reafirma la idea de que la mayor cobertura de la educación superior en Bogotá permite que las empresas den una remuneración más alta a los asalariados producto de su mayor formación académica con respecto al resto del país.

Tabla 4. *Método de Heckman*

Variable	1997*	2003*
Logaritmo del Ingreso laboral		
Educación	0,159 (0,008)	0,138 (0,002)
Experiencia Potencial	0,05 (0,009)	0,037 (0,002)
Experiencia ²	-0,0005 (0,0002)	-0,0003 (0,00004)
Log Horas	0,638 (0,053)	0,527 (0,026)
Intercepto	6,977 (0,224)	7,92 (0,147)
Lambda	-1,028 (0,059)	-0,441 (0,023)
Ocupado Asalariado (Modelo Probit)		
Edad	0,045 (0,019)	0,033 (0,005)
Edad ²	-0,0006 (0,0003)	-0,0004 (0,00006)
Estado civil (1= Casado o unión libre)	-0,07 (0,026)	-0,045 (0,022)
Jefe (1= Jefe de hogar)	0,233 (0,082)	0,14 (0,027)
Género (1= Hombre)	0,278 (0,155)	0,296 (0,026)
Intercepto	0,941 (0,244)	1,069 (0,092)

*Todos los estimadores son significativos al 5%

Fuente: ECV 1997, 2003. Errores estándar en paréntesis.

Este cambio puede ser consecuencia de la crisis económica, puesto que el incremento en la tasa de desempleo para Bogotá (pasa de 10,6% en 1997 a 14,9% en 2003 para el período octubre-diciembre), puede traducirse en una disminución del poder de negociación de los trabajadores y, por tanto, en menores salarios promedio. Un aspecto muy diciente de esta crisis es la caída en el salario promedio en términos reales, como se observa en la tabla 2.

Además de esta situación, Bogotá ha sido una de las principales ciudades receptoras de personas provenientes de otras regiones: entre 1998 y 2003 se dieron los mayores niveles de desplazamiento hacia Bogotá y según estimativos

de la Alcaldía de Bogotá (2004) el 52% de los desplazados está en una situación de desempleo. La conjunción del aumento en la tasa de participación laboral, la recesión económica y el aumento en el desplazamiento permiten dar una idea sobre las causas que han inducido a tener una mayor cantidad de personas en búsqueda de trabajo y su consecuente efecto sobre los niveles salariales hacia la baja.

Además de esto, los avances en cobertura en la educación superior disminuyen las ventajas comparativas para quienes ya estaban educados al comienzo de este período. Por esta razón, la mayor oferta de mano de obra calificada sumada a la crisis ocurrida, impidió remunerar mejor a quienes se han educado más durante este período.

Estos avances en cobertura educativa pueden ser importantes para explicar la caída del retorno a la educación en Bogotá, en la medida en que de acuerdo con la Teoría del capital humano “la inversión en educación está sujeta a la ley de los rendimientos decrecientes” (McConnell y Brue, 2003). Para este caso el aumento en los años de escolaridad de la población en Bogotá (tabla 2), posiblemente explicado por los incrementos en cobertura, influye en la disminución del rendimiento. Así, si todos los individuos invierten en educación teniendo en cuenta las diferencias salariales que reconoce el mercado laboral a quienes toman esta decisión de inversión, obtendrán un menor premio en el momento de terminar sus estudios, en términos de diferencias salariales.

El efecto de la corrección de la selectividad es pequeño. Las estimaciones del retorno así como las de los otros coeficientes en la ecuación de Mincer, no varían considerablemente cuando se hace la corrección. Sin embargo, contrario a lo que afirman Tenjo y Bernat (2002) y Tenjo *et al.* (2005), la corrección del sesgo de selectividad incrementa ligeramente el retorno de la educación (únicamente para el 2003). De acuerdo a los autores, la corrección reduce los estimadores entre 0,5 y un punto porcentual. En los resultados obtenidos esto sólo ocurre para 1997. Los retornos a la experiencia no son sensibles a la corrección del sesgo, como lo comentan Tenjo y Bernat (2002) y Tenjo *et al.* (2005).

Con respecto a la experiencia, tal y como se espera, los signos estimados reflejan la concavidad característica de esta variable, puesto que con el paso del tiempo la experiencia va perdiendo su efecto positivo sobre el salario. Los años de experiencia que maximizan el ingreso laboral son 50 y 62 para 1997 y 2003, respectivamente. Este aumento puede indicar que el efecto de la experiencia potencial sobre los ingresos laborales ha disminuido durante

el período. Desde otra perspectiva, podría decirse que la experiencia pierde su valor ante cambios tecnológicos que son más fáciles de asimilar por las generaciones jóvenes.

