



# ENSAYOS

## sobre política económica

---

### *Movilidad intergeneracional en Colombia*

Katherine Cartagena  
Revista ESPE, núm. 51, edición especial Educación  
Páginas 208-261

### *Comentarios*

Miguel Urrutia  
Revista ESPE, núm. 51, edición especial Educación  
Páginas 262-265

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

## ***Intergenerational Educational Mobility***

Katherine Cartagena \*

The author is currently the CEGA Research Assistant. She wishes to thank Luis Lorente for his valuable comments, Carlos Eduardo Alonso for his help in processing the surveys that were analyzed, Alfredo Sarmiento for his cooperation in gaining access to them, and Gabriel Escalante for his patience in reconstructing the historical information on the National University of Colombia.

\* E-mail: kcartagena@cega.org.co

Document received 14 July 2005; final version accepted 19 December 2005.

### **Abstract**

*This paper analyzes the intergenerational educational mobility in Colombia from 1915 to 2003. By means of a new index, measures the ascending intergenerational mobility, understood as the net probability that children surpass their parents' education. The incidence of education returns on educational decisions and intergenerational mobility, is analyzed with a new series of education returns that covers the same years that the index of mobility. The analysis shows a significant increase of education between generations and that the intergenerational mobility slowed in the mid 1970s. This could be explained by, among other factors, the reduction in the returns of education. Finally, it suggests the presence of market imperfections for financing college.*

**JEL Classification:** I21, J21, J24, J31, J62, J64, O49.

**Keywords:** *education, human capital, intergenerational educational mobility, returns of education, borrowing constraints, unemployment.*

## *Movilidad intergeneracional en Colombia*

Katherine Cartagena \*

*En este trabajo se analiza la movilidad educativa entre generaciones en Colombia desde 1915 hasta 2003. A través de un nuevo índice se mide la movilidad intergeneracional ascendente, entendida como la probabilidad neta de que los hijos superen la educación de sus padres. Para examinar la incidencia de los retornos de la educación sobre las decisiones educativas y, particularmente, sobre la movilidad intergeneracional, fue necesario construir una serie de rentabilidad de la educación que cubriera el mismo período que el indicador de movilidad. El análisis muestra un considerable aumento de la educación entre generaciones y señala una disminución en el ritmo de crecimiento de la movilidad intergeneracional desde mediados de la década de los setenta; esto podría explicarse, entre otros factores, por*

---

Actualmente la autora es investigadora asistente del CEGA y agradece los valiosos comentarios de Luis Lorente, la ayuda de Carlos Eduardo Alonso en el procesamiento de las encuestas analizadas, la colaboración de Alfredo Sarmiento para acceder a las mismas y la paciencia de Gabriel Escalante en la reconstrucción de información histórica de la Universidad Nacional de Colombia.

\* Correo electrónico: [kcartagena@cega.org.co](mailto:kcartagena@cega.org.co)

Documento recibido el 14 de julio de 2005; versión final aceptada el 19 de diciembre de 2005.

*el descenso en los retornos de la educación. Finalmente, en el documento se sugiere la existencia de imperfecciones en el mercado para el financiamiento de la educación superior.*

**Clasificación JEL:** I21, J21, J24, J31, J62, J64, O49.

**Palabras claves:** educación, capital humano, movilidad educativa intergeneracional, retornos de la educación, imperfecciones del mercado de crédito, desempleo.

## **I. INTRODUCCIÓN**

¿Por qué se educan las personas?, y ¿por qué es importante que los hijos superen el nivel educativo alcanzado por sus padres?, son preguntas relevantes si la educación incide sobre el crecimiento económico a través de aumentos en la productividad (Hall y Jones, 1999) y si el lograr niveles educativos superiores a los de los padres incide sobre el nivel de ingreso y su distribución a largo plazo.

La movilidad educativa puede verse como la dinámica de acumulación de capital humano. En una sociedad con limitada movilidad intergeneracional, donde existe una elevada proporción de individuos con bajos niveles de escolaridad, tendremos una reproducción de estos niveles a través del tiempo y, dado que la educación está fuertemente asociada con el ingreso (Mincer, 1970), es probable que prevalezca una distribución desigual del ingreso entre generaciones.

Este proceso restringe la capacidad de inversión en capital físico y humano, al menos para una proporción importante de los hogares, incidiendo sobre la productividad laboral, sobre la probabilidad de generar ideas innovadoras, nuevos procesos productivos y organizacionales y, en consecuencia, sobre el crecimiento económico.

Por lo anterior entender cómo y bajo cuáles restricciones son tomadas las decisiones educativas, y si los hijos están superando los niveles educativos alcanzados por sus padres, son objetivos relevantes para comprender la incidencia de los procesos intergeneracionales.

En este trabajo se analiza la movilidad educativa intergeneracional en Colombia desde 1915 hasta 2003 y se consideran las variables que pueden incidir sobre

ésta. A través de un nuevo índice, se mide la movilidad intergeneracional ascendente y se relaciona con los retornos de la educación para el mismo período.

## II. CONCEPTOS Y MEDICIONES DE MOVILIDAD SOCIAL

En este análisis, la movilidad intergeneracional es entendida como la probabilidad neta de que los hijos superen el nivel educativo alcanzado por sus padres; con esto se supone que los logros escolares no sólo dependen de las capacidades individuales, sino del acceso efectivo a la educación debido a las políticas educativas y a las condiciones familiares.

Existen múltiples acercamientos teóricos para cuantificar la movilidad social<sup>1</sup> tanto en una generación como entre ellas. Algunos de los enfoques se han utilizado fundamentalmente para examinar la movilidad intrageneracional; sin embargo, éstos tienen implicaciones importantes sobre la movilidad entre generaciones.

Una primera aproximación se relaciona con el modelo de ingreso permanente de Friedman y Kuznets, en donde el ingreso corriente tiene un componente permanente y otro transitorio.

$$(1) \quad Y_{it}^c = Y_i^p + U_{it}$$

El primer componente depende de las características propias del individuo, como su nivel educativo y la propiedad sobre otros activos, y el segundo involucra todos los factores independientes del componente permanente. Bajo este análisis, la movilidad es la proporción de la varianza en el ingreso corriente explicada por  $U_{it}$ , y, si éste se distribuye idéntica e independientemente entre períodos e individuos, la medida de movilidad será  $\mathbf{s}_u^2/\mathbf{s}_{yc}^2$ .

En el enfoque del ciclo de vida, el método fundamental para incorporar el impacto del aprendizaje, la experiencia y otras inversiones en capital humano es la estimación de funciones de ingreso de este tipo:

$$(2) \quad Y_{it} = a_{i0} + a_{i1}S_{it} + a_{i3}E_{it} + a_{i4}E_{it}^2 + v_{it}$$

<sup>1</sup> Esta sección se basa en el trabajo de Behrman (1999).

Donde para cada individuo  $i$  en el momento  $t$ ,  $Y$  es el logaritmo natural del ingreso,  $S$  corresponde a los años de educación formal,  $E$  a la experiencia y  $v$  es un término aleatorio independientemente distribuido entre individuos y a través del tiempo. Una buena estimación de (2) permite analizar la movilidad a través del ciclo de vida; sin embargo, los parámetros estimados en (2) no son en realidad comunes a todos los individuos, lo que puede producir estimaciones sesgadas de los efectos de la educación y la experiencia.

También se ha trabajado con modelos de Markov de primer orden como:

$$(3) \quad Y_{t+1} = \mathbf{b}Y_t + w_t$$

Donde  $Y_{t+1}$  es el ingreso del descendiente, el cual depende del ingreso de sus padres ( $Y_t$ ) y de un término estocástico  $w_t$ , que está independientemente distribuido entre generaciones, y donde  $\mathbf{b}$  es una medida de movilidad intergeneracional.

Otra forma de cuantificar la movilidad ha sido a través de matrices de probabilidad de transición, que generalmente parten de un proceso de Markov de primer orden, lo que implica suponer que el indicador del período anterior contiene toda la información relevante sobre la movilidad de una generación.

En una matriz de probabilidad de transición ( $M$ ) de orden  $n \times n$ , donde  $n$  se refiere al número de categorías; el elemento en la  $j$ -ésima fila y la  $k$ -ésima columna de la matriz ( $m_{jk}$ ) representa la probabilidad de que un individuo se mueva de la categoría  $j$ -ésima a la categoría  $k$ -ésima entre generaciones sucesivas. Las sumatoria de los elementos de las filas debe ser 1, aunque no es necesario que las sumas de las columnas sean también 1.

Con este enfoque, la principal dificultad radica en inferir de las matrices un indicador que refleje la movilidad social, en donde algunos de los más aplicados han sido:

- La traza: la movilidad será menor si la concentración sobre la diagonal es mayor [ $\text{Traza}(M) - 1/(n - 1)$ ]; no obstante, este indicador no brinda información sobre estados fuera de la diagonal.
- El determinante [ $|M|^{1/(n-1)}$ ], aquí se tienen en cuenta los elementos que están fuera de la diagonal; sin embargo, el determinante es cero si dos filas o dos columnas son idénticas sin importar la distribución de los elementos en la matriz.

Por medio del segundo valor propio más alto es posible representar la velocidad de transición del estado inicial y del regreso hacia la media.

- A través de funciones de bienestar social. Dardanoni (1993) emplea ponderaciones de acuerdo con las posiciones iniciales de la población, con lo cual logra derivar una condición para el ordenamiento parcial de matrices de transición alternas.
- Fields y Ok (1996) logran cuantificar la movilidad total y descomponerla claramente entre movilidad relativa, manteniendo la distribución del ingreso constante y el cambio total en el ingreso disponible a través de siete axiomas aplicables, solamente si se dispone de encuestas longitudinales. Este enfoque, además de permitir una diferenciación entre movilidad total y relativa, puede ser aplicado en términos per cápita permitiendo comparaciones entre períodos con diferente número de personas, sin depender de supuestos markovianos ni de los necesarios para construir las funciones de bienestar de Dardanoni (1993).

El análisis de la movilidad por medio del enfoque de ingreso permanente y de ciclo de vida, esencialmente ha sido empleado para examinar la movilidad intrageneracional, aunque tenga importantes implicaciones sobre la movilidad intergeneracional. En este trabajo no se exploran estos enfoques debido a que, para analizar sus implicaciones intergeneracionales, se requiere de información detallada sobre el tipo de ingreso recibido y de un amplio cubrimiento a través del tiempo, condiciones que no satisfacen los datos disponibles para Colombia.

