



ENSAYOS

sobre política económica

Heterogeneidad, autoselección y retornos a la educación

Jaime Tenjo G.

Revista ESPE, No. 29, Art. 02, Junio de 1996
Páginas 35-57



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además 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 previa del Editor de ESPE.

Heterogeneidad, autoselección y retornos a la educación

*Jaime Tenjo G.**

El presente artículo analiza el problema de la educación bajo el supuesto de que las personas tienen habilidades diferentes y específicas (heterogeneidad de trabajadores) que juegan un papel decisivo en la escogencia de sus niveles educativos óptimos. Las diferencias en habilidades generan ventajas comparativas que afectan los retornos a la inversión en educación y que la convierten en un instrumento de autoselección a través del cual las personas se localizan en las actividades donde son más productivas. El artículo muestra cómo la existencia de habilidades específicas hace irrelevantes los retornos a la educación estimados por los métodos tradicionales, como instrumentos para la toma de decisiones de política educativa.

* Profesor de la facultad de Economía de la Universidad de los Andes. El autor quiere agradecer los comentarios de Alberto Berry y de los asistentes a los seminarios de Economía del CEDE y el Banco de la República. Este artículo fue traducido por María Victoria de Mejía.

I. INTRODUCCION

Tal como ha sido reconocido por trabajos recientes, existe una compleja relación entre educación (escolaridad), habilidad y los determinantes del ingreso individual en los países en desarrollo. Por ejemplo, Boissiere y otros (1985), Psacharopoulos y Vélez (1992) y Tenjo (1993), han estimado modelos de ingreso en los cuales las diferencias en habilidad entre los trabajadores afectan no solo sus ingresos mismos, sino también su logro educacional. Los resultados de estas estimaciones han mostrado que la falta de medidas de habilidad en las ecuaciones de ingreso generalmente sesga (exagera) los estimativos de los retornos a la educación y que el proceso de decisión sobre los niveles de educación de los trabajadores constituye una parte importante del proceso de determinación general de los ingresos.

Una vez se ha reconocido el papel de la habilidad, surge la pregunta de si la mejor forma de considerar su efecto es introduciendo de manera *ad hoc* un índice de habilidad en las ecuaciones de ingreso y de logro educativo, o si, por el contrario, es mejor modelar el proceso de determinación de ingresos de una manera más sistemática¹. El propósito de este artículo es explorar la segunda ruta usando un modelo de autoselección en el cual los trabajadores escogen una de dos “estrategias” educativas de acuerdo con su habilidad y otras características personales. Este proceso de autoselección se simula a través de una ecuación de probabilidad y sus resultados se utilizan para corregir el sesgo de las ecuaciones de ingreso de cada grupo de trabajadores. La muestra con que se trabaja es una muestra de trabajadores en Santafé de Bogotá que contiene información detallada acerca de historias ocupacionales, más los resultados de dos *tests* hechos a los trabajadores: uno de habilidades y otro de conocimientos generales.

El artículo tiene cinco partes. Esta es la primera; en la segunda parte, se discuten las implicaciones que tiene la heterogeneidad de los trabajadores para efectos de estimación de ecuaciones de ingreso; en la tercera parte, se presenta un modelo de autoselección. En la cuarta parte, se discuten los resultados de la estimación del modelo, y finalmente, la quinta parte compendia los resultados y las conclusiones.

¹ Como lo hace Gaston y Tenjo (1992).

II. HETEROGENEIDAD Y AUTOSELECCION

La mayoría de las estimaciones de tasas de retorno a la educación en países en desarrollo se basa en modelos de capital humano de tipo “Minceriano”. En estos modelos cada nivel de educación está asociado con conjuntos de habilidades y actividades laborales que son sustitutos imperfectos entre sí dentro del proceso productivo. Se supone que los trabajadores son homogéneos en términos de las características personales relevantes y las tasas de descuento de ingresos futuros. Cada individuo escoge el nivel de educación que maximiza el valor presente neto de sus ingresos futuros. En un mercado competitivo la interacción de las fuerzas de oferta y demanda produciría diferenciales salariales entre los varios niveles educativos que serían simplemente “compensatorios”, es decir, las diferencias salariales observadas serían exactamente las necesarias para que las tasas de retorno educativas y el valor presente de los ingresos sean iguales para todos los trabajadores en el mercado. En el largo plazo, la oferta de trabajadores a los diferentes niveles educativos sería perfectamente elástica (no habría rentas económicas) y la composición del empleo estaría determinada por factores de demanda. En este enfoque las ecuaciones de ingreso usuales [$Ln(Y_i) = A + r S_i$ en donde Y_i y S_i representan los ingresos y el nivel educativo del trabajador i respectivamente] constituye una relación fundamental sobre la cual se basa todo trabajo empírico. A través de técnicas de regresión se puede obtener un estimativo de r , el cual se interpreta como la tasa *promedio* de retorno a la inversión en educación. El supuesto de homogeneidad de los trabajadores es esencial para poder medir el costo de oportunidad de S_{t+1} años de educación a través del ingreso de quienes tienen S_t años (controlando por experiencia y otros factores).

Este enfoque adolece de dos problemas, uno teórico y otro empírico: el tratar los niveles educativos como exógenos, cuando en efecto se determinan de manera endógena, y el predecir retornos iguales para todos los niveles educativos. La endogeneidad del logro educativo surge del comportamiento racional de los individuos (o sus familias), quienes basan sus decisiones en una función de ingresos *ex-ante* o anticipada. En la medida en que los errores de las funciones *ex-ante* y *ex-post* estén correlacionados se crea un sesgo de simultaneidad que vicia los estimativos de las funciones de ingreso Mincerianas. Por otro lado, la tendencia hacia la igualación de los retornos a diferentes niveles de educación, no parece estar sustentada por la información empírica disponible, por lo menos la colombiana².

² Véase Tenjo (1994).

Un enfoque más apropiado consiste en considerar explícitamente la posibilidad de que los trabajadores tengan diferentes habilidades y otras características productivas (no observables) lo mismo que diferentes oportunidades laborales y educativas (véase Rosen (1977) o Willis y Rosen (1979)). Los niveles educativos de cada trabajador todavía se determinan a través de una maximización del valor presente neto de ingresos futuros, como en el modelo Minceriano, pero en este proceso juegan un papel importante, entre otras cosas, las diferencias de habilidad, talentos, gustos, percepciones, preferencias, expectativas y capacidad de financiar su educación. La distribución resultante de trabajadores por niveles educativos estaría determinada por todos estos factores y no solo por los de demanda. La heterogeneidad y diferencias entre los trabajadores produce ofertas de trabajo en los distintos niveles educativos que no son perfectamente elásticas y crean la posibilidad de rentas intramarginales o cuasi-rentas al trabajo.