Al corregir el sesgo de selección, se sigue encontrando una disminución en la elasticidad horas-ingreso laboral, que confirma uno de los efectos de la reforma laboral que pretendió estimular la contratación laboral en lugar de hacer uso de la planta contratada por un mayor número de horas.

En cuanto al modelo Probit obtenido al corregir el sesgo también se encuentran los signos esperados y la significancia de todos los coeficientes.¹⁰ Tanto en 1997 como en 2003 la edad tiene un efecto adverso sobre la probabilidad de ser ocupado asalariado, así como el hecho de estar casado. La edad se convierte en una variable importante para evaluar la capacidad de asimilar cambios tecnológicos y por esta razón muchas empresas prefieren contratar personas jóvenes con capacitación reciente que personas cesantes de otros empleos. Por el contrario, ser hombre o jefe de hogar tiene un efecto positivo sobre la participación en el mercado laboral como ocupado asalariado.

Por último, se encontró que hay sesgo de selección al hacer la prueba sobre el coeficiente de la inversa de la razón de Mills en la ecuación de Mincer. Esto quiere decir que los errores estándar de la ecuación de Mincer aumentada en las horas de trabajo y la inversa de la razón de Mills no son “exactamente correctos”,¹¹ aunque son similares a los obtenidos por MCO.

Conclusiones

La literatura académica sobre temas laborales en Colombia ha tenido en la discriminación en el mercado laboral y en las diferencias salariales los principales temas de análisis. Sin embargo, otros temas como la evaluación de los retornos a la educación en Colombia también han tenido espacio gracias a la mayor disponibilidad de información estadística y a los avances en las herramientas econométricas de las últimas décadas.

El documento ha hecho una aproximación al tema de los retornos de la educación para el caso de Bogotá, tomando como referencia dos momentos en el tiempo: antes y después de la recesión que afectó al país a finales de los

¹⁰ No se presentan las interpretaciones de los coeficientes del modelo Probit porque no son relevantes para el análisis.

¹¹ La prueba de hipótesis sobre el ρ en la minceriana aumentada da un t estadístico de 17,42 y 19,17 para cada año, por lo que la hipótesis nula (que no hay sesgo de selección) se rechaza.

años noventa. Entre los hallazgos del trabajo, se tiene que en Bogotá para 1997 y 2003 la hipótesis de elasticidad horas-ingreso laboral unitaria se rechaza y además se encuentra que el beneficio marginal de trabajar una hora adicional se ha reducido en el período, lo que disminuye el beneficio de trabajar horas extras. De la misma manera se encuentra que el efecto de la experiencia potencial sobre los ingresos laborales también ha disminuido. La comparación con los resultados obtenidos para Colombia en 2003 (anexo 2) muestran que en efecto los retornos son mayores en Bogotá, en promedio.

La caída en el salario promedio real entre 1997 y 2003, producto de la recesión económica, pudo influir sobre la reducción del retorno de la educación entre los dos años. Este cambio en el retorno es, tal vez, consecuencia de la crisis dado que el incremento en la tasa de desempleo para Bogotá puede traducirse en una disminución del poder de negociación de los trabajadores y, por tanto, en menores salarios. Además, los avances en cobertura en la educación superior disminuyen las ventajas comparativas para quienes ya estaban educados al comienzo de este período, lo que también explica la caída en el retorno de la educación.

Otra posible explicación está en el crecimiento no vegetativo que ha tenido la ciudad, producto del desplazamiento de personas desde otras regiones, que aumenta la mano de obra disponible y por lo tanto afecta los niveles salariales hacia la baja.

Estos resultados van en la misma dirección que los encontrados por Tenjo (1993b), quien afirma que los retornos de la educación han disminuido, al tiempo que las tasas de cobertura educativa y los años de escolaridad de la población se han incrementado.

Sería interesante estimar las ecuaciones por género para evaluar discriminación, teniendo en cuenta en la estimación de la experiencia el hecho de que para las mujeres ésta puede ser menor si dedica tiempo a la crianza de los hijos. Es importante además intentar justificar por qué las estimaciones de los retornos de la educación varían tanto no sólo entre hombres y mujeres, sino a lo largo de los últimos años en Colombia, al usar diferentes encuestas y períodos de tiempo, de acuerdo a la evidencia revisada. Otra manera de ampliar el análisis es involucrar, de modo más profundo del que se ha abordado hasta ahora, elementos de política de distribución del gasto en educación.