Por tanto, aquí analizamos la movilidad entre generaciones a partir de matrices de probabilidad condicionada basadas en un proceso de Markov de primer orden, y desarrollamos un indicador de movilidad intergeneracional, el cual representa la probabilidad neta de transición para el conjunto de población analizada o subconjuntos de la misma.

### **III. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN AMÉRICA LATINA Y COLOMBIA**

En América Latina la ausencia de encuestas que sigan a los hogares y a los individuos a través del tiempo, y durante períodos prolongados, dificulta estimar la movilidad social, en particular la intergeneracional.

Con la información disponible de corte transversal y de series de tiempo existen dos posibilidades para cuantificar la movilidad social: la primera es emplear el enfoque de ingreso permanente y de ciclo de vida, y la segunda es utilizar modelos de Markov, lo que es posible solamente si la información existente cuenta con preguntas sobre las características socioeconómicas de las familias de los encuestados.

La primera posibilidad, que implícitamente sugiere relaciones de causalidad, está condicionada a que las variables representadas en los modelos no se retroalimenten entre sí y a que estén medidas adecuadamente, supuestos que son difíciles de corroborar, no sólo por la información disponible, sino también por las particularidades de los procesos analizados. La segunda posibilidad podría producir resultados que sobreestimen la movilidad, debido a que la información proviene de los recuerdos de los encuestados.

Algunos de los trabajos realizados sobre movilidad para América Latina encuentran una asociación fuerte entre el ingreso, la educación de los padres y los logros educativos (e ingreso) de sus hijos, lo que justifica el análisis de la movilidad en Colombia, sus determinantes y las posibles políticas para implementar.

Algunos de estos trabajos y su metodología fundamental son los siguientes:

Behrman, Gaviria y Székely (2001), analizan la movilidad intergeneracional en América Latina (exploran la segunda posibilidad señalada previamente) estimando un modelo de Markov de primer orden:

$$(4) \quad S_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}S_{i,t-1} + w_{i,t}$$

Donde  $S_{it}$  es la educación alcanzada por la familia  $i$  en la generación  $t$ , la cual depende de la educación de la generación previa y de un componente aleatorio  $w_{i,t}$ , y  $\mathbf{b}$  es un indicador de movilidad entre generaciones.

Un valor de  $\mathbf{b}$  cercano a 1 indica que la educación de los hijos depende de la de sus padres (probablemente representa alta persistencia en la distribución del ingreso), mientras que un valor cercano a 0 indicaría independencia entre generaciones.

En este trabajo encuentran que Colombia, después de Brasil, es el país de mayor persistencia en la distribución de ingreso dentro de los analizados, con  $\mathbf{b}$  de 0,7 y

0,5, respectivamente. Calculando matrices de probabilidad de transición para estos países, concluyen que la educación de los hijos está altamente correlacionada con la alcanzada por sus padres y sugieren una alta correlación positiva de ingreso y ganancias entre generaciones.

Un análisis de cohortes definidas de acuerdo con las edades en que los individuos inician su educación primaria, muestra que los años promedio alcanzados han aumentado considerablemente entre las cohortes en las áreas urbanas de Brasil, Colombia, Perú y México. Para cada una de las cohortes estimaron la ecuación (4), lo que brinda una perspectiva de la persistencia en la distribución entre generaciones. Los países de mayor “persistencia” fueron Brasil y Colombia, aunque ésta ha ido disminuyendo para las cohortes más jóvenes.

Para examinar la movilidad intergeneracional en 2001, analizan las correlaciones entre los logros educativos de hermanos, lo que es un indicador de la influencia común de las características socioeconómicas de la familia sobre los logros educativos de los hijos. Esta metodología no incluye variables de ingreso, lo cual puede ser una ventaja debido a la baja comparabilidad de éste entre países, medido a través de encuestas a hogares.

Para ello consideran información de hogares con al menos dos hijos e información del jefe del hogar y sus hijos entre 16 y 20 años de edad; además, emplean una versión de Dahan y Gaviria (1999) y definen la variable logro como:

$$(5) \quad g = (y_m - y_{ed})/y_m$$

Donde  $y_m$  corresponde a los años de educación que el individuo habría alcanzado al ingresar a los 6 años y haber avanzado anualmente un grado, y  $y_{ed}$  corresponde a la variable años de educación alcanzados en el momento de ser encuestados.

Posteriormente, construyen un índice de correlación definido de la siguiente forma:

$$(6) \quad r_g = \frac{\sum_{f=1}^F \sum_{s=1}^{S_f} (g_{sf} - \bar{g})^2 \sum_{k=1}^{S_f} (g_{kf} - \bar{g})^2 / S_f}{\sum_{f=1}^F \sum_{s=1}^{S_f} (g_{sf} - \bar{g})^2}$$

Donde  $F$  es el número de familias en la muestra,  $S_f$  es el número de hermanos entre 16 y 20 años,  $g_{sf}$  es el logro educativo del individuo  $s$  en la familia  $f$ , y  $\bar{g}$  es el logro promedio en toda la muestra.

Sin embargo,  $r_g$  puede producir valores positivos sin que la causa sea la condición socioeconómica de la familia, por ello se emplea

$$(7) \quad r_a = 1 - (1 - r_g)[(S - 1)/(S - F)]$$

Donde  $S$  es el número de niños en la muestra: este nuevo índice garantiza que valores positivos de  $r_a$  puedan ser interpretados siempre como un indicador de inmovilidad. El estudio de Behrman, Gaviria y Székely (2001) concluye que existen grandes diferencias en movilidad intergeneracional entre América Latina y los Estados Unidos con  $r_a$  de 0,5 y 0,21, respectivamente. Dentro de Latinoamérica clasifican, para mediados de los años noventa, a El Salvador y Nicaragua como los países de menor movilidad intergeneracional, a Paraguay, Panamá y Uruguay como los más móviles, y a Colombia como uno de los países de movilidad media con  $r_a = 0,51$ ; además, encuentran una clara asociación positiva entre los años promedio de educación alcanzados y la movilidad intergeneracional.

En el trabajo de Behrman, Birdsall y Székely (1998), para 16 países de América Latina entre 1980 y 1996, se cuantifica el “logro” como los años de educación que el niño pudo haber alcanzado si ingresara al sistema educativo a los 6 años y avanzara un grado anualmente, menos los años que efectivamente haya cursado en el momento de la encuesta; con este criterio realizan el análisis para niños y jóvenes en diferentes rangos de edad: 10-12, 13-15, 16-18 y 19-21, y para cada encuesta empleada consideran separadamente quintiles de acuerdo con la educación de los padres.

Encuentran un déficit considerable en la variable “logro” para América Latina, en particular para Brasil (1981, 1995), Honduras (1989, 1996) y Nicaragua (1993); para el caso de Colombia (1995) el déficit calculado es de 3,3 años, el cual es significativo respecto de los demás países analizados.

Igualmente, señalan que el déficit tiende a ser mayor para los quintiles de más bajo ingreso y para los grupos de edades mayores, lo que sugiere nuevamente la influencia de variables familiares sobre la educación alcanzada por los hijos.

Para cuantificar el impacto de tales variables, realizan una regresión explicando el indicador de logro por medio de la educación del padre, de la madre y el ingreso del hogar. Encuentran una asociación negativa entre ingreso del hogar y déficit, y que tanto la educación del padre como la de la madre influyen positivamente sobre la educación de sus hijos.

A partir de los coeficientes estimados, construyen dos índices de inmovilidad para los mismos grupos de edad señalados: el primero es definido como la proporción de la varianza en el indicador de logro para cada grupo de edad, que está asociada con los promedios ponderados de la educación de los padres y de su ingreso<sup>2</sup>; el segundo, como la proporción de la varianza que está asociada con los promedios ponderados de la educación de los padres y de su ingreso, multiplicada por el déficit promedio relativo al nivel esperado para esa sección de la muestra.

Posteriormente examinan estos dos índices frente a variables macroeconómicas y de política pública, mostrando que algunas de éstas pueden tener efectos sobre el papel de la familia en la determinación de los niveles educativos alcanzados por los hijos, debido a la influencia de dichas variables sobre las imperfecciones del mercado.

Para Colombia, Nina y Grillo (1999), con la información disponible en la encuesta de calidad de vida de 1997 sobre la escolaridad de los jefes de hogar y los padres de estos, estiman la movilidad intergeneracional para el total nacional y para la población urbana y rural separadamente por medio de matrices de probabilidad condicionadas, y a partir de éstas calculan el índice de movilidad de Shorrocks (1978) definido así:

$$(8) \quad M(P) = [n - \text{Traza}(P)] / (n - 1) = [n - \sum_j I_j] / (n - 1)$$

Donde:  $0 \leq M(P) \leq 1$ ;  $n$  es el número de rangos o estados;  $I$  es los valores propios de la matriz, y traza ( $P$ ) es la sumatoria de la diagonal de la matriz.

Un valor para  $M(P)$  cercano a 1 indica mayor movilidad, es decir que existe una probabilidad mayor de cambiar de rango sin depender del estado inicial.

<sup>2</sup> Los ponderadores utilizados corresponden a los coeficientes de la regresión realizada previamente.

Con esto, los autores encuentran que para los niveles de educación más bajos la influencia de la educación de los padres es mayor en el área rural y que para los niveles de educación medios y altos la influencia es superior en el área urbana. Además, muestran, por medio del índice, que la movilidad rural es menor que la movilidad urbana (0,78 y 0,79, respectivamente), y concluyen que existe alta movilidad intergeneracional.

Con la Encuesta nacional de hogares (ENH) entre 1978 y 1998, para las principales ciudades, estiman la movilidad de acuerdo con el nivel de ingreso de los hogares y encuentran una asociación positiva entre movilidad e ingreso; es decir, que los hijos de hogares con ingresos altos tienen mayor probabilidad de superar o igualar la educación de sus padres e incluso de no superarla pero mantenerse en un nivel alto.