La mayoría de las bases de datos disponibles capta solo los resultados del comportamiento racional de los trabajadores descrito en el párrafo anterior, pero no contiene información sobre el costo de oportunidad de sus decisiones. Aunque es posible estimar “tasas de retorno” educativas con tal información, dichas estimaciones son de poca relevancia como medidas de la rentabilidad privada o social de la inversión en educación. La inclusión de un índice de habilidad (resultados de pruebas de habilidad, por ejemplo) en las funciones de ingreso para captar las posibles rentas de tal factor (como lo hacen Boissiere (1985) o Psacharopoulos y Vélez (1992)) no es satisfactoria³, por dos razones: primera, porque no tiene en cuenta de manera adecuada el proceso de determinación del logro educativo y las restricciones que dicho proceso le impone a la información disponible, y segunda, porque introduce supuestos innecesarios (y, probablemente, inválidos) en las ecuaciones de ingreso, como el supuesto de covarianzas positivas entre las habilidades⁴.

³ Cuando dichos índices de habilidad están disponibles, su introducción en las funciones de ingreso tiene el efecto de disminuir los retornos estimados a la educación, como era de esperarse. Sin embargo, también se ha encontrado que variables que miden el origen socioeconómico de los individuos (como el nivel de riqueza de los padres) tienen efecto similar. Esto es indicativo de un proceso de determinación de ingresos mucho más complejo que el implícito en el modelo Minceriano. Estas complejidades deben hacerse explícitas puesto que pueden tener implicaciones importantes para la estimación del modelo.

⁴ Covarianzas positivas entre habilidades y talentos quiere decir, por ejemplo, que los mejores abogados (educación universitaria) serían también los mejores plomeros (educación secundaria) si hubieran elegido esa profesión y viceversa. El punto de la heterogeneidad es que este supuesto no necesariamente es cierto (los mejores abogados serían muy malos plomeros) y que los individuos tienen habilidades específicas que les dan ventaja en algunas cosas y en otras no. Es un concepto parecido al de ventajas comparativas.

III. UN MODELO DE AUTOSELECCION

El modelo presentado acá es una versión simplificada y modificada del de Willis y Rosen (1979). La base del proceso de autoselección se resume en las ecuaciones (1) a (4). Supóngase que los ingresos potenciales durante la vida de un individuo i , con un nivel de educación s , son una función de vectores de características observadas (X_i) y no observadas (W_i) del individuo y están dadas por la siguiente expresión:

$$(1) \quad Y_{si} = y_s(X_i, W_i) \quad s = 1, \dots, k$$

El valor presente de las opciones educacionales del individuo está dado por:

$$(2) \quad V_{si} = g(y_s, Z_i, R_i)$$

donde Z_i y R_i son vectores de variables observables y no observables que representan gustos y el ancestro socioeconómico. Esta ecuación refleja, entre otras cosas, diferencias de gustos y preferencias y las barreras financieras que el individuo enfrenta.

Cada individuo determina su nivel de educación óptimo maximizando V_{si} . En otras palabras, los individuos se “autoseleccionan” o clasifican a sí mismos en grupos educacionales de acuerdo con la regla siguiente:

$$(3) \quad i \text{ pertenece a } j \text{ si } V_{ji} = \text{máximo } (V_{1i}, \dots, V_{ki})$$

Finalmente, los factores no observados (gustos, preferencias, características personales y el ancestro socioeconómico) tienen una distribución de probabilidad conjunta dada por:

$$(4) \quad (W, R) \sim F(W, R)$$

Como generalmente uno observa solo resultados óptimos, los ingresos observados en cada grupo educacional pueden ser muestras no aleatorias de los ingresos potenciales de la población, porque la probabilidad de una persona ser observada en una categoría educativa aumenta con sus beneficios potenciales.

A fin de adecuar el modelo anterior a la información disponible es necesario introducir algunas modificaciones⁵. Primera, supongamos que las opciones educacionales disponibles se pueden agrupar en dos: la opción académica, que incluye la educación universitaria, y la no académica⁶. Esto implica que las k ecuaciones en (1) se transforman en:

$$(5a) \quad Y_{Ai} = y_A(S_{Ai}, X_i, W_i)$$

$$(5b) \quad Y_{Bi} = y_B(S_{Bi}, X_i, W_i)$$

Las ecuaciones (5a) y (5b) representan los ingresos potenciales por diferentes años de educación en las opciones académica (A) y no académica (B) respectivamente. El valor presente de los ingresos dentro de cada una de estas opciones está dado por:

$$(6a) \quad V_{ji} = \int_{S_j}^N Y_{ji} e^{-r_i t} dt = \frac{1}{r_i} Y_{ji} (e^{-r_i S_j} - e^{-r_i N})$$

donde $j = A, B$. La tasa de descuento, r_i , refleja entre otras cosas, el efecto de las características socioeconómicas observadas y no observadas del individuo. Si N , la vida laboral del individuo, es suficientemente grande el valor presente de la opción j para el individuo i se puede aproximar de la siguiente forma:

$$(6b) \quad V_{ji} \approx \frac{1}{r_i} Y_{ji} e^{-r_i S_j}$$

Dentro de cada opción educativa, el nivel óptimo de educación se obtiene maximizando el valor presente de los ingresos respectivos. Las condiciones de primer orden de esta maximización implican que:

$$(7) \quad \frac{\delta Y_{ji}}{\delta s_j} \frac{1}{Y_{ji}} = r_i$$

⁵ Una discusión de las características de la información disponible se hace en la sección sobre estimación del modelo y resultados.

⁶ La racionalidad de esta dicotomía es la siguiente: primero, intuitivamente tiene sentido suponer que las habilidades y talentos requeridos son diferentes en estos dos grupos. Segundo, porque empíricamente se ha encontrado que existen diferencias persistentes y estadísticamente significantes entre los retornos de estos dos niveles educativos (Tenjo, 1994).

Que es la conocida condición Minceriana, la cual dice que la tasa interna de retorno debe ser igual a la tasa de descuento del individuo. Si la inversión en educación dentro de cada opción educativa tiene rendimientos decrecientes⁷, entonces el nivel óptimo de educación (S^*) dentro de cada opción se puede obtener despejando S en la ecuación (7). Dicho nivel óptimo, junto con su valor presente correspondiente están dados por:

$$(8a) \quad S_{ji}^* = S(W_i, Z_i, W_i, R_i)$$

$$(8b) \quad V_{ji}^* = V(X_i, Z_i, W_i, R_i)$$

Cada individuo i escoge la opción educativa que le ofrezca el mayor valor presente V^* . Si $V_{Ai}^* > (<)V_{Bi}^*$ el individuo escoge la opción educativa A (B) y en ese caso sólo se observa $S_{Ai}^*(S_{Bi}^*)$ y $Y_{Ai}^*(Y_{Bi}^*)$.