Anexos

Anexo 1. Tasa de cobertura educación superior por departamento, edad 18-23 años

Departamento	2002	2003	2004	2005
Bogotá D.C.	48,3%	48,5%	50,9%	52,2%
Atlántico	28,3%	26,9%	26,7%	29,7%
Santander	26,5%	26,5%	28,4%	32,6%
Antioquia	22,3%	22,9%	24,8%	26,7%
Valle	20,0%	19,9%	19,7%	21,3%
Caldas	19,4%	19,2%	21,2%	23,2%
Quindío	18,9%	17,9%	20,0%	23,1%
Norte Santander	18,8%	21,9%	23,0%	21,7%
Boyacá	17,5%	17,8%	19,1%	22,0%
Choco	15,8%	15,1%	15,6%	16,3%
Risaralda	15,2%	16,4%	19,5%	24,5%
Tolima	15,0%	18,7%	22,9%	16,9%
San Andrés	14,5%	12,7%	4,5%	9,0%
Meta	11,1%	11,0%	12,8%	16,1%
Bolívar	10,8%	12,6%	15,3%	17,3%
Cauca	10,7%	11,0%	12,0%	14,0%
La guajira	10,5%	11,7%	10,8%	12,5%
Huila	9,8%	9,6%	11,6%	16,2%
Córdoba	9,7%	10,8%	10,2%	13,7%
Cundinamarca	9,6%	10,4%	10,0%	13,1%
Cesar	9,1%	9,5%	10,2%	12,3%
Nariño	9,1%	9,3%	8,9%	10,7%
Sucre	7,7%	8,3%	7,4%	9,4%
Caquetá	6,3%	6,8%	7,1%	11,4%
Magdalena	5,6%	6,8%	7,6%	11,3%
Putumayo	2,3%	2,8%	3,3%	3,9%
Casanare	2,2%	2,7%	3,8%	7,8%
Arauca	1,5%	2,0%	2,7%	3,3%
Amazonas	1,2%	5,2%	2,7%	6,9%
Guaviare	0,0%	0,0%	1,2%	5,2%
Vichada	0,0%	0,0%	0,4%	2,8%
Guainía	0,0%	0,0%	2,7%	2,9%
Vaupés	0,0%	0,0%	0,6%	1,3%
Total Nacional	20,5%	21,4%	22,6%	24,6%

Nota: La información del 2003 al 2005 es preliminar

Fuente: MEN - SNIES

Anexo 2. Resultados de Colombia, método de Heckman

Variable	2003*
<i>Logaritmo del Ingreso laboral</i>	
Educación	0,1315 (0,001)
Experiencia Potencial	0,051 (0,002)
Experiencia ²	-0,0005 (0,0003)
Log Horas	0,632 (0,021)
Intercepto	7,174 (0,120)
Lambda	-0,494 (0,028)
<i>Ocupado Asalariado (Modelo Probit)</i>	
Edad	0,020 (0,047)
Edad ²	-0,0002 (0,00005)
Estado civil (1=Casado o unión libre)	-0,088 (0,025)
Jefe (1= Jefe de hogar)	0,1632 (0,028)
Gén (1= Hombre)	0,3015 (0,024)
Intercepto	1,328 (0,079)

*Todos los estimadores son significativos al 5%

Fuente: ECV 1997, 2003. Errores estándar en paréntesis.

Bibliografía

- ALCALDÍA MAYOR DE BOGOTÁ (2004). “El desplazamiento en Bogotá: Una realidad que clama atención”, *Colección Estudios y Políticas Sociales*, No. 3.
- ARIAS, Yesid y CHAVES, Álvaro (2002). “Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia”, *Documento de Trabajo*, No. 2, Universidad Externado de Colombia, pp. 1-23.