Aunque el índice analizado sólo recoge información sobre las diagonales de las matrices, encuentran que la movilidad ascendente (que los hijos superen la educación de sus padres) es grande y especialmente elevada para los últimos deciles. Señalan que no basta con superar la educación de los padres, en particular para los primeros deciles, sino que el margen entre la educación alcanzada por los hijos debe ser el suficiente para modificar los patrones de generación de ingreso.

No obstante, ninguno de los trabajos revisados anteriormente examina la importancia de los retornos de la educación sobre la movilidad intergeneracional, variable que podría estar asociada con la movilidad entre generaciones, y que es analizada en modelos de crecimiento económico que exploran el efecto de restricciones de acceso al crédito sobre la inversión en capital humano.

Por ejemplo, Acemoglu y Pischke (2000) muestran en su modelo sobre inversión en capital humano, en presencia de imperfecciones del mercado crediticio, que tanto el ingreso familiar como los retornos de la educación pueden incidir sobre las decisiones educativas.

La rentabilidad de educarse influye sobre las decisiones educativas tanto en familias de alto como de bajo nivel de ingreso, mientras que la existencia de imperfecciones para el financiamiento de la educación hace que el ingreso de las familias sea determinante en la decisión de iniciar el proceso educativo, particularmente, para las familias de bajo ingreso.

Las imperfecciones en el mercado de financiamiento de la educación existen debido a la imposibilidad de predecir tanto la culminación exitosa del proceso educativo como la incorporación del joven al mercado laboral y la remuneración esperada de acuerdo con la inversión realizada. Dichos factores hacen necesarias garantías familiares que respalden los créditos, los cuales dependen del ingreso y de la riqueza de las familias, ya que el ingreso futuro de los hijos no es un colateral aceptable.

Los canales a través de los cuales interactúan la influencia familiar (ingreso del hogar, educación de los padres, conexiones familiares y preferencias) y los logros educativos de los hijos, pueden ser múltiples en presencia de imperfecciones del mercado de crédito, como lo señalan Behrman, Birdsall y Székely (1998). Algunos de éstos son:

- Las políticas públicas pueden afectar a los hogares de manera diferente, dependiendo del nivel de ingreso del hogar y de su nivel de escolaridad. Las inversiones públicas podrían favorecer a hogares de mayor ingreso y escolaridad, si éstas se realizan de acuerdo con el mayor poder político y económico de estos hogares; por otra parte, si los pobres invierten poco en educación y los ricos mucho, cualquier mejora en el sistema educativo, en particular en la parte del sistema en que las familias de mayores ingresos han invertido, reforzará la influencia de las dotaciones familiares.
- Los hogares con mayores ingresos y mayor acumulación de capital humano pueden realizar inversiones complementarias a la educación formal de sus hijos: como en tutores o simplemente una mejor nutrición y atención médica, inversiones que probablemente, ante las imperfecciones del mercado de crédito, no puedan realizar hogares pobres.
- Las conexiones familiares pueden desempeñar un papel importante en la ubicación laboral del individuo al completar su ciclo escolar, ya que algunos jóvenes podrían trabajar en las empresas de su familia o tener mejores oportunidades de empleo, lo que estimularía a familias de mayores ingresos y educación a invertir en la formación de sus hijos.
- Los hogares de ingresos superiores, con padres de niveles educativos altos, podrían tener mejores medios para afrontar situaciones inesperadas —como cambios coyunturales en el ingreso familiar o en el rendimiento académico de sus hijos— que los hogares de ingreso menor, quienes podrían verse obligados a interrumpir el proceso educativo de sus hijos.

- Hogares de mayores ingresos y niveles de educación podrían enfrentar menores tasas de interés y así invertir más en educación de lo que invertirían los hogares de padres menos educados.
- Los mayores ingresos y niveles de escolaridad de algunos hogares pueden determinar el acceso a colegios y universidades de mayor calidad y reconocimiento, lo que podría generar procesos de aprendizaje más completos y facilitar interacciones sociales que favorezcan el acceso al mercado laboral.

El modelo de Acemoglu y Pischke (2000) permite justificar la inclusión en este trabajo de los retornos de la educación como posible determinante de la movilidad educativa. Del modelo podemos deducir que la decisión de invertir en educación de las familias que no enfrentan problemas en el mercado de crédito, depende únicamente del diferencial de salarios entre empleados calificados y no calificados, y no del ingreso de la familia, mientras, que la inversión en educación de familias que enfrentan restricciones en el mercado financiero es una proporción que dependerá del ingreso familiar y de la tasa de retorno de la educación.

Teniendo en cuenta esta posibilidad de análisis, y en vista de que los trabajos analizados esencialmente relacionan características de los padres (como el ingreso y el nivel educativo) con el nivel educativo alcanzado por sus hijos, señalando la posible existencia de imperfecciones del mercado de crédito educativo y la incidencia de algunas variables macroeconómicas y de política pública sobre dichas imperfecciones; en este estudio exploramos empíricamente el papel de la rentabilidad de la educación como incentivo para tomar la decisión de educarse y algunos factores institucionales que pueden incidir sobre ésta.

#### **IV. CARACTERIZACIÓN DE LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN COLOMBIA**

##### *A. DATOS*

La información para este estudio fue obtenida de la Encuesta nacional de calidad de Vida (ECV) de 2003<sup>3</sup>, la cual garantiza representatividad del sector urbano a nivel nacional.

---

<sup>3</sup> Un análisis similar fue realizado con la Encuesta de calidad de vida de 1997 (véase Cartagena, 2003).

**B. ANÁLISIS DE COHORTES**

Con información de carácter longitudinal podríamos observar la evolución de las decisiones educativas individuales desde que se inicia el proceso educativo hasta que éste culmina; sin embargo, ante la ausencia de encuestas longitudinales empleamos un análisis por cohortes, que puede entenderse como una aproximación de un análisis longitudinal y que fundamentalmente permite reconstruir el pasado educativo de los individuos encuestados.

Con la información de la ECV agrupamos a los individuos<sup>4</sup> de acuerdo con su edad en 2003, con su último grado de educación y con el nivel de educación de sus padres<sup>5</sup>:

$$Ae = \begin{bmatrix} a_{0,0} & a_{0,1} & a_{0,2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{0,20} \\ a_{1,0} & a_{1,1} & a_{2,3} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{2,20} \\ a_{2,0} & a_{2,1} & a_{2,2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{2,20} \\ a_{3,0} & a_{3,1} & a_{3,2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{3,20} \\ a_{4,0} & a_{4,1} & a_{4,2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{4,20} \\ a_{5,0} & a_{5,1} & a_{5,2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & a_{5,20} \end{bmatrix}$$

Donde  $e$  corresponde a la edad de los encuestados en 2003, las filas indican el nivel educativo alcanzado por los padres<sup>6</sup> y las columnas al último grado alcanzado por los encuestados<sup>7</sup>: por ejemplo  $a_{0,2}$  corresponde al número de individuos de edad  $e$  en 2003 que alcanzaron segundo año de primaria y cuyos padres no tenían educación.

Posteriormente, definimos las cohortes de acuerdo con los momentos en que las personas o las familias toman las principales decisiones educativas; así, con la edad de los encuestados en 2003, el último grado de educación aprobado por ellos

<sup>4</sup> Sólo se consideran personas mayores de 25 años, porque asumimos que ya han concluido sus estudios y/o la probabilidad de que aún estén estudiando es baja.  
<sup>5</sup> La educación de los encuestados está disponible por último grado y niveles alcanzados, mientras que la de los padres sólo lo está por último nivel alcanzado.  
<sup>6</sup> 0: ninguno, 1: primaria incompleta, 2: primaria completa, 3: secundaria incompleta, 4: secundaria completa, 5: postsecundaria.  
<sup>7</sup> Los grados educativos varían entre 0 y 20.

y suponiendo que todos los individuos inician su ciclo educativo a los 6 años<sup>8</sup>, y suponiendo además que la duración del ciclo de primaria, secundaria y superior, es de cinco, seis y cinco años respectivamente<sup>9</sup>, es posible ubicar a los encuestados en los años en que probablemente debieron iniciar educación primaria o secundaria, o interrumpir sus estudios<sup>10</sup>.

Finalmente, agregamos las matrices por decenios y trabajamos con niveles educativos, tanto para padres como para hijos, en cada uno de los respectivos momentos, lo que nos permite ver la dinámica de las decisiones educativas a través del tiempo<sup>11</sup>.

### C. *EXPANSIÓN EDUCATIVA EN COLOMBIA*

La primera aproximación la realizamos con las cohortes definidas de acuerdo con el momento en que los jóvenes debieron iniciar su formación primaria; con esto, Colombia experimenta una expansión considerable de sus niveles educativos

---

<sup>8</sup> El que las instituciones educativas, en general, exijan la edad de 6 años como requisito para que los niños inicien sus estudios de primaria, garantiza la validez de utilizar esta edad en la definición de las cohortes.

Por otra parte, es necesario suponer que los individuos no repiten cursos y no salen y regresan después de un tiempo al sistema escolar, debido a que no es posible conocer con precisión la fecha de ingreso de cada encuestado al colegio, ni su desempeño dentro del sistema educativo; aún así, la ubicación temporal de los individuos en cada etapa educativa (especialmente en la definición de cohortes en el momento de iniciar secundaria y de interrumpir los estudios), puede considerarse válida, debido a que es probable que los niños y jóvenes que enfrentan un alto índice de repitencia abandonen sus estudios definitivamente como resultado de los mayores costos tanto directos como indirectos (salario que deja de recibir) que se acrecientan con la edad del individuo; de esta forma, es muy probable que los encuestados que han alcanzado niveles educativos medios y altos lo hayan logrado en un proceso relativamente continuo.

<sup>9</sup> Sin embargo, en Colombia según la legislación de 1904 la duración de los programas de enseñanza primaria se diferenciaba de acuerdo con su carácter urbano o rural: la escuela urbana cubría seis años de educación, dos como ciclo elemental, dos de nivel medio y dos de nivel superior; estos últimos preparaban al joven para acceder a la educación secundaria, y la escuela rural sólo comprendía tres años de estudio. Sólo hasta 1962, durante el gobierno de Guillermo León Valencia, se fija una duración uniforme de cinco años para la enseñanza primaria. En cuanto a la educación secundaria, el decreto 1951 de 1927 definió un bachillerato especializado de tres años luego de cuatro años de estudios comunes; posteriormente, en 1932 los cuatro años de tronco básico desaparecieron y se conformó un solo ciclo de seis años.