Las ecuaciones de ingreso de los individuos están dadas por:

$$(9a) \quad \ln(Y_{Ai}) = X_i\beta_A + u_{Ai} \quad \text{si } V_{Ai}^* > V_{Bi}^*$$

$$(9b) \quad \ln(Y_{Bi}) = X_i\beta_B + u_{Bi} \quad \text{si } V_{Bi}^* > V_{Ai}^*$$

donde X_i es un vector de variables explicativas relevantes, que incluyen la variable S_{ji}^* . u_{ji} es un error aleatorio.

Supóngase que la diferencia entre los valores presentes óptimos de las dos opciones educacionales se puede aproximar a través de una función lineal de Z_i , un vector de variables relevantes (socioeconómicas y otras) y de un término aleatorio. De esta manera, si se observa el individuo i en la opción A , tenemos:

$$(10) \quad V_{Ai}^* - V_{Bi}^* = Z_i\xi + \theta_i > 0$$

Las ecuaciones (9a), (9b) y (10) constituyen la base del modelo. Supongamos que los componentes aleatorios tienen las siguientes características:

$$(11a) \quad E[u_{ji}] = E[\theta_i] = 0 \quad j = A, B$$

⁷ Condición suficiente.

$$(11b) \quad \text{Var}[u_{ji}] = \sigma_{jj} \quad j = A, B$$

$$(11c) \quad \text{Var}[\theta_i] = \sigma_{\theta\theta}$$

$$(11d) \quad \text{cov}[u_{ji}, \theta_i] = \sigma_{j\theta}$$

De acuerdo con la regla de selección anterior y las características que se acaban de presentar (9a) y (9b) se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E[Ln(Y_{Ai}) | X_i Z_i \xi > 0] &= X_i \beta_A + E[u_{Ai} | Z_i \xi + \theta_i > 0] \\ &= X_i \beta_A + E[u_{Ai} | \theta_i \geq -Z_i \xi] \end{aligned}$$

Similantemente,

$$\begin{aligned} E[Ln(Y_{Bi}) | X_i Z_i \xi \leq 0] &= X_i \beta_B + E[u_{Bi} | Z_i \xi + \theta_i \leq 0] \\ &= X_i \beta_B + E[u_{Bi} | \theta_i \leq -Z_i \xi] \end{aligned}$$

Como el valor esperado condicional de u_{Ai} y u_{Bi} (en el último paréntesis cuadrado de las ecuaciones anteriores) probablemente no es cero, el uso de mínimos cuadrados ordinarios produce estimativos sesgados. De acuerdo con Heckman (1979) y Willis y Rosen (1979) el procedimiento correcto debe tener en cuenta explícitamente el proceso de selección en la estimación de las ecuaciones de regresión. Esto se logra estimando las siguientes ecuaciones:

$$(12a) \quad Ln(Y_{Ai}) = X_i \beta_A + \frac{\sigma_{A\theta}}{(\sigma_{\theta\theta})^{(1/2)}} \lambda_{Ai} + \omega_{Ai}$$

y

$$(12b) \quad Ln(Y_{Bi}) = X_i \beta_B + \frac{\sigma_{B\theta}}{(\sigma_{\theta\theta})^{(1/2)}} \lambda_{Bi} + \omega_{Bi}$$

Donde λ_{ji} es el inverso de la tasa de Mill y ω_{ji} es un término aleatorio con las características usuales. La tasa de Mill se puede obtener a partir de la estimación de la regla de selección que, a su vez, se puede aproximar con una ecuación *probit* de la siguiente forma:

$$(12c) \quad \text{Prob}(\text{Educación} > \text{Secundaria}) = \text{Prob}(\theta_i > -Z_i\xi) = f(Z_i)$$

IV. LA INFORMACION Y EL PROCESO DE ESTIMACION

Las ecuaciones (12a), (12b) y (12c) constituyen el modelo empírico que se va a estimar acá. La información proviene de una muestra aleatoria estratificada de aproximadamente 4.000 trabajadores hecha en Santafé de Bogotá en 1988. Esta muestra tiene características que usualmente no se encuentran en otras muestras, como el hecho de contener información relativamente extensa sobre las historias ocupacionales de los trabajadores, de la educación de sus padres y otros indicadores socioeconómicos, y además, el hecho de contener los resultados de una prueba de habilidad y de un examen de conocimientos generales que se le hizo a una submuestra de los trabajadores⁸. Se estimaron modelos separados para hombres y mujeres, puesto que hay abundante evidencia de que existen diferencias significativas entre los dos sexos⁹.

Aunque el proceso original de estimación de este tipo de modelos se presentó como un proceso por etapas (véase Heckman, 1979) en el que primero se estimaba la ecuación de selección y basados en tales resultados se estimaba la ecuación de ingresos por mínimos cuadrados, existen ahora procesos que usan métodos de máxima verosimilitud para estimar las dos ecuaciones de manera simultánea (*STATA* presenta uno de tales métodos). Este es el procedimiento que se siguió acá. Sin embargo, los resultados de las ecuaciones se presentan separadamente.

A. LA ECUACION DE SELECCION

La ecuación de selección es una ecuación *probit* en la cual se estima la probabilidad de que una persona tenga educación superior a la secundaria (o sea que tenga más de 11 años en el caso Colombiano). Las variables explicativas son de cuatro tipos: 1) Los resultados de un test de habilidad (*ABSCORE*), 2) un vector de variables que describen algunos aspectos relevantes del tipo de escuela

⁸ El test de habilidades fue una versión reducida del test de Matrices Progresivas de Raven y el examen de conocimientos generales fue diseñado por el Instituto SER para medir el conocimiento de información básica obtenible en el sistema educativo o a través de lectura de periódicos, revistas, etc.

⁹ Véase Tenjo (1994).

preuniversitaria (*PRIVSEC*, *DAYSEC*, *COUNS*); 3) un vector que describe el desempeño del individuo en secundaria (*SECHANGE*, *VALSEC*, *REPET*, *HBILSEC*), y finalmente, 4) un vector de características educacionales de los padres (*NFEDU* *NMEDU*). Véase el apéndice para una descripción más detallada de tales variables.

Los resultados presentados en el Cuadro 1 indican que los cuatro grupos de variables tienen un efecto significativo en la probabilidad de tener educación universitaria. Primero, el puntaje en el test de habilidad tiene un importante efecto marginal (dado por las derivadas) de cerca de 3.3 puntos porcentuales (casi cuatro en el caso de las mujeres) sobre la probabilidad de tener educación universitaria.

