

SERIE DOCUMENTOS

DOCUMENTOS
DE
TRABAJO

No. 1 Junio 2006

CAMBIOS EN LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN EN BOGOTÁ ENTRE 1997 Y 2003

Nohora Y. Forero

nyforero@urosario.edu.co

Luis Fernando Gamboa

lfgamboa@urosario.edu.co

(Documento de Trabajo, citar con autorización del autor)



UNIVERSIDAD DEL ROSARIO

CAMBIOS EN LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN EN BOGOTÁ ENTRE 1997 Y 2003.

Nohora Y. Forero*

nyforero@urosario.edu.co
Universidad del Rosario
Bogotá – Colombia

Luis Fernando Gamboa

lfgamboa@urosario.edu.co
Universidad del Rosario
Bogotá – Colombia

Resumen

Se estima la tasa de retorno de la educación en Bogotá para 1997 y 2003 por medio de la metodología de Heckman. Se encuentra que los retornos de la educación y de la experiencia potencial son menores en 2003. El ingreso laboral promedio también disminuye.

Abstract

This document estimates the returns to education in Bogotá in 1997 and 2003 by means of Heckman's maximum likelihood methodology. We found a reduction in the returns to education and in the impact of experience in Bogotá between these years. Labor income also decreases.

Palabras clave: Ecuación de Mincer, Retorno de la educación, Heckman, Teoría del capital humano.

Clasificación JEL: C24, J31, J24, J38.

Las opiniones aquí expresadas son responsabilidad de los autores y por lo tanto no deben ser interpretadas como propias de la Facultad de Economía ni de la Universidad del Rosario

* Se agradecen los valiosos comentarios y aportes del grupo de investigadores de la Facultad de Economía del Rosario. Los resultados y opiniones son responsabilidad de los autores.

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. Sin embargo, la pregunta que surge es qué tan rentable es invertir en la educación. 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 (1993 y 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 pasó 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 tiene en cuenta los aumentos en cobertura educativa que se han presentado en el país.

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.

No obstante esto, desde el punto de vista empírico, la estimación de la ecuación de Mincer enfrenta el problema de sesgo de selección, consistente en no incorporar la información de la población que está fuera del mercado laboral. Este problema fue superado gracias a Heckman (1979) que propone un procedimiento para corregirlo. En

Colombia ha habido una serie de esfuerzos por evaluar el retorno de la educación, pero poco se ha hecho para identificar cómo ha sido su evolución.

El objetivo del documento es estimar el retorno de la educación en Bogotá para la población de ocupados asalariados en 1997 y 2003 con base en la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) del DANE, que es representativa para Bogotá en ambos años e incorpora mejor información sobre el ingreso. 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).

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 la coyuntura económica a nivel nacional y de manera especial la de Bogotá tiene aspectos importantes. Entre estos dos años 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.

Se encuentra que, además de la caída en el retorno de la experiencia potencial, la tasa interna de retorno de la educación en Bogotá es menor en 2003 y, de acuerdo a los datos de la ECV, no se verifica en ningún año que la elasticidad horas-ingreso laboral sea unitaria. Se involucran variables distintas en la ecuación de selección que proponen autores como Velásquez (2001) y Barrero et al (2004)¹. Se trabaja únicamente sobre los ocupados asalariados y no sobre toda la población ocupada como se ha hecho en algunos casos (Tenjo 1993a, Velásquez 2001).

El trabajo se divide en cinco secciones, siendo ésta la primera. La segunda es una revisión de la literatura para Colombia. La tercera presenta algunas características del

¹ 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.

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 cuarta sección. La quinta sección presenta las conclusiones.

Revisión de la literatura

Los primeros trabajos que analizan los retornos de la educación en Colombia son los que Castellar y Uribe (2003) identifican en los años 60 y 70 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 de la educación decrecientes 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.

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.

Posteriormente, Perfetti (1996), 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. Ribero y Meza (1997), estudian el sesgo de selectividad y utilizando la Encuesta Nacional de Hogares (ENH), para varios años, encuentran que no hay sesgo para las mujeres. Núñez y Sánchez (1998) afirman que la tasa de retorno de la educación ha disminuido desde comienzos de la década de 1980,

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) concluyen que los salarios de hombres y mujeres se determinan a través de mecanismos distintos y que las diferencias en ingresos se han reducido. 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.

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.

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). Analiza el efecto screening² 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 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.

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, panel de datos, regresión por cuantiles, Heckman y descomposición de Oaxaca, lo que ha permitido ir avanzando en el análisis.

El caso de Bogotá

² Según Mora, “en los modelos de *credencialización*, los niveles de educación ayudan al empleador a estimar su inteligencia, motivación y disciplina”.

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. 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), 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.

Según el 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, las tasas de desempleo se han incrementado (Cuadro 1).

(Cuadro 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.

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 la década pasada. 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. Por ello, el análisis comparativo del retorno de la educación entre 1997 y 2003 puede utilizarse para determinar el impacto de los cambios mencionados antes sobre los retornos de la escolaridad en el mercado laboral de Bogotá.