<sup>10</sup> En consecuencia, en cada cohorte tenemos a los individuos que debieron iniciar primaria y secundaria, y a quienes debieron culminar o interrumpir sus estudios en los decenios analizados.

<sup>11</sup> Para las características de las cohortes de inicio primaria, inicio secundaria e interrupción, véase Anexo I.

durante el período analizado: para la cohorte 1915-1924<sup>12</sup> los hijos alcanzaban, en promedio, 3,39 años de educación y sus padres 2,29 años, y para la cohorte 1975-1984, 8,81 y 4,41 años, respectivamente (Cuadro 1).

En cada cohorte ( $t$ ) los años de educación promedio de los hijos ( $Ph$ ) se calcularon como un promedio ponderado por el número de individuos ( $a$ ) en cada grado educativo.

**Cuadro 1**  
Años promedio de educación

<b>Cohortes inicio primaria</b>	<b>Hijos</b>	<b>Padre</b>
1915-1924	3,39	2,29
1925-1934	3,24	2,22
1935-1944	4,01	2,72
1945-1954	5,33	3,38
1955-1964	6,89	3,44
1965-1974	8,05	3,76
1975-1984	8,81	4,41

Fuente: ECV 2003, cálculos de la autora.

<sup>12</sup> Durante el primer tercio del siglo XX, el 30% de la población en edad escolar se matriculaba en la escuela primaria, el 80% de los inscritos en primaria se encontraba cursando primer y segundo año, y sólo el 7,5% de los alumnos matriculados llegaba a los últimos tres años de formación básica primaria, con una tasa de deserción del 17% para el período 1918-1934. Los jóvenes que podían iniciar sus estudios de secundaria eran pocos, tan sólo 20.600 inscritos en secundaria durante 1933. “La educación secundaria se dirigía a los hijos de las elites (profesionales liberales, empresarios y financistas, altos funcionarios y ciertos hacendados) y de algunos profesores, comerciantes o pequeños funcionarios que residían en las ciudades y pueblos. Durante esa época la clasificación de secundaria pública u oficial no correspondía a una enseñanza brindada por el Estado, sino a una caracterización dada de acuerdo con el origen de la propiedad de los edificios sede de los colegios. El Estado asignaba la dirección de estos establecimientos a particulares, además estos colegios ‘oficiales’ no eran gratuitos [...] la enseñanza secundaria dependía, en esencia, de la iniciativa privada, y en cuanto a la educación superior los niveles de profesionalización no satisfacían las necesidades de la economía. Durante y después de la Primera Guerra Mundial, el 30% de la población total en 1918 eran trabajadores manuales no calificados, que se encontraban vinculados como peones a las grandes propiedades, una parte de ellos se dirigió a las ciudades, rutas comerciales y los puertos y fueron absorbidos por el sector transporte, las primeras fábricas y la construcción, la formación profesional se imponía con dificultad a principios de 1920” (Helg, 1987, p. 70).

$$(9) \quad Ph_i = \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^{20} j a_{i,j} \right] / \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^{20} a_{i,j} \right]$$

Donde  $i$  corresponde al nivel educativo de los padres y  $j$  corresponde al grado educativo alcanzado por los hijos<sup>13</sup>.

En el caso de los años promedio de los padres ( $Pp_i$ ), como sólo disponemos de sus niveles educativos, empleamos los años promedio de escolaridad en los respectivos niveles ( $b_i$ ), calculados por Vargas (2002) a partir de 1950<sup>14</sup>, y lo ponderamos por el número de personas correspondiente al nivel<sup>15</sup>:

$$(10) \quad Pp_i = \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^{20} b_i a_{i,j} \right] / \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^{20} a_{i,j} \right]$$

Los años promedio de educación entre las cohortes han aumentado, y a través del tiempo se ha presentado un distanciamiento entre los años alcanzados por los hijos y sus padres. El crecimiento en los años promedio de los hijos y la diferencia entre logros de padres e hijos son muy marcados desde fines de la década de los cincuenta (Gráfico 1), lo que coincide con el aumento en los niveles educativos que experimentó el país durante ese período<sup>16</sup>. También muestra la disminución en el crecimiento de los años promedio alcanzados para el último decenio analizado, lo que concuerda con el crecimiento a partir de 1976 de la serie de escolaridad desarrollada para Colombia por Vargas (2002)<sup>17</sup>.

A continuación analizamos la participación por nivel educativo alcanzado en cada cohorte (Gráfico 2), para definir patrones de expansión por nivel de escolaridad. Entre 1915 y 1945 la transición desde “ningún nivel educativo” se dio principalmente hacia completar algunos años de primaria<sup>18</sup>.

---

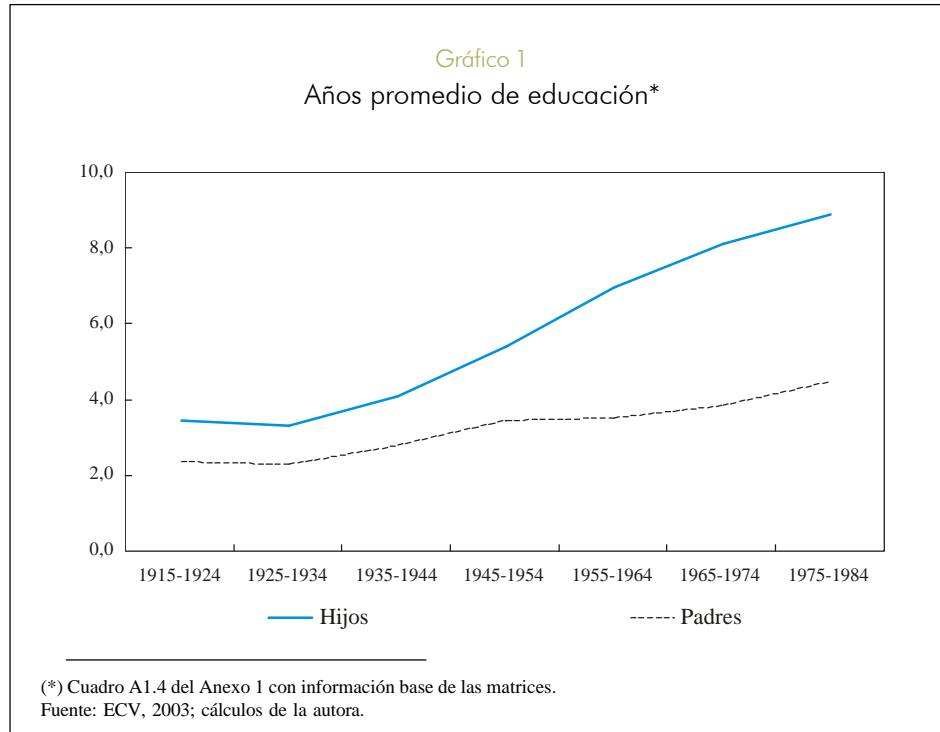
<sup>13</sup> La escala de niveles es la siguiente: 0: ninguno, 1: primaria incompleta, 2: primaria completa, 3: secundaria incompleta, 4: secundaria completa, 5: postsecundaria, y los grados de educación de los hijos van desde 0 hasta 20 años.

<sup>14</sup> Véase Cuadro A1.6.

<sup>15</sup> Para calcular los años promedio de las cohortes anteriores a 1950, empleamos el promedio entre 1950 y 1958 para cada nivel de escolaridad ya que es la única información disponible.

<sup>16</sup> Entre 1945 y 1957, el número de alumnos inscritos en educación primaria creció en un 104%. A partir de 1950 hay un marcado ascenso de las tasas de escolaridad, en 1950 el 35% de los niños de 7 a 14 años se encontraba matriculados en primaria, y en 1957 el 47%. La enseñanza secundaria también progresó durante el período, los matriculados en secundaria se triplicaron entre 1945 y 1957 (Helg, 1987).

<sup>17</sup> Véase Gráfico A.1 en el anexo.



La mayor dinámica de la educación secundaria, tanto incompleta como completa, y superior parece darse desde mediados de los años cincuenta, aunque en el caso de educación postsecundaria su crecimiento se desacelera a fines de los años sesenta. El incremento en los años promedio entre cohortes puede explicarse por el creciente acceso a primaria, y secundaria incompleta y completa.

Para examinar la incidencia de la educación de los padres sobre los logros educativos de los hijos en el período analizado, estimamos matrices de probabilidad condicionada a partir de las cohortes en el momento en que los individuos debieron iniciar su educación primaria<sup>19</sup>. Por medio de las diagonales de las matrices medimos la probabilidad

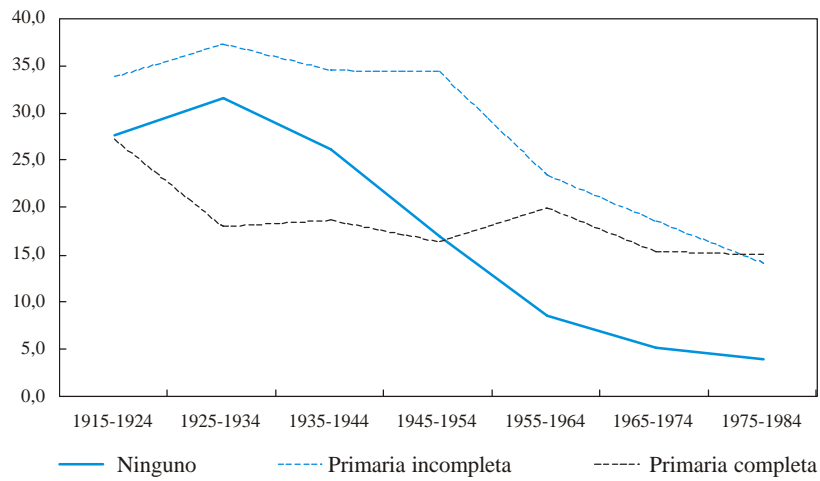
<sup>18</sup> Durante 1936, la enseñanza primaria se establece como gratuita en las escuelas del Estado y obligatoria en el grado que señale la ley, lo que pudo estimular la expansión de primaria durante el período.

<sup>19</sup> Véase Cuadro A1.4 del Anexo I con información base de las matrices.