Cuadro 1
Probabilidad de tener mas de secundaria
 (Ecuaciones PROBIT)

| | Hombres | | | Mujeres | | |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Coef | Er.Est | Derivd | Coef | Er.Est | Derivd |
| Intercepto | 2.1366 | 0.2011 | | 2.3575 | 0.2462 | |
| Abscore | 0.1005 | 0.0130 | 0.0330 | 0.1302 | 0.0139 | 0.0393 |
| Privsec | 0.4324 | 0.1014 | 0.1445 | 0.2060 | 0.1088* | 0.0621 |
| Daysec | 0.6135 | 0.1405 | 0.1861 | 0.9439 | 0.2037 | 0.2245 |
| Couns | 0.4760 | 0.1068 | 0.1636 | 0.5118 | 0.1079 | 0.1618 |
| Sechange | 0.0928 | 0.1105* | 0.0303 | -0.3148 | 0.1244 | -0.0988 |
| Valsec | 0.3111 | 0.2805* | 0.1105 | 0.1351 | 0.3195* | 0.0427 |
| Repet | -0.1380 | 0.0794* | -0.0454 | -0.3030 | 0.1036* | -0.0915 |
| Habilsec | -0.0149 | 0.0374* | -0.0049 | -0.0230 | 0.0452* | -0.0070 |
| Nfedu | 0.2261 | 0.0960 | 0.0743 | 0.3673 | 0.0959 | 0.1110 |
| Nmedu | 0.1873 | 0.1111* | 0.0616 | 0.2464 | 0.1161 | 0.0745 |
| L-Lkhood | -419.19 | | | -381.22 | | |
| Chi-sqrd | 324.45 | | | 348.12 | | |
| Psudo R-sqrd | 0.2790 | | | 0.3135 | | |
| N. Obs | 916 | | | 897 | | |

*El asterisco corresponde a coeficientes que no son significativos siquiera a un nivel del 5%.

Nota: las derivadas están estimadas al nivel de los valores promedios.

Segundo, las variables que describen las características de la educación preuniversitaria del individuo (*PRIVSEC* y *DAYSEC*) tiene el efecto predicho. El efecto marginal de *PRIVSEC* (secundaria privada) es claramente más fuerte para hombres que para mujeres (en el caso de éstas no es significativo) y lo contrario sucede con secundaria diurna (*DAYSEC*). La asistencia a secundaria privada es

muy común en Colombia, como lo indican los promedios en el Cuadro 3 y no tiene la connotación elitista que puede tener en otros países¹⁰. Sin embargo, la asistencia a colegios privados sí es un indicador de clase social, en el sentido de que se convierte en una barrera para aquellos que no pueden pagar su costo. La asistencia a colegios diurnos (o mejor, a no diurnos) es definitivamente un indicador de clase social y de calidad de la educación al mismo tiempo y, como se dijo anteriormente, tiene un fuerte efecto marginal en la probabilidad de tener educación universitaria. En la mayoría de los casos, la única razón por la cual los individuos asisten a colegios nocturnos es porque tienen o están buscando empleos durante el día. Los pocos estudios sobre calidad de la educación indican que la nocturna es de menos calidad que la diurna.

La variable *COUNS* (haber recibido consejería) tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de tener educación universitaria. Uno hubiera esperado que dado que la consejería es en general una actividad remedial (en contraposición a preventiva) para ayudar a estudiantes con problemas y que, por lo tanto, debería tener un efecto negativo. El signo positivo se puede justificar sobre dos bases: primera, la consejería funciona y en efecto ayuda a los estudiantes con problemas a mejorar su desempeño, y segunda, la consejería es un indicador de la calidad del establecimiento educativo. Aunque algunas escuelas públicas tienen psicólogos, no es común que se haga consejería individual con los estudiantes. Algunos colegios privados, con la reputación de ser de alta calidad, ofrecen servicios de consejería dentro del contexto de orientación profesional y dado su carácter y reputación, probablemente enfatizan y refuerzan la idea de continuar estudios universitarios entre los estudiantes.

Las variables que representan el desempeño durante la secundaria tienen el efecto esperado con excepción de la variable *SECHANGE* (cambios de colegio) en el caso de hombres (cuyo coeficiente y derivada no son significativos de todas formas). Originalmente la expectativa era que dicha variable tuviera un efecto negativo pensando que cambios de colegio tuvieran un efecto desorganizador en el proceso educativo de la persona, lo cual parece confirmarse en el caso de las mujeres. Posiblemente en el caso de los hombres, muchos de los cambios de colegio sí tienen el efecto predicho, pero otros se

¹⁰ Hay todo un espectro de colegios privados en términos de calidad y costo. Aun familias con ingresos relativamente bajos se las arreglan para enviar sus hijos a colegios privados de secundaria. Si en países con un cubrimiento mayor de la secundaria pública la línea divisoria entre colegios públicos y privados separa las familias de ingresos altos de las de ingresos medios, en Colombia separa las familias de ingresos medios de las de ingresos bajos.

hacen para mejorar las posibilidades educativas (migración a ciudades grandes, por ejemplo). El resultado es que *SECHANGE* capta ambas cosas y por lo tanto, su efecto no aparece significativo en los resultados presentados.

Variables *REPET* y *HABILSEC* (años repetidos y materias habilitadas, respectivamente¹¹), son indicadores de pobre desempeño académico y tienen el signo esperado, aunque los niveles de significancia son bajos. *REPET* tiene el efecto marginal más fuerte y es significativa en el caso de las mujeres. *VALSEC* (años validados en secundaria), tiene niveles de significancia bajos probablemente porque capta el efecto de elementos positivos y negativos en términos de rendimiento académico: en el lado negativo está el factor de que la misma necesidad de validar cursos refleja el hecho que la secundaria recibida fue de baja calidad; en el lado positivo, el hecho de haber tenido éxito en el proceso de validación indica alta motivación y autodisciplina.

Finalmente, las características educativas de los padres tienen el efecto esperado: la probabilidad de que una persona tenga educación universitaria aumenta con la educación que tenían los padres. El efecto marginal de estas variables es mayor para las mujeres y la educación del padre tiene mayor efecto que la de la madre. En general, uno pensaría que la educación de los padres está altamente correlacionada con el nivel socioeconómico del individuo.

En resumen, la probabilidad de que una persona tenga educación universitaria aumenta con su puntaje en las pruebas de habilidad, la calidad de su educación secundaria y la educación de sus padres y su nivel socioeconómico. Disminuye con un pobre desempeño en la secundaria.