Al interior de la población, los cambios no fueron en el mismo sentido. Como se observa en el Cuadro 2, 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.

(Cuadro 2. INGRESOS LABORALES MENSUALES POR QUINTIL)

Modelo Econométrico

Descripción del Modelo

Mincer (1974) evalúa la relación entre el logaritmo del salario por hora (Lnw) y los años de escolaridad (s), 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. 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 mientras que el resto de variables de la ecuación de Mincer sí se tiene para todos los individuos.

El método involucra dos ecuaciones y la definición de un indicador de selección (s)³:

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

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

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

$$\text{Lny}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Educa}_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \beta_4 \text{Lnh}_i + u_i \quad (4)$$

$$s_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Edad}_i + \gamma_2 \text{Edad}_i^2 + \gamma_3 \text{Jefe}_i + \gamma_4 \text{Unión}_i + \gamma_5 \text{Sexo} + v_i \quad (5)$$

donde Lny 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 es toma el valor de 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en otro

³ Por definición el indicador de selección vale 1 si la observación se usa en el análisis y 0 si no.

⁴ Dado que la ECV no contiene información sobre el número de hijos por persona (en este caso ocupado asalariado), no se incluye esta variable en la ecuación de selección.

caso, *unión* es otra variable cualitativa que vale 1 si la persona es casada o vive en unión libre y 0 en el resto de casos; *sexo* 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 del 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 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.

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

En nuestro caso sería:

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

La interpretación de la ecuación anterior 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.

Se contrasta la existencia de elasticidad unitaria ($\beta_4 = 1$) y 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 β_1, β_2 y β_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 definidos como las personas que la semana anterior a la encuesta trabajaron por lo menos una hora en forma remunerada. Se excluyen los trabajadores independientes porque en ocasiones sus ingresos pueden no reflejar la escolaridad alcanzada, lo que escapa a la propuesta de la teoría del capital humano. 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)⁵. 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 y los cinco primeros años de vida en los que se supone no trabajó ni estudió.

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 laboral real. Sin embargo, se sigue la misma línea de todos los artículos en los que utilizan la experiencia potencial.

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 1 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.

(Tabla 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS)

⁵ 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 de salario pueden responder a las variables involucradas en la ecuación de Mincer.

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 estudio⁶. 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.

Para las variables en la ecuación de selección se encuentra que el 50.91% de las personas de la muestra están casadas o viven en unión libre en 1997, y el 50.3% en 2003. La proporción de hombres en cada año es respectivamente 49.89% y 50.1%.

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 función ecuación de Mincer.

La estimación por MCO de la ecuación (1) sin tener en cuenta el truncamiento selectivo proporciona una estimación más alta respecto a la de estimador corregido para 1997 y más baja respecto al de la corrección en el 2003. Todos los signos son los esperados y los coeficientes son estadísticamente significativos para cualquier nivel de significancia convencional (Tabla 2).

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

⁶ En 2003 la experiencia oscila entre 0 y 68 años.

1997 como en 2003. El resultado de esta elasticidad permite afirmar que el beneficio marginal de trabajar una hora adicional se ha reducido en el periodo.

(Tabla 2. ESTIMACIÓN POR MCO)

Al corregir el sesgo de selección mediante el método de Heckman (Tabla 3) se encuentran los signos esperados y estadísticamente significativos. También, se estimó que el retorno de la educación pasa del 15.9% al 13.8% entre los dos años de estudio. Este cambio puede ser consecuencia de la crisis económica, puesto que el incremento en la tasa de desempleo para Bogotá (10.6% en 1997 y 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.

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. Un aspecto muy dicente de esta crisis es la caída en el salario promedio en términos reales, como se observa en la tabla 1.

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), 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, tal como lo comentan Tenjo y Bernat.

Con respecto a la experiencia, los signos de los estimadores obtenidos 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 46 y 54 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.

Se encuentra que la elasticidad horas-ingreso laboral ha disminuido. Es decir, el beneficio marginal de trabajar una hora adicional se ha reducido, lo que es coherente con las reformas presentadas recientemente en el mercado laboral.

En cuanto al modelo Probit obtenido al corregir el sesgo también se encuentran los signos esperados y la significancia de todos los coeficientes.⁷ 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. Por el contrario, ser hombre o jefe de hogar tiene un efecto positivo sobre la participación en el mercado laboral como ocupado asalariado.

(Tabla 3. MÉTODO DE HECKMAN)

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.

Conclusiones

Los trabajos realizados acerca del retorno a la educación en Colombia abordan el tema haciendo uso de distintas herramientas econométricas para corregir los problemas que con frecuencia se presentan al hacer este tipo de estimaciones. Los artículos sobre discriminación en el mercado laboral y diferencias salariales son más comunes que aquellos

⁷ No se presentan las interpretaciones de los coeficientes del modelo probit porque no son relevantes para el análisis.

que estudian la evolución de los retornos desde un punto de vista más teórico a partir de la ecuación de Mincer.