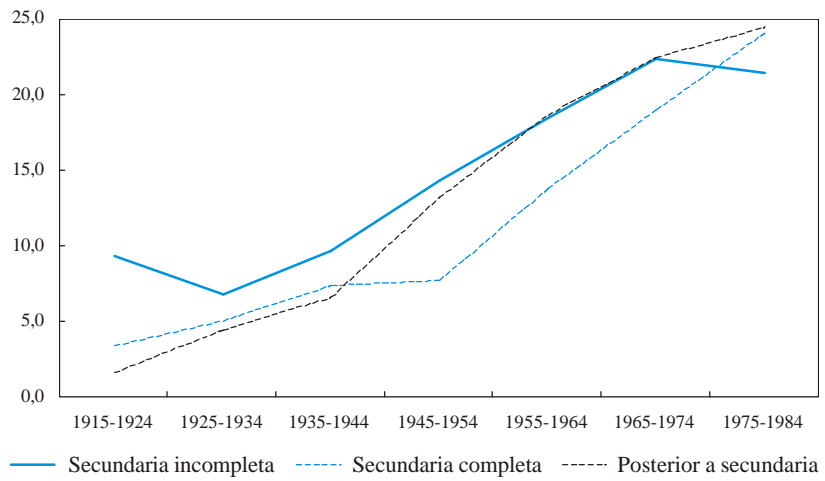
Gráfico 2

Participación por nivel educativo en cada cohorte

(Porcentaje)



(Porcentaje)

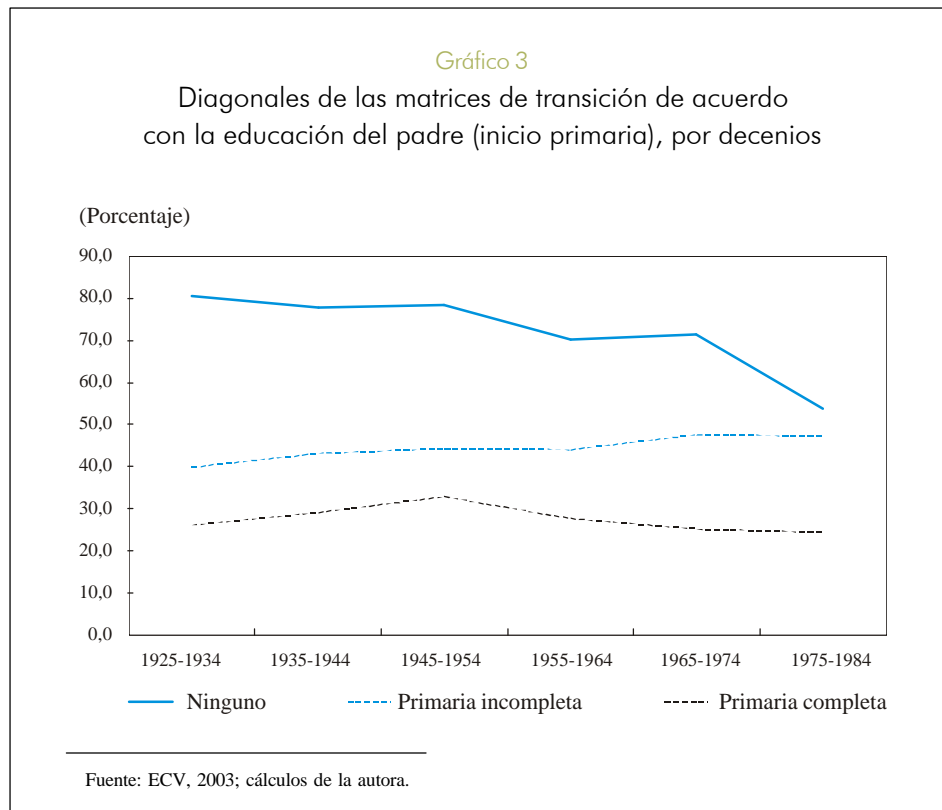


Fuente: ECV, 2003; cálculos de la autora.

de que los hijos hayan alcanzado el mismo nivel educativo que obtuvieron sus padres; así, cuanto mayor sea la diagonal tanto mayor es la importancia del nivel de escolaridad de los padres para explicar el nivel que alcanzaron los hijos.

La influencia de la educación del padre sobre el nivel educativo alcanzado por sus hijos tiene comportamientos disímiles de acuerdo con el nivel educativo analizado: para padres sin educación y primaria completa, la probabilidad de que sus hijos hayan alcanzado los mismos niveles (bajos) que ellos, empieza a reducirse a partir de mediados de los años cincuenta, mientras los padres para aquellos que alcanzaron primaria incompleta, la probabilidad de que sus hijos alcancen el mismo nivel tiende a mantenerse durante el período de análisis (Gráfico 3).

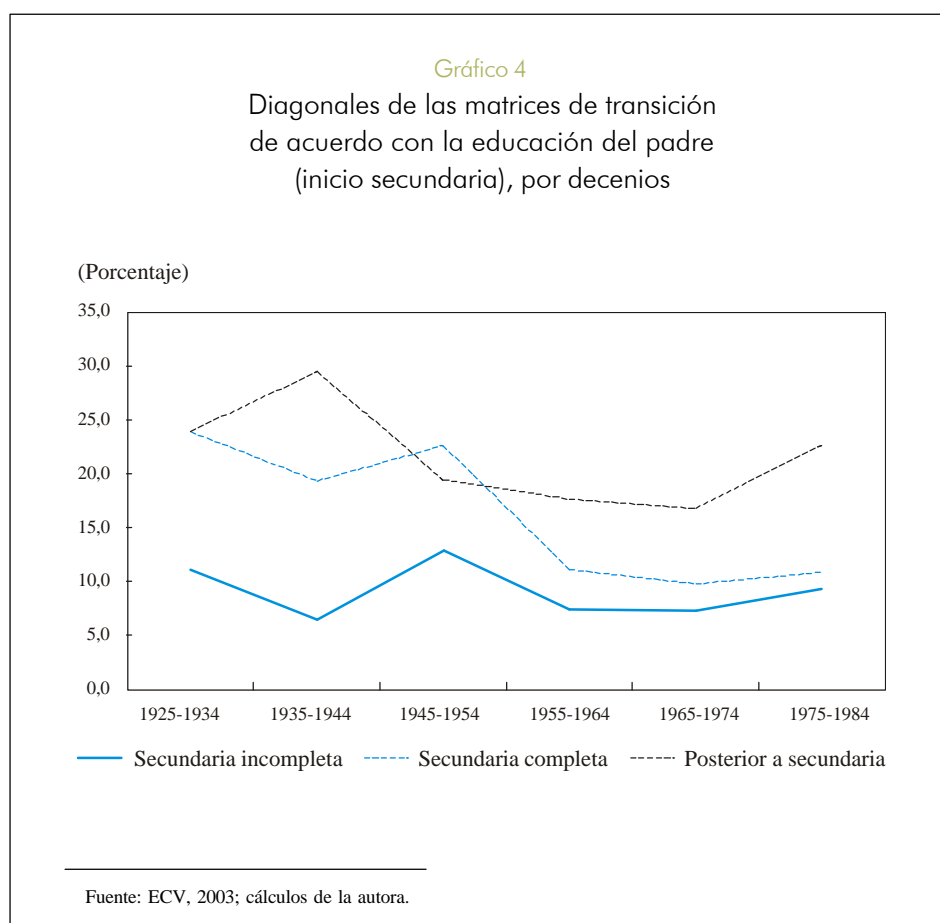
Para padres con secundaria incompleta y secundaria completa, la influencia de la educación de los padres sobre los logros de los hijos en estos niveles aumenta



hasta inicios de los años cincuenta y se reduce de ahí en adelante hasta la cohorte 1975-1984, en la que se percibe un estancamiento en esta tendencia (Gráfico 4).

En el caso de la educación superior, entre 1935 y 1944 aumenta la probabilidad de que los hijos alcancen el mismo nivel superior de educación que sus padres, se reduce a partir de 1945 y nuevamente aumenta a partir de 1965.

Por otra parte, la influencia de la educación de la madre sobre los niveles alcanzados por los hijos sigue patrones similares a los encontrados respecto del padre, aunque la probabilidad de que los hijos alcancen educación superior cuando éste es el nivel alcanzado por la madre es mayor que en el caso del padre.



Podemos ver que en Colombia se ha presentado una significativa expansión de la educación, entendida como el incremento de los años promedio de educación entre cohortes. Durante la primera mitad del siglo XX, la transición educativa se dio hacia completar algunos años de primaria, posteriormente hacia iniciar y completar secundaria; sin embargo, probablemente el menor cubrimiento de la educación pública y la existencia de imperfecciones del mercado de financiamiento de la educación, reducen las posibilidades de continuar o culminar los ciclos de enseñanza secundaria y superior, lo que podría explicar la mayor incidencia de la educación de los padres sobre los logros educativos de los hijos en dichos niveles. Por otra parte los procesos de industrialización, los cuales se traducen en una demanda activa de personal de mayor calificación, debieron incidir sobre la expansión educativa señalada y sobre su dinámica.

#### *D. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL*

Los indicadores de movilidad intergeneracional empleados en los trabajos señalados previamente no diferencian sistemáticamente entre movilidad ascendente y descendente. Debido a que es necesario conocer el sentido de la movilidad y no sólo su magnitud, desarrollamos nuevos indicadores de movilidad que permiten descomponer la movilidad de acuerdo con su sentido, los cuales están basados en matrices de probabilidad<sup>20</sup>.

Como un primer indicador de movilidad educativa entre generaciones calculamos la probabilidad de que los hijos superen, igualen o no superen los niveles alcanzados por sus padres, con base en las cohortes definidas previamente.

Cada cohorte corresponde a una matriz, la cual puede analizarse según el nivel de educación que alcanzaron los hijos con respecto al nivel que alcanzaron los padres<sup>21</sup>. El siguiente esquema aclara el significado que tiene la posición dentro de la matriz en términos de años de diferencia entre hijo y padre.

---

<sup>20</sup> Véase el Anexo I con la información base para el análisis.

<sup>21</sup> Cada número se refiere al nivel educativo de los hijos frente al de sus padres, por ejemplo 0: indica que los hijos alcanzaron el mismo nivel que su padre, 1: indica que los hijos superaron en un nivel la educación de su padres, -1: indica que los hijos están rezagados en un nivel frente a la educación alcanzada por sus padres, y así sucesivamente.