B. ECUACIONES DE INGRESO

En la estimación de las ecuaciones de ingreso para las opciones académicas y no académicas -ecuaciones (12a) y (12b)- el vector X incluye las siguientes variables explicativas básicas: años de educación (*SCHOOLING*), una medida de experiencia en forma cuadrática basada en el número de años que el trabajador ha estado en el mercado de trabajo (*YEXPER*, 1988 menos el año en

¹¹ En muchos países no hay habilitaciones de materias. Los estudiantes que no aprueban un curso toman cursos remediales durante las vacaciones o repiten la misma materia en el año siguiente.

el cual el trabajador salió del sistema educativo¹²) y los resultados en el examen de conocimientos generales (*KSCORE*). En el caso de la opción académica se incluye una variable *dummy* que mide si la persona tiene posgrado (*PGDEGREE*). Además de estas variables se incluyó una serie de *dummies* que representan tipos de educación específicos en cada opción. Los resultados de estas estimaciones aparecen en el Cuadro 2. Finalmente, para efectos de comparación, se presentan los resultados de ecuaciones de ingreso no corregidas por el problema de autoselección.

En general, los estimativos para la opción universitaria son de mejor calidad que los de secundaria o menos: los coeficientes de R- cuadrado y los niveles de significancia son mayores. Estos resultados apoyan claramente la hipótesis de autoselección discutida atrás: Primero, el signo negativo del coeficiente *lambda* en las ecuaciones de universidad indica que los individuos que tienen mayor probabilidad de ingresos altos en carreras universitarias son aquellos que tienen mayor probabilidad de ser observados en la muestra de personas con educación universitaria. Segundo, los retornos condicionales (a que el individuo está en la muestra) de la educación universitaria son mucho mayores que los retornos a educación preuniversitaria, indicando de esta manera la existencia de cuasirentas en el mercado laboral. En comparación con el modelo de autoselección, los estimativos del modelo Minceriano (que no diferencian opciones educativas) tienden a subestimar los retornos a la educación universitaria y sobreestimar los de la educación preuniversitaria¹³. En teoría es posible aplicar por separado modelos Mincerianos a las submuestras de educación universitaria y preuniversitaria para obtener estimativos separados de la rentabilidad de estos dos tipos de educación (como se hace en el Cuadro 2). Infortunadamente estos estimativos probablemente están sesgados por no tener en cuenta el proceso de selección descrito antes. Según los resultados del Cuadro 2 el sesgo puede ser de una magnitud de uno o dos puntos porcentuales.

¹² La base de datos usada tiene información sobre la última vez que el trabajador estuvo en el sistema educativo. Esto permite construir medidas de experiencia diferentes a la tradicionalmente utilizada.

¹³ Estos resultados coinciden con los de Gaston y Tenjo (1992) a pesar de que las metodologías de los dos ejercicios son muy diferentes.

Cuadro 2
Ecuaciones de ingreso para hombres con
educación universitaria
 (Corrección de Heckman)

| | <u>Coef.</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef.</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> |
|---------------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|
| Intercepto | 3.3605 | 0.3509 | 3.3784 | 0.3546 | 2.8040 | 0.3378 | 2.8108 | 0.3404 |
| School | 0.1324 | 0.0232 | 0.1405 | 0.0230 | 0.1471 | 0.0247 | 0.1553 | 0.0245 |
| Yexper | 0.0467 | 0.0153 | 0.0450 | 0.0153 | 0.0399 | 0.0164 | 0.0379 | 0.0164 |
| Yexper ² | -0.0007 | 0.0005 | -0.0007 | 0.0005 | -0.0007 | 0.0006 | -0.0007 | 0.0006 |
| Kscore | 0.0127 | 0.0114* | 0.0134 | 0.0115* | 0.0256 | 0.0117 | 0.0266 | 0.0118 |
| Pgdegree | 0.5678 | 0.2161 | 0.5072 | 0.2170* | 0.6243 | 0.2325 | 0.5621 | 0.2338 |
| Dueduc | -0.1548 | 0.1606* | | | -0.1801 | 0.1752* | | |
| Dubuseco | 0.1677 | 0.0899* | | | 0.1648 | 0.0981* | | |
| Dusocsc | 0.1462 | 0.2388* | | | 0.1804 | 0.2594* | | |
| Duhlth | -0.2892 | 0.2204* | | | -0.2926 | 0.2399* | | |
| Dulaw | 0.0385 | 0.1517* | | | 0.0430 | 0.1649* | | |
| Dumateng | 0.2473 | 0.0959 | | | 0.2463 | 0.1044 | | |
| Lambda | -0.2809 | 0.0808 | -0.2879 | 0.0853 | | | | |
| Rho | -0.476 | | -0.482 | | | | | |
| Sigma | 0.5898 | | 0.5974 | | | | | |
| L-lkhood | -682.49 | | -689.44 | | | | | |
| N. Obs | 916 | | 916 | | 303 | | 303 | |
| Chi-Sqrd | 346.12 | | 340.12 | | | | | |
| F-Stat | | | | | 9.94 | | 18.6 | |
| R-Sqrd | | | | | 0.2731 | | 0.2385 | |

Ecuaciones de ingreso para hombres con menos de
educación universitaria
 (Corrección de Heckman)

| | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> | <u>Coef</u> | <u>S. E.</u> |
|---------------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|
| Intercepto | 4.2254 | 0.0955 | 4.2228 | 0.0974 | 4.1841 | 0.0942 | 4.1847 | 0.0940 |
| School | 0.0464 | 0.0115 | 0.0469 | 0.0122 | 0.0568 | 0.0099 | 0.0566 | 0.0098 |
| Yexper | 0.0481 | 0.0056 | 0.0487 | 0.0056 | 0.0463 | 0.0057 | 0.0469 | 0.0057 |
| Yexper ² | -0.0007 | 0.0001 | -0.0007 | 0.0001 | -0.0007 | 0.0001 | -0.0007 | 0.0001 |
| Kscore | 0.0090 | 0.0062* | 0.0089 | 0.0064* | 0.0136 | 0.0059 | 0.0132 | 0.0059 |
| Indsec | -0.1419 | 0.1041* | | | -0.1214 | 0.1085* | | |
| Commsec | 0.1187 | 0.0960* | | | 0.1039 | 0.0998* | | |
| Pedgsec | -0.0549 | 0.2158* | | | -0.0281 | 0.2279* | | |
| Lambda | 0.1998 | 0.1145* | 0.1848 | 0.1372* | | | | |
| Rho | 0.40 | | 0.37 | | | | | |
| Sigma | 0.4996 | | 0.4997 | | | | | |
| L-lkhood | -856.88 | | -858.98 | | | | | |
| N. Obs | 916 | 916 | | | 613 | | 613 | |
| Chi-Sqrd | 342.28 | 337.57 | | | | | | |
| F-Stat | | | | | 20.22 | | 34.79 | |
| R-Sqrd | | | | | 0.1896 | | 0.1863 | |