- BARRERO, Andrea; VÉLEZ, Clara; LÓPEZ, Iván; ROSALES, Ramón y MOGOLLÓN, Darwin (2004). "Evaluación económica del componente educativo del programa familias en acción del Plan Colombia", *Documento CEDE*, No. 2004-39, pp. 1-36.
- BERNAT, Luisa Fernanda (2005). "Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación?", *Documento PNUD*, disponible en Internet en:
http://www.pnud.org.co/img_upload/9056f18133669868e1cc381983d50faa/65_78.pdf
- CÁMARA DE COMERCIO DE BOGOTÁ (1998). *El mercado de trabajo Bogotano 1990-1998*, Bogotá.
- CÁMARA DE COMERCIO DE BOGOTÁ (2004). "La situación del empleo y el desempleo en la región Bogotá-Cundinamarca durante el 2003", *Observatorio del Mercado de Trabajo*, No. 10.
- CASAS, Andrés; SEPÚLVEDA, Carlos y GALLEGOS, Juan (2003). "Retornos de la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicaciones en Colombia", *Lecturas de Economía*, No. 58, pp. 69-96.
- CASTELLAR, Carlos y URIBE, Ignacio (2003). "La Tasa de retorno de la educación: teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de Cali 1988-2000", *Documentos de Trabajo CIDSE*, No. 66, pp. 1-31.
- GONZÁLEZ, Iván (1982). "Tasa de rendimiento de la educación, productividad y nivel de pobreza en la pequeña industria", *Desarrollo y Sociedad*, No. 7, pp. 147-162.
- HECKMAN, James (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-162.
- KUGLER, Bernardo y REYES, Álvaro (1975). *Educación y mercado de trabajo urbano en Colombia: una comparación entre sectores modernos y no modernos*, CCRP.
- MCCONNELL, Campbell; BRUE, Stanley y MACPHERSON, David (2003). "La calidad del trabajo: la inversión en capital humano", en: *Economía Laboral*, capítulo 4.
- MINCER, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, New York: NBER Press.
- MORA, James (2003). "Sheepskin Effects and Screening in Colombia", *Colombian Economic Journal*, No. 1, pp. 94-108.
- NÚÑEZ, Jairo y SÁNCHEZ, Fabio (1998). "Educación y salarios relativos en Colombia: 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso", *Archivos de Macroeconomía DNP*, Documento 74, pp. 1-51.
- NÚÑEZ, Jairo y SÁNCHEZ, Fabio (2003). "A Dynamic Analysis of Human Capital, Female Work-Force Participation, Returns to Education and Changes in Household Structure in Urban Colombia, 1976-1998", *Colombian Economic Journal*, No. 1, pp. 109-149.
- PRADA Carlos F. (2006) "¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia?", *Ensayos de Política Económica*, No. 51, Junio
- PERFETTI, Mauricio (1996). "Diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariadas durante el período 1984-1994", *Planeación y Desarrollo*, No. 27, Departamento Nacional de Planeación.

- PSACHAROPOULOS, George (1994). "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, Vol. 22, No. 9, pp. 1325-1343.
- RAMÍREZ, Juan y NÚÑEZ, Liliana (2000). "Reformas, crecimiento, progreso técnico y empleo en Colombia", *Serie de Reformas Económicas*, No. 59, CEPAL, pp. 1-51.
- RIBERO, Rocío y MEZA, Claudia (1997). "Ingresos laborales de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995", *Archivos de Macroeconomía*, No. 62, Departamento Nacional de Planeación, pp. 1-31.
- SCHULTZ, Theodor (1968). *Returns to Education in Bogotá*, Rand Corporation, RM5645 RC/AID.
- SELOWSKY, Marcelo (1968). "The Effect of Unemployment Labour-Market Segmentation and the Returns to Educated: the Case of Colombia", Center for International Affairs, Harvard University, publicado en español en la *Revista Planeación y Desarrollo*, Vol. 1.
- TENJO, Jaime (1993a). "Educación, habilidad, conocimientos e ingresos", *Planeación y Desarrollo*, Vol. 24, pp. 103-116.
- _____ (1993b). "Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989", *Planeación y Desarrollo*, Vol. 24, pp. 85-102.
- TENJO, Jaime y BERNAT, Luisa Fernanda (2002). "Evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres: comparación de seis países latinoamericanos", mimeo.
- TENJO, Jaime; RIBERO, Rocío y BERNAT, Luisa (2005). "Evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres: comparación de seis países latinoamericanos: Un intento de interpretación", *Documentos CEDE*, No. 18, pp. 1-49.
- VELÁSQUEZ, Clara (2001). *Análisis empírico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Colombia*, Universidad del País Vasco.
- ZÁRATE, Héctor (2003). "Cambios en la estructura salarial: Una historia desde la Regresión cuantílica", *Borradores de Economía*, No. 245, Banco de la República, pp. 1-45.