0	1	2	3	4	5
-1	0	1	2	3	4
-2	-1	0	1	2	3
-3	-2	-1	0	1	2
-4	-3	-2	-1	0	1
-5	-4	-3	-2	-1	0

Sobre la diagonal principal se encuentran los individuos que alcanzaron el mismo nivel de sus padres, el triángulo superior de la matriz corresponde a quienes superaron los niveles educativos de sus padres y el inferior a quienes no lo lograron.

Las sumatorias de las diagonales superiores pueden expresarse como  $P_{sup}$ , que es el número de individuos que superan en  $p$  niveles la educación alcanzada por sus padres.

$$(11) \quad P_{sup} = \sum_{i=0}^{5-p} a_{i,i+p}, \quad p = 1, \dots, 5$$

Para el triángulo inferior de cada matriz, pueden expresarse como  $P_{inf}$  el número de individuos que quedan rezagados en  $p$  niveles de la educación alcanzada por sus padres.

$$(12) \quad P_{inf} = \sum_{i=0}^{5-p} a_{i+p,i}, \quad p = 1, \dots, 5$$

Cada una de estas sumatorias se dividió por el total de individuos correspondiente a cada matriz.

$$(13) \quad \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^5 a_{ij}$$

Así, obtuvimos la probabilidad de que los hijos igualen, superen o no superen la educación de sus padres, como una función de las diferencias entre sus niveles educativos.

La probabilidad de que superen es:

$$(14) \quad P_s = \left[ \sum_{i=0}^{5-p} a_{i,i+p} \right] / \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^5 a_{ij} \right], \quad p = 1, \dots, 5$$

La probabilidad de que no superen es:

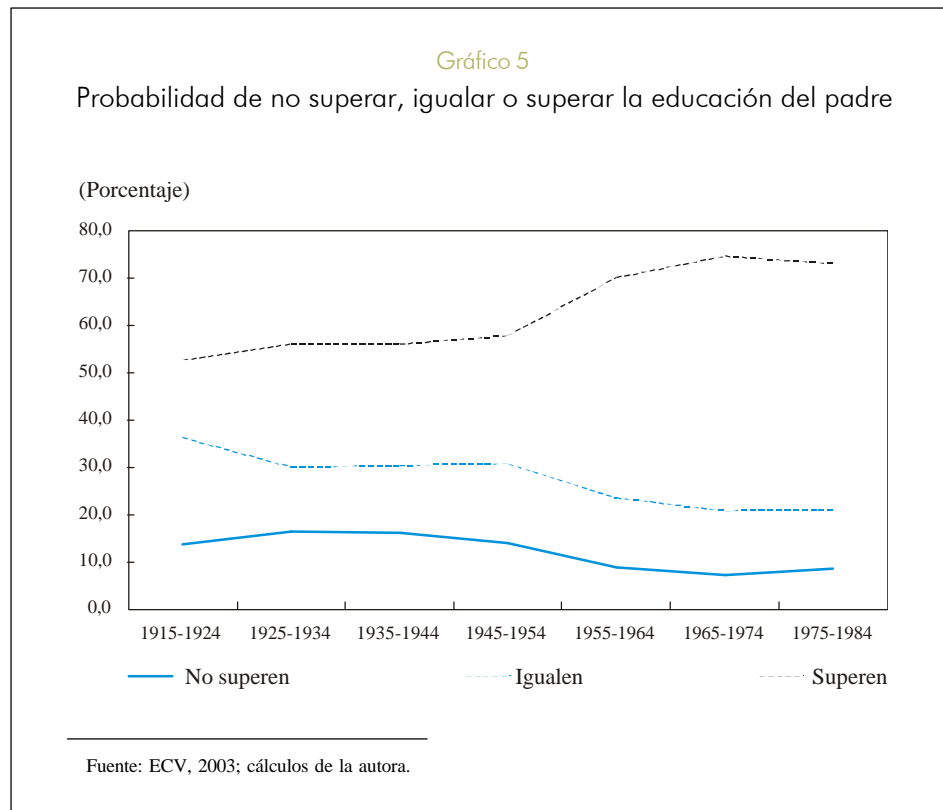
$$(15) \quad P_{ns} = \left[ \sum_{i=0}^{5-p} a_{i+p,i} \right] / \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^5 a_{ij} \right], \quad p = 1, \dots, 5,$$

y la probabilidad de que iguallen es:

$$(16) \quad P_g = \left[ \sum_{i=0}^{5-p} a_{i,i+p} \right] / \left[ \sum_{i=0}^5 \sum_{j=0}^5 a_{i,j} \right], \quad p = 0$$

La probabilidad de que los hijos superen el nivel alcanzado por su padre aumenta considerablemente entre 1954 y 1964, para el siguiente decenio su ritmo de crecimiento es menor, y en el próximo la probabilidad disminuye levemente, a su vez, la probabilidad de no superar y de igualar el nivel del padre se reduce hasta el decenio 1964-1975 y de ahí en adelante la probabilidad de no superar aumenta (Gráfico 5).

Posteriormente, para cada cohorte analizamos la distribución de probabilidad de transición para cada nivel o categoría; así, medimos, a través del tiempo, la probabilidad de alcanzar el mismo nivel que el padre (0), y de superarlo o quedar rezagado en 1, 2, 3, 4 y 5 niveles.



La distribución durante el primer decenio se concentra en las categorías 0 y 1, lo que indica que la probabilidad de que los hijos alcancen la misma educación de sus padres era aproximadamente de 0,35 y de que los superen en un nivel era 0,38. Para el decenio 1955-1964<sup>22</sup> la probabilidad de igualar la educación del padre se redujo a 0,23 y la distribución se centró alrededor de la categoría 1. Para decenios posteriores la probabilidad de que los hijos superen la educación de sus padres en más de dos niveles aumentó; no obstante, para el último decenio que nos es posible analizar (1975-1984) prácticamente la distribución se sobrepone a la anterior, lo que parece indicar que la movilidad se estabilizó alrededor de la categoría 2 durante ese decenio, lo que corrobora la menor movilidad que se infiere del análisis de las matrices de probabilidad condicionada y del comportamiento de la probabilidad de superar la educación alcanzada por el padre (Gráfico 6).

El hecho fundamental es que hay un cambio muy significativo a partir de mediados de los años cincuenta, que refleja un aumento muy considerable de la movilidad intergeneracional.

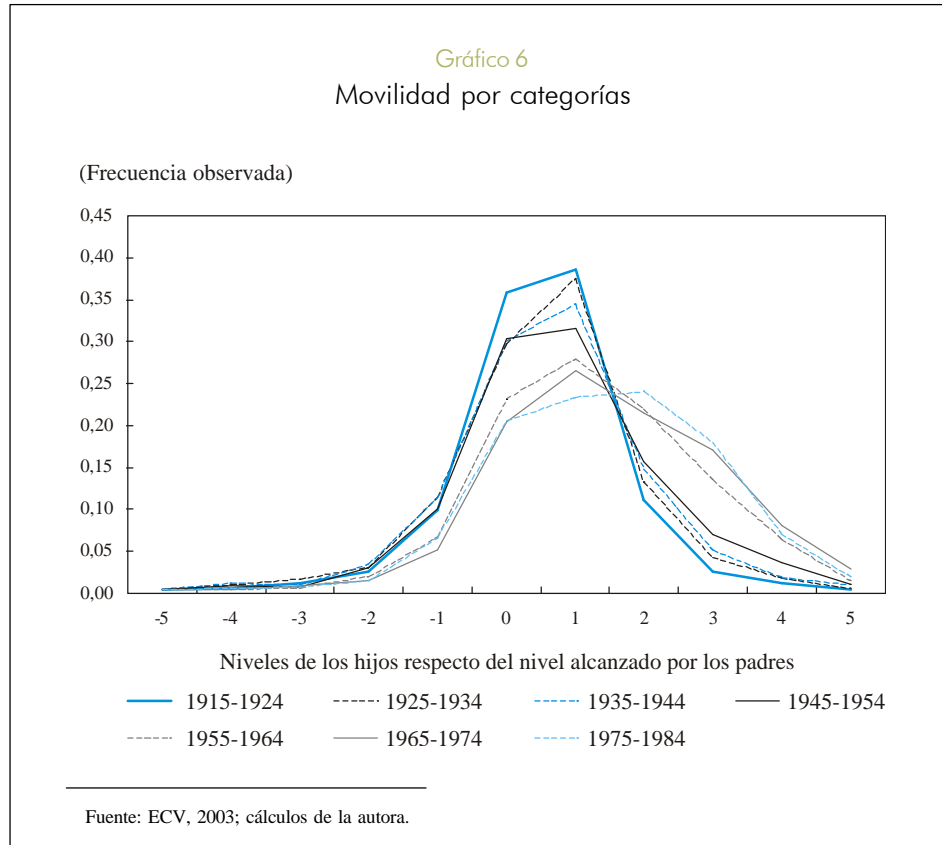
La pregunta relevante ahora es: ¿por qué se reduce la movilidad ascendente durante este período? Para intentar responder este interrogante desarrollamos un índice de movilidad que nos permita observar la evolución de la movilidad; además, lo confrontamos con posibles explicaciones sugeridas por la teoría económica.

#### *E. ÍNDICE DE MOVILIDAD*

El índice escogido para estimar la movilidad global mide la probabilidad de que un hijo, tomado al azar entre toda la población, supere la educación de su padre, y se analiza para los momentos en que los individuos debieron tomar las principales decisiones con respecto a su educación (inicio primaria, inicio secundaria e interrupción del proceso educativo), con el fin de asociarlos con otras circunstancias que puedan afectar de manera diferente a cada nivel escolar.