* El asterisco representa casos en los cuales el nivel de significancia no alcanza al 5%

Cuadro 2 (Continuación)
Ecuaciones de ingreso para mujeres con educación universitaria
 (Corrección de Heckman)

| | Coef. | S. E. | Coef | S. E. | Coef. | S. E. | Coef | S. E. |
|---------------------|-----------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Intercepto | 3.7790 | 04262 | 3.8781 | 0.4161 | 2.5624 | 0.4041 | 3.6119 | 0.3993 |
| School | 0.1075 | 0.0290 | 0.0990 | 0.0281 | 0.1132 | 0.0291 | 0.1054 | 0.0284 |
| Yexper | 0.0349 | 0.0153 | 0.0395 | 0.0149 | 0.0332 | 0.0155 | 0.0379 | 0.0152 |
| Yexper ² | -0.0006 | 0.0005 | -0.0008 | 0.0005 | -0.0006 | 0.0005 | -0.0008 | 0.0005 |
| Kscore | 0.0191 | 0.0116* | 0.0169 | 0.0114* | 0.0233 | 0.0114 | 0.0219 | 0.0114* |
| Pgdegree | 0.0618 | 0.2857* | -0.0614 | 0.2771* | 0.0617 | 0.2898* | -0.0635 | 0.2831* |
| Dueduc | -0.1306 | 0.1198* | | | -0.1679 | 0.1188* | | |
| Dubuseco | 0.0101 | 0.1009* | | | 0.0003 | 0.1021 | | |
| Dusocsc | -0.0410 | 0.1461 | | | -0.0597 | 0.1477* | | |
| Duhlth | -0.3100 | 0.1604* | | | -0.3142 | 0.1624* | | |
| Dulaw | -0.0265 | 0.1915* | | | -0.2599 | 0.1932* | | |
| Dumateng | -0.0191 | 0.1594* | | | 0.0079 | 0.1598* | | |
| Lambda | -0.1276 | 0.0874* | -0.1529 | 0.0808* | | | | |
| Rho | -0.205 | | -0.246 | | | | | |
| Sigma | 0.6228 | | 0.6229 | | | | | |
| L-lkhood | -637.5421 | -640.704 | | | | | | |
| N Obs | 897 | | 897 | | 278 | | 278 | |
| Chi-Sqrd | 361.18 | | 356.07 | | | | | |
| F-Stat | | | | | 4.54 | | 8.52 | |
| R-Sqrd | | | | | 0.1582 | | 0.1354 | |

Ecuaciones de ingreso para hombres con menos de educación universitaria
 (Corrección de Heckman)

| | Coef | S. E. | Coef | S. E. | Coef | S. E. | Coef | S. E. |
|---------------------|----------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
| Intercepto | 4.2946 | 0.0941 | 4.2801 | 0.0934 | 4.2362 | 0.0934 | 4.2162 | 0.0928 |
| School | 0.0436 | 0.0106 | 0.0451 | 0.0142 | 0.0531 | 0.0102 | 0.0554 | 0.0101 |
| Yexper | 0.0345 | 0.0079 | 0.0356 | 0.0078 | 0.0347 | 0.0081 | 0.0359 | 0.0081 |
| Yexper ² | -0.0006 | 0.0003 | -0.0006 | 0.0003 | -0.0006 | 0.0003 | -0.0006 | 0.0003 |
| Kscore | 0.0079 | 0.0060* | 0.0085 | 0.0059* | 0.0118 | 0.0060 | 0.0128 | 0.0059 |
| Indsec | -0.2049 | 0.2537* | | | -0.1848 | 0.2634* | | |
| Commsec | 0.0822 | 0.0539* | | | 0.0958 | 0.0555* | | |
| Pedgsec | -0.0775 | 0.1554* | | | -0.0887 | 0.1606* | | |
| Lambda | 0.1893 | 0.0691 | 0.1984 | 0.0663 | | | | |
| Rho | 0.363 | | 0.381 | | | | | |
| Sigma | 0.5209 | | 0.5208 | | | | | |
| L-lkhood | -850.078 | -851.662 | | | | | | |
| N Obs | 897 | | 897 | | 619 | | 619 | |
| Chi-Sqrd | 364.33 | | 362.01 | | | | | |
| F-Stat | | | | | 14.35 | | 24.14 | |
| R-Sqrd | | | | | 0.1412 | | 0.1359 | |

* El asterisco representa casos en los cuales el nivel de significancia no alcanza al 5%

En el mismo cuadro se presentan resultados de estimaciones que incluyen diferentes tipos de educación dentro de cada opción. Dichos resultados indican que no hay diferencias estadísticamente significativas (cuasi-rentas) entre diferentes tipos de educación con la única excepción de la variable *DUMATENG* (la variable *dummy* que representa carreras en el área de matemáticas e ingeniería) en el caso de los hombres. Esto confirma la predicción del modelo de que las cuasi-rentas se presentarían entre opciones educativas, pero no dentro de ellas.

Cuadro 3
Ecuaciones de ingreso para toda la muestra

| | Hombres | | Mujeres | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|
| | Coeff | Std Err | Coeff | Std Err |
| Intercept | 4.0133 | 0.0731 | 3.9735 | 0.0737 |
| School | 0.0758 | 0.0066 | 0.0829 | 0.0070 |
| Yexper | 0.0448 | 0.0052 | 0.0379 | 0.0072 |
| Yexper2 | -0.0006 | 0.0001 | -0.0007 | 0.0002 |
| Kscore | 0.0161 | 0.0055 | 0.0137 | 0.0053 |
| Pgdegree | 0.5622 | 0.2082 | 0.0101 | 0.2527* |
| F-Stat | 82.9 | | 67.2 | |
| R-Sqrd | 0.3129 | | 0.2697 | |

*No significativos a un 5% por lo menos.

Finalmente es de interés comparar los resultados del modelo de autoselección anterior con las estimaciones Mincerianas usuales. Estas últimas se presentan en el Cuadro 3. Dicha comparación confirma nuestra predicción de que el modelo tradicional sobrevalúa los retornos a bajos niveles educativos y subvalúa los altos. Las consecuencias de estos sesgos pueden ser importantes cuando se toman decisiones de política educativa.