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. El efecto de la experiencia potencial sobre los ingresos laborales también ha disminuido.

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.

Sería interesante tener en cuenta el número de hijos en la ecuación de selección porque puede ser determinante en la decisión de ingresar o no al mercado de trabajo, de manera especial en las mujeres, pero la fuente estadística no incorpora esta información. También 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.

Referencias.

- Arias, Y. y Chaves, A. (2002) *Cálculo de la tasa interna de retorno de la educación en Colombia*. Documento de trabajo N° 2. Universidad Externado de Colombia.
- Barrero, A., Vélez, C., López, I., Rosales, R. y Mogollón D. (2004). *Evaluación económica del componente educativo del programa familias en acción del Plan Colombia*. Documento CEDE 2004-39, Octubre de 2004.
- Cámara de Comercio de Bogotá (1998). El mercado de trabajo Bogotano 1990- 1998.
- Casas, A. C. Sepúlveda, J. Gallego (2003). *Retornos de la educación y sesgo de habilidad: teoría y aplicaciones en Colombia*. Lecturas de Economía N° 58, Enero-Junio 2003. 69-96.
- Castellar, C. y Uribe, I. (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 N° 66, CIDSE.
- González, I (1982). *Tasa de rendimiento de la educación, productividad y nivel de pobreza en la pequeña industria*. Desarrollo y Sociedad N° 7, Enero 1982, CEDE.
- Heckman, James (1979). *Sample selection bias as a specification error*. *Econometrica*, Vol. 47, N° 1 (Jan., 19779), 153-162.
- Kugler, B y Reyes, A. (1975). *Educación y mercado de trabajo urbano en Colombia: una comparación entre sectores modernos y no modernos*, CCRP.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, New York: NBER Press.
- Mora, J. (2003). *Sheepskin effects and screening in Colombia*. *Colombian Economic Journal*, N° 1, 2003.
- Núñez, J. y Sánchez, F. (1998). *Educación y salarios relativos en Colombia: 1976-1995. Determinantes, evolución e implicaciones para la distribución del ingreso*. Archivos de Macroeconomía DNP, Documento 74.
- Núñez, J. y Sánchez, F. (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*, N° 1, 2003.
- Perfetti, M (1996). *Diferencias salariales entre hombres y mujeres no asalariadas durante el período 1984-1994*. *Revista Planeación y Desarrollo* 27, Departamento Nacional de Planeación.
- Ramírez, J. y Núñez, L. (2000). *Reformas, crecimiento, progreso técnico y empleo en Colombia*. Series de Reformas Económicas, CEPAL.
- Ribero, R. y Meza, C. (1997). *Ingresos laborales de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995*. Archivos de Macroeconomía, 62, Departamento Nacional de Planeación.

- Schultz, T. (1968). *Returns to education in Bogotá*, Colombia. Rand Corporation
- Selowsky, M (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, Julio de 1969, Bogotá.
- Tenjo, J. y Bernat, Luisa Fernanda (2002). Evolución de las diferencias salariales entre hombres y mujeres: comparación de seis países latinoamericanos.
- Tenjo, J. (1993a). *Educación, habilidad, conocimientos e ingresos*. En Planeación y Desarrollo, volumen XXIV, diciembre, Bogotá.
- Tenjo, J (1993b). *Evolución de los retornos a la inversión en educación 1976-1989*. En Planeación y Desarrollo, volumen XXIV, diciembre, Bogotá.
- Velásquez, C (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 # 245, Banco de la República.

Cuadro 1. TASA DE DESEMPLEO BOGOTÁ

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Enero-Marzo	8.5	12.7	18.0	17.9	21.1	20.4	17.5
Abril-Junio	11.4	14.8	19.1	17.9	18.0	18.4	17.4
Julio-Septiembre	9.9	13.3	19.3	17.7	18.7	18.5	16.9
Octubre-Diciembre	10.6	15.3	16.9	16.4	17.0	15.7	14.9

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

Cuadro 2. INGRESOS LABORALES MENSUALES POR QUINTIL

Quintil	1997		2003	
	Media	Std. Dev.	Media	Std. Dev.
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

Tabla 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Variable	1997	2003
Log Ingreso mensual	12.47 (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

Fuente: ECV 1997, 20003. Errores estándar en paréntesis.

*En pesos constantes de 1997.

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.

Tabla 2. 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

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

*Todos los estimadores son significativos al 5%. Para 1997 el test $F(1, 855)=9.3$.

Para 2003, $F(1, 10844)=299.53$. P-value=0 en ambos casos

Tabla 3. MÉTODO DE HECKMAN

Variable	1997*	2003*
<i>Logaritmo del Ingreso laboral</i>		
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)
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)
Sexo (1= Hombre)	0.278 (0.155)	0.296 (0.026)
Intercepto	0.941 (0.244)	1.069 (0.092)
Lambda	-1.028 (0.059)	-0.441 (0.023)

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

*Todos los estimadores son significativos al 5%