---

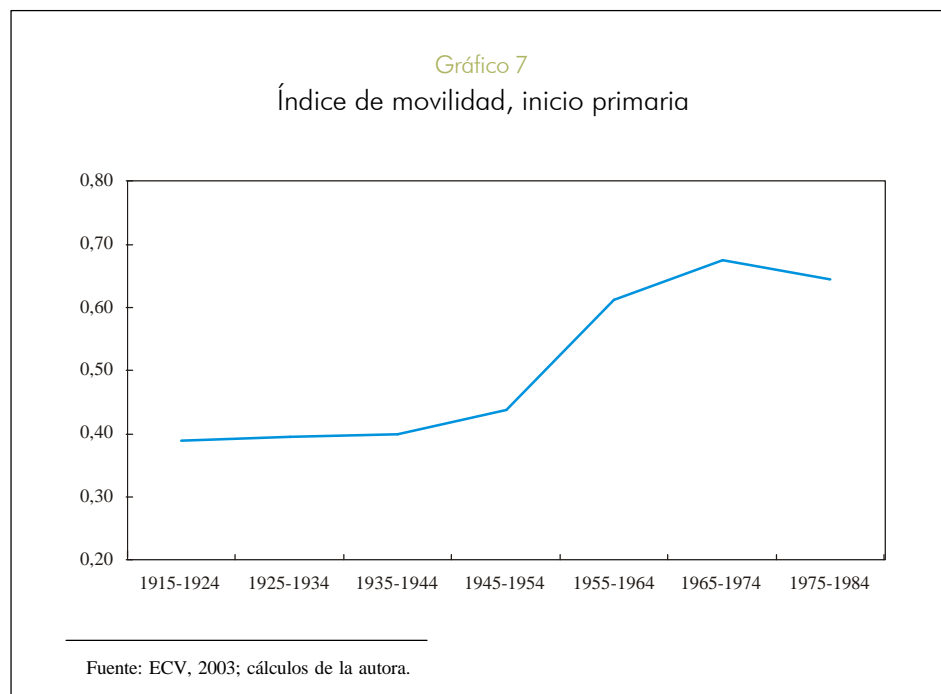
<sup>22</sup> Durante este decenio la movilidad intergeneracional aumenta, lo que está asociado con los efectos de reformas educativas implementadas, con el crecimiento demográfico de 4% entre 1951 y 1964, con el desplazamiento de las actividades económicas del sector rural al urbano y, por ende, con cambios en la demanda de calificación de los trabajadores.



El índice muestra la diferencia entre la probabilidad de superar y de no superar el nivel educativo alcanzado por los padres; por tanto, si la probabilidad de no superar es mayor a la de superar, el índice sería negativo y en este caso reflejaría un deterioro de la movilidad.

$$(17) \quad in = \frac{\sum_{i=0}^{5-P} a_{i,i+p}}{\sum_{i=0}^5 a_{ij}} - \frac{\sum_{i=0}^{5-p} a_{i+p,i}}{\sum_{i=0}^5 a_{ij}} = \frac{\sum_{i=0}^{5-p} (a_{i,i+p} - a_{p+i,i})}{\sum_{i=0}^5 a_{ij}}, \forall P = 1, \dots, 5$$

El índice ‘inicio primaria’ incluye a todos los individuos que tuvieron al menos primer año de educación primaria, y nos permite analizar hasta 1984 (Gráfico 7); éste refleja tanto la expansión de inicios de los años cincuenta como la disminución en la movilidad para el último decenio.

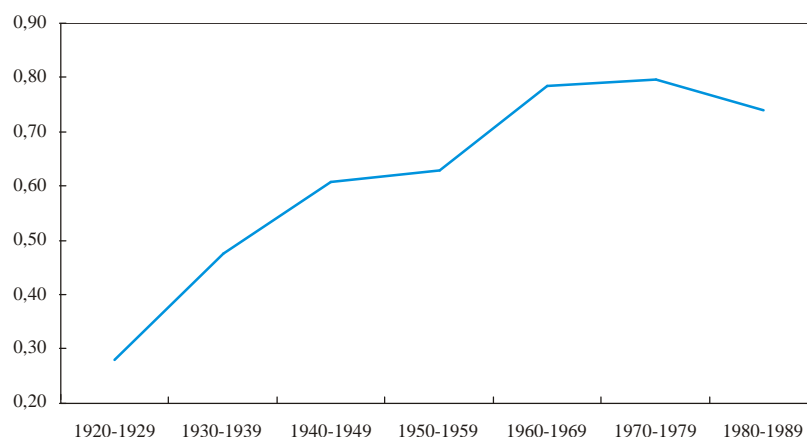


El índice ‘inicio secundaria’ incluye a todos los padres y solamente a los hijos que al menos terminaron el primer año de bachillerato, y muestra que la movilidad se reduce para el último decenio analizado (1980-1989) (Gráfico 8). La definición de estas cohortes implica la pérdida de una cohorte de principio de siglo, pero, a su vez, la inclusión de una adicional al final.

Finalmente, el índice, en el momento en que las personas interrumpen (o en el que algunos culminan los diferentes ciclos y dejan de estudiar), incluye a todos los individuos de la muestra, y puede asociarse con las condiciones que incidieron sobre la decisión de interrumpir los estudios y sobre la oferta laboral y su calificación; así, de acuerdo con este índice, el ritmo de crecimiento de la movilidad se reduce desde mediados de la década de los setenta y disminuye ligeramente durante la última cohorte analizada (1994-2003) (Gráfico 9).

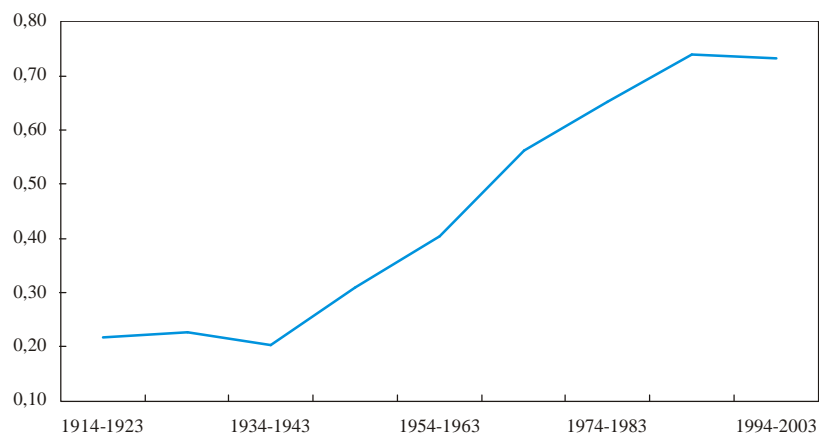
Los tres índices son consistentes con la fuerte expansión de la educación desde finales de la década de los cuarenta; además, muestran que los hijos han estado superando el nivel educativo alcanzado por sus padres y que la

Gráfico 8  
Índice de movilidad, inicio secundaria



Fuente: ECV, 2003; cálculos de la autora.

Gráfico 9  
Índice de movilidad, interrupción



Fuente: ECV, 2003; cálculos de la autora.

disminución en el crecimiento de los años promedio está asociada con menores ritmos de movilidad.

## **V. MENORES RITMOS DE LA MOVILIDAD**

Las explicaciones de la disminución en la movilidad pueden ser múltiples, entre otras, el impacto de factores demográficos, cambios en la rentabilidad de la educación y la dificultad de las familias para financiar la educación de sus hijos ante imperfecciones del mercado de financiamiento de la educación. A través de los indicadores de movilidad es posible explorar la posible validez de algunas de estas explicaciones.

### **A. FACTORES DEMOGRÁFICOS**

Los cambios en la composición etaria de la población deben tener efectos sobre la movilidad, como resultado del crecimiento en la demanda de educación en los distintos niveles y de su interacción con la oferta escolar.

#### **1. Composición etaria de la población**

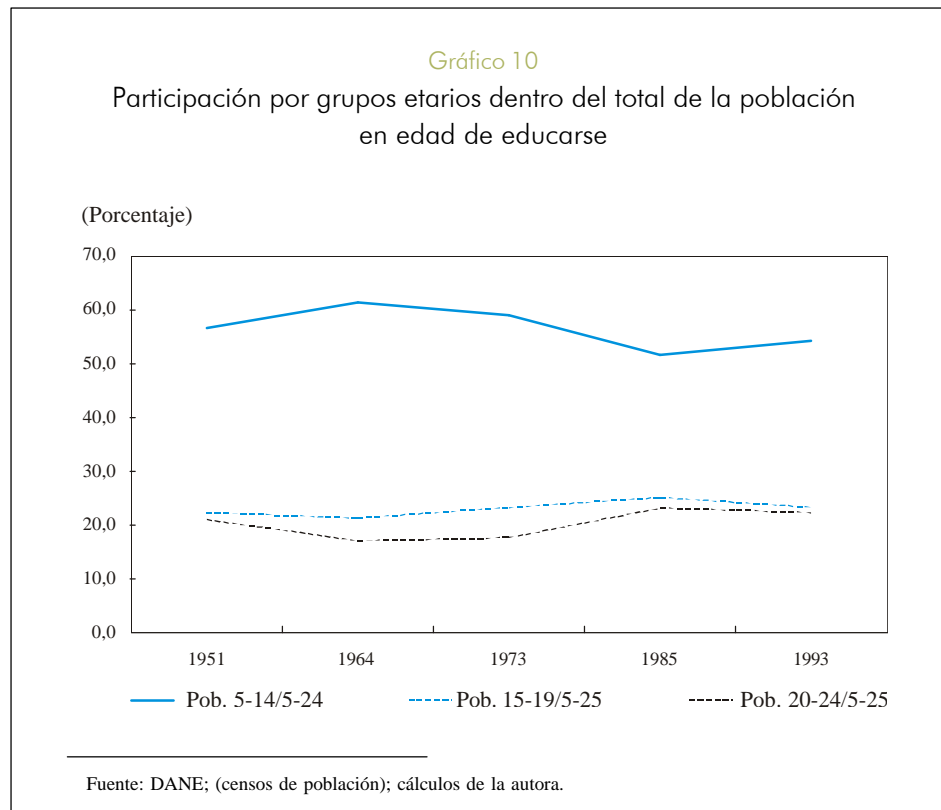
La transición demográfica en Colombia comprende una primera fase de elevadas tasas de natalidad y mortalidad que producían un bajo crecimiento poblacional (aproximadamente 2% anual); una segunda fase, que se inicia a fines de los años treinta, es producto del descenso de la mortalidad, en especial infantil, sin que cambie todavía la natalidad, la cual explica las altas tasas de crecimiento demográfico hasta mediados de los años sesenta, —alrededor de 3% promedio anual—; posteriormente, se presenta una tercera fase que corresponde al descenso en la natalidad y las tasas de crecimiento demográfico comienzan a reducirse.