V. RESUMEN Y COMENTARIOS FINALES

El escenario presentado acá es uno en el cual existen diferencias importantes entre los trabajadores en términos de sus habilidades, preferencias, características socioeconómicas y capacidad de pago que les da ventajas

comparativas en ciertos tipos de ocupaciones y actividades. Los individuos (o sus familias) hacen planes educativos en los que optimizan los ingresos de su vida laboral teniendo en cuenta tales ventajas comparativas. Como resultado, los individuos se “autoclasifican” en dos grupos u opciones educativas: una opción académica (educación universitaria) y una no académica. Los individuos en la opción académica tienen en general ingresos considerablemente más altos y retornos superiores a su inversión en educación que los de la opción no académica. Por lo menos una parte de estas diferencias constituyen cuasi-rentas en el sentido de que no reflejan desequilibrios de largo plazo en el mercado, sino el hecho de que probablemente la oferta de largo plazo de profesionales no es perfectamente elástica en ningún nivel salarial. Ello implica que modificaciones en la composición de la demanda de la economía pueden hacer variar las diferenciales salariales entre trabajadores con diversos tipos de educación y por lo tanto, afectar la distribución del ingreso de manera permanente.

Esta descripción de la realidad tiene implicaciones de política importantes. Primera, los estimativos de los modelos Mincerianos (que son la mayoría de los hechos en Colombia) tienen poca relevancia para decisiones de política porque sobrevalúan la tasa de rentabilidad de la educación preuniversitaria y subvalúan los de la universitaria. Segunda, en la medida en que el proceso de autoselección está determinado por las “habilidades”¹⁴ de los individuos, el sistema educativo constituirá las bases de una meritocracia. En este caso es difícil afectar la distribución de ingreso a través de una política educativa que seleccione estudiantes exitosos y subsidie su educación. Los subsidios a la educación, si son necesarios¹⁵, deben ser neutros en el sentido de que no benefician a ningún tipo particular de individuos o de educación¹⁶ (la educación como instrumento de política social sería muy limitada). Por razones de eficiencia, el precio relativo de cada tipo de educación debe ser igual al costo relativo de tal tipo de educación.

¹⁴ El autor está familiarizado con el debate sobre el significado que pueden tener los resultados de las pruebas de habilidad y sobre si miden habilidades innatas o adquiridas (el debate de *natura* versus *cultura* o en inglés *nature* versus *nurture*). Aunque los detalles del debate van más allá de los alcances de este escrito, es importante notar que los resultados acá obtenidos son consistentes con varias teorías en el tema.

¹⁵ Los argumentos tradicionales para subsidiar la educación (que la educación genera un gran número de externalidades no internalizables y que el capital humano tiene la característica especial de no ser usable como garantía para préstamos educativos) no son afectados por el hecho de que haya un proceso de auto-selección como el presentado acá.

¹⁶ Por ejemplo, en forma de mejores instalaciones, bibliotecas, laboratorios, etc.

Sin embargo, como los resultados presentados lo indican, el proceso de autoselección no se hace sólo sobre la base de diferencias en habilidades. Los factores socio-económicos y la capacidad de pago también juegan un papel importante en este proceso. Estos factores hacen que el sistema educativo juegue el papel de mantenedor y perpetuador de los niveles de desigualdad a través de generaciones. El tipo de políticas educativas en este caso es diferente porque se puede afectar la distribución de ingresos mediante un subsidio a la educación de los más pobres, siempre y cuando todo el mundo pague el costo de su propia educación. Por ejemplo, un sistema en el que el gobierno garantiza los préstamos educativos (posiblemente privados) a los más pobres constituye un subsidio progresivo implícito¹⁷. Es importante notar que para mantener la eficiente asignación de recursos el precio de la educación debe ser igual (o proporcional, si hay subsidios) al costo de la educación. En un esquema como éste, aquellas personas que tienen habilidades para actividades que requieren altos niveles educativos y que por lo tanto van a recibir altos retornos a su inversión en tal tipo de educación pueden obtener préstamos para financiar su educación si no tienen los recursos para pagarla.

Finalmente, una nota de precaución: este artículo constituye una primera aproximación al entendimiento de la compleja relación que existe entre el logro educativo y la determinación del ingreso en Colombia (y otros países en desarrollo). Infortunadamente existe muy poca información estadística relevante para este tipo de estudios. Especialmente inadecuada es la información socioeconómica de los individuos y sus familias y necesita ser mejorada. Tal vez el área en la cual se requiere más trabajo teórico es en la del entendimiento de auto-selección y de los determinantes del logro educativo. Las conclusiones presentadas acá son, por lo tanto, provisionales y sujetas a revisión a la luz de nuevos estudios.

¹⁷ El subsidio es la diferencia entre la tasa de interés a la que el individuo podría obtener crédito educativo en el mercado libre -que crece con el riesgo que el individuo representa (el cual es inverso a su capacidad de pago y para los más pobres podría llegar a infinito)- y la tasa garantizada por el gobierno, que por ser garantizada no tiene un premio por riesgo. Este tipo de subsidio es claramente progresivo.

Cuadro 4
Promedios y desviaciones estandar de
las variables en el modelo

(Hombres)

| | Con educación universitaria (303 observados) | | Sin educación universitaria (613 observados) | | Diferencia Z |
|----------|---|--------|---|---------|-----------------|
| | MEDIA | D. EST | MEDIA | D. EST | |
| LWAGE | 5.7766 | 0.6896 | 5.2204 | 0.5542 | 27.949 |
| SCHOOL | 14.4588 | 1.5346 | 8.2284 | 2.7541 | 77.916 |
| YEXPER | 10.9538 | 6.6321 | 13.3344 | 10.5310 | -7.646 |
| KSCORE | 15.2904 | 3.1855 | 10.7162 | 4.0842 | 36.329 |
| PGDEGREE | 0.0231 | 0.1505 | | | |
| DUEDU | 0.0495 | 0.2173 | | | |
| DUBUSECO | 0.3795 | 0.4861 | | | |
| DUSOCSC | 0.0198 | .1395 | | | |
| DUHLTH | 0.0231 | 0.1505 | | | |
| DULAW | 0.0594 | 0.2368 | | | |
| DUMATENG | 0.2739 | 0.4467 | | | |
| INDSEC | 0.0561 | 0.2305 | 0.0375 | 0.1902 | 2.752 |
| COMMSEC | 0.0330 | 0.1789 | 0.0440 | 0.2054 | -1.696* |
| PEDGSEC | 0.0165 | 0.1276 | 0.0082 | 0.0900 | 2.430 |
| ABSCORE | 12.6502 | 3.8734 | 8.6737 | 4.0209 | 30.293 |
| PRIVSEC | 0.6238 | 0.4852 | 0.3165 | 0.4655 | 19.699 |
| DAYSEC | 0.9241 | 0.2653 | 0.5530 | 0.4976 | 25.831 |
| COUNS | 0.5314 | 0.4998 | 0.2055 | 0.4044 | 22.500 |
| SECHANGE | 0.7327 | 0.4433 | 0.5726 | 0.4951 | 10.123 |
| VALSEC | 0.0330 | 0.1789 | 0.0228 | 0.1495 | 1.925* |
| REPET | 0.3564 | 0.6238 | 0.3344 | 0.6721 | 1.015* |
| HABILSEC | 1.2640 | 1.5810 | 0.8891 | 1.2383 | 8.337 |
| NFEDU | -0.2145 | 0.7995 | -0.6982 | 0.5319 | 23.126 |
| NMEDU | -0.3531 | 0.6642 | -0.7520 | 0.4685 | 22.316 |

* Z es el estadístico para la prueba de igualdad de promedios. El asterisco corresponde a casos en los que la hipótesis nula no se rechaza.

Cuadro 4 (continuación)
Promedios y desviaciones estandar de
las variables en el modelo
(Mujeres)

| | Con educación universitaria (278 observadas) | | Sin educación universitaria (619 observadas) | | Diferencia Z |
|----------|---|--------|---|--------|-----------------|
| | MEDIA | D. EST | MEDIA | D. EST | |
| LWAGE | 5.6706 | 0.6665 | 5.0774 | 0.5615 | 30.016 |
| SCHOOL | 14.3741 | 1.3716 | 8.8740 | 2.4954 | 76.052 |
| YEXPER | 8.9676 | 6.5098 | 9.5073 | 7.6462 | -2.240 |
| KSCORE | 13.7950 | 3.5604 | 10.0000 | 4.1349 | 29.046 |
| PGDEGREE | 0.0180 | 0.1331 | | | |
| DUEDU | 0.1619 | 0.3690 | | | |
| DUBUSECO | 0.2950 | 0.4568 | | | |
| DUSOCSC | 0.0899 | 0.2866 | | | |
| DUHLTH | 0.0719 | 0.2589 | | | |
| DULAW | 0.0468 | 0.2115 | | | |
| DUMATENG | 0.0719 | 0.2589 | | | |
| INDSEC | 0.0000 | 0.0000 | 0.0065 | 0.0802 | -2.980 |
| COMMSEC | 0.0899 | 0.2866 | 0.1890 | 0.3918 | -8.319 |
| PEDGSEC | 0.0791 | 0.2704 | 0.0178 | 0.1322 | 9.806 |
| ABSCORE | 12.2122 | 3.6855 | 7.9709 | 3.8410 | 33.867 |
| PRIVSEC | 0.6547 | 0.4763 | 0.4475 | 0.4976 | 12.779 |
| DAYSEC | 0.9712 | 0.1675 | 0.7060 | 0.4560 | 20.833 |
| COUNS | 0.5504 | 0.4984 | 0.2714 | 0.4450 | 18.221 |
| SECHANGE | 0.7338 | 0.4428 | 0.6527 | 0.4765 | 5.275 |
| VALSEC | 0.0288 | 0.1675 | 0.0242 | 0.1539 | 0.868* |
| REPET | 0.2230 | 0.4661 | 0.3102 | 0.6315 | -4.532 |
| HABILSEC | 0.8525 | 1.2210 | 0.7964 | 1.1048 | 1.483 |
| NFEDU | -0.0899 | 0.7570 | -0.6527 | 0.5889 | 26.231 |
| NMEDU | -0.2662 | 0.6017 | -0.6995 | 0.5090 | 24.224 |

*Z es el estadístico para la prueba de igualdad de promedios. El asterisco corresponde a casos en los que la hipótesis nula no se rechaza.

REFERENCIAS

- Boissiere M., King, J. B., and Sabot, R. H. (1985). Earnings, Schooling, Ability and Cognitive Skills. *American Economic Review*, 75 (5), 1016-1030.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 (1).
- Gaston, N. & Tenjo, J. (1992). Educational Attainment and Earnings Determination in Colombia. *Economic Development and Cultural Change*, 41(1).
- Psacharopoulos, G., & Véléz, E. (1992). Schooling, Ability and Earnings in Colombia. *Economic Development and Cultural Change*, 40(3).
- Rosen, S. (1977). Human Capital: Relations between Education and Earnings. In M. D. Intriligator (Ed.), *Frontiers of Quantitative Economics: Vol. III-B* Amsterdam: North Holland.
- Tenjo, J. (1994). *Recent Changes in the Returns to Education in Urban Colombia: The Case of Santafé de Bogotá* Unpublished manuscript.
- Willis, R. J. & Rosen, S. (1979). Education and Self-Selection. *Journal of Political Economy*, 87(5:pt 2).

APENDICE

Definición de variables

| | |
|-----------------|--|
| <i>ABSCORE</i> | Puntaje en el test de habilidad (Matrices Progresivas de Raven). |
| <i>COMMSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona hizo secundaria comercial. |
| <i>COUNS</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona tuvo acceso a consejería durante la secundaria. |
| <i>DAYSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona asistió a secundaria diurna. |
| <i>DUBUSECO</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió administración o economía en la universidad. |
| <i>DUEDU</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió educación en la universidad. |
| <i>DUHLTH</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió una carrera relacionada con la salud. |
| <i>DULAW</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió derecho. |
| <i>DUMATENG</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió matemáticas o ingeniería. |
| <i>DUSOCSC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió ciencias sociales en la universidad. |
| <i>HABILSEC</i> | Número de veces que la persona habilitó cursos en la secundaria. |
| <i>INDSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona estudió bachillerato técnico. |

| | |
|-----------------|---|
| <i>KSCORE</i> | Puntaje en el test de conocimientos generales. |
| <i>LWAGE</i> | Logaritmo natural del salario por hora. |
| <i>NFEDU</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si el grado más alto de educación del padre fue a la universidad. Igual a cero si fue secundaria y menos uno en el resto de los casos. |
| <i>NMEDU</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si el grado más alto de educación del padre fue universidad. Igual a cero si fue secundaria y menos uno en el resto de los casos. |
| <i>PGDEGREE</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona posee un diploma de postgrado. |
| <i>PEDGSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona hizo secundaria pedagógica. |
| <i>PRIVSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona asistió a secundaria privada. |
| <i>REPET</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona perdió años en secundaria. |
| <i>SECHANGE</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona cambió de colegios durante la secundaria. |
| <i>SCHOOL</i> | Años de educación formal terminados. |
| <i>VALSEC</i> | Variable <i>dummy</i> igual a uno si la persona validó bachillerato. |
| <i>YEXPER</i> | Años de experiencia medidos como el número de años desde que terminó de estudiar (no es lo mismo que la medida tradicional de experiencia igual a la edad menos educación menos cinco). |