Tenemos así dos períodos relevantes para nuestro análisis: el primero, a partir de los años treinta, con crecimiento rápido del número de niños y jóvenes en edad de estudiar primaria; y el segundo, desde mediados de la década de los sesenta, donde crece la proporción de jóvenes en edad de cursar secundaria y universidad. El aumento o disminución en la movilidad, cuando se incrementa la población en edad de educarse para los diferentes niveles, debe depender de la proporción de

personas que efectivamente está demandando los respectivos niveles y de las posibilidades reales de acceso a la educación esperada.

A partir de 1950 y hasta los primeros años de la década siguiente la población en edad de recibir educación primaria dentro del total en edad de educarse aumenta (Gráfico 10), lo que probablemente esté asociado con la gran movilidad señalada por el índice inicio primaria entre 1948 y 1968, siempre y cuando las familias que buscaban matricular a sus hijos en este nivel lograran hacerlo, ya sea en el sector público (debido a políticas que buscaban la universalización de la formación primaria y que sus costos fueran asumidos por el Estado), o en el sector privado.

La población en edad de acceder a la educación secundaria empieza a crecer desde inicios de los sesenta, y mantiene una tasa de crecimiento estable de allí en adelante, y la proporción de aquellos en edad de recibir educación universitaria



crece desde mediados de los sesenta y alcanza su mayor participación en 1985. Esta dinámica demográfica podría estar asociada con los menores ritmos de movilidad, señalados por el índice inicio secundaria a partir de 1964 y por el índice en el momento de interrupción desde mediados de los años setenta, si la oferta de cupos escolares no es suficiente para atender la creciente demanda y/o si existen barreras al ingreso y a la permanencia de los jóvenes en el sistema escolar.

#### *Población en edad de trabajar*

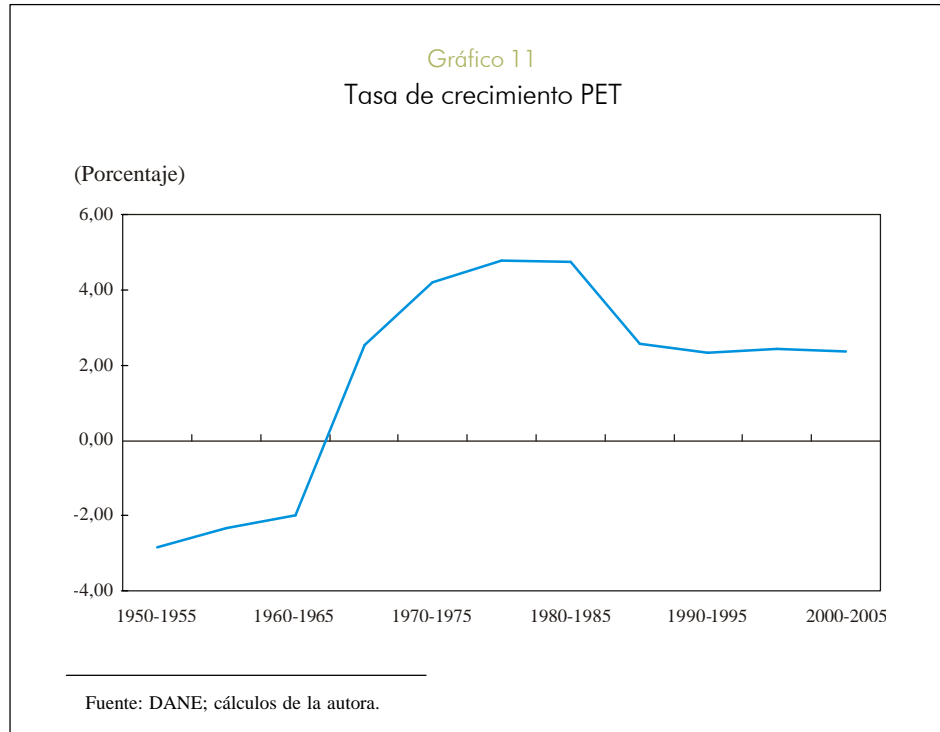
Los cambios en la movilidad, particularmente la analizada en el momento de interrupción, pueden relacionarse con los cambios en la población en edad de trabajar dentro de la población total. Si los jóvenes enfrentan insuficiencia de cupos escolares y/o restricciones del ingreso familiar, la posibilidad de encontrar un trabajo remunerado podría reforzar la decisión de no continuar con su ciclo educativo. La disminución en la movilidad (interrupción) a partir del decenio 1977-1986, podría relacionarse con el crecimiento de la población en edad de trabajar desde inicios de los años setenta (Gráfico 11).

Sin embargo, la pregunta relevante es: ¿por qué educarse en lugar de trabajar? Algunas respuestas podrían ser:

- Una preferencia individual si es posible asumir los costos de educarse tanto directos como indirectos (además del salario que se deja de recibir por estudiar).
- La percepción de que, a largo plazo, alcanzar mayores niveles de educación es más rentable que no hacerlo y reduce, además, la probabilidad de desempleo.

## **2. Rentabilidad de la educación**

En la teoría del capital humano los retornos de la educación son el determinante principal de la demanda educativa; para analizar esta hipótesis frente a los índices desarrollados previamente, para Colombia, en el sector urbano, se requiere de un indicador de la rentabilidad de la educación que cubra el mismo período que los índices de movilidad.



Londoño (1995) calculó la tasa de retorno del capital humano siguiendo el método simplificado desarrollado por Psacharopoulos (1980). De acuerdo con Londoño, “La razón entre la diferencia en salarios para personas de mayor y menor educación y la diferencia en sus años de educación es equivalente a la diferencia entre el salario no agrícola promedio y el salario de los trabajadores no calificados, dividido por la educación promedio de los trabajadores urbanos” (1995:78), lo que le permitió estimar la rentabilidad de educarse desde 1938 hasta 1987; resultados que según Londoño fueron corroborados para años comunes con información proveniente de la Encuesta nacional de hogares (ENH).

Sin embargo, con las series de Londoño sobre ingreso urbano, salario agrícola, ingreso urbano no calificado y años promedio de educación de la fuerza laboral urbana, y aplicando el método simplificado señalado por el autor, no fue posible reproducir las tasas de retorno de Londoño entre 1938 y 1983 y, por tanto, tampoco continuar la serie.

Ante este resultado negativo, se decidió buscar mediciones independientes con un procedimiento similar, y contrastar la serie obtenida con índices de rentabilidad de la educación deducibles de la ENH.

Sólo desde 1976 es posible un análisis continuo de la rentabilidad de la educación en Colombia basado en la ENH para siete ciudades, lo cual es un serio inconveniente debido a que la disminución en el ritmo de movilidad intergeneracional parece iniciarse en la década de los sesenta, de acuerdo con el índice de inicio secundaria, y desde mediados de los setenta según los índices de inicio primaria e interrupción. Aunque la tasa de retorno calculada con la información de la ENH es estadísticamente superior a la de cualquier otro índice, pues incorpora mucha más información, es necesario complementarla para años anteriores a 1976, a través de la construcción de otro indicador de la rentabilidad de la educación.

#### *Rentabilidad equivalente corregida*

Para calcular los retornos de la educación sin información proveniente de encuestas o censos, es posible emplear los salarios para personal calificado y no calificado y la diferencia en años de educación entre ellos. En este trabajo empleamos la siguiente definición de rentabilidad equivalente bruta:

$$(18) \quad REB = [Exp((Ln(Wc) - Ln(Wnc))/\Delta S) - 1]*100$$

Donde  $Wc$  corresponde al salario de los empleados calificados;  $Wnc$  al del personal no calificado, y  $\Delta S$  al diferencial de años de educación entre ellos<sup>23</sup>.

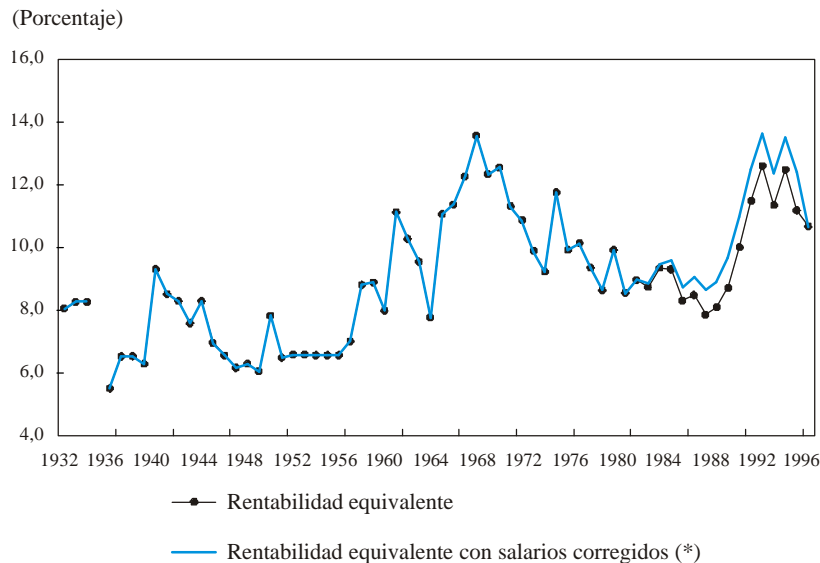
Para aproximarnos a la dinámica salarial en el sector privado, el índice fue ajustado para tener en cuenta la diferencia entre el aumento salarial observado y la inflación del año<sup>24</sup>. En el Gráfico 12 podemos observar la serie original y la que

---

<sup>23</sup> Los salarios por nivel educativo se obtuvieron de las nóminas conservadas en los archivos de la Universidad Nacional de Colombia, fuente inexplorada y que brinda un amplio cubrimiento a través del tiempo. Empleamos las remuneraciones recibidas por los decanos y los porteros de la Universidad (Sede Bogotá), desde de 1932, y registradas en las nóminas de cada facultad. Para ver detalles consultar el trabajo de Cartagena (2003).

<sup>24</sup> La inflación para el siglo XX proviene de GRECO (1999a).

Gráfico 12  
Rentabilidad equivalente (propia)



(\*) Serie construida con información de la Universidad Nacional de Colombia.  
Fuente: ECV, 2003; cálculos de la autora.

incluye el ajuste por inflación, que es comparable con el comportamiento de la rentabilidad en el sector privado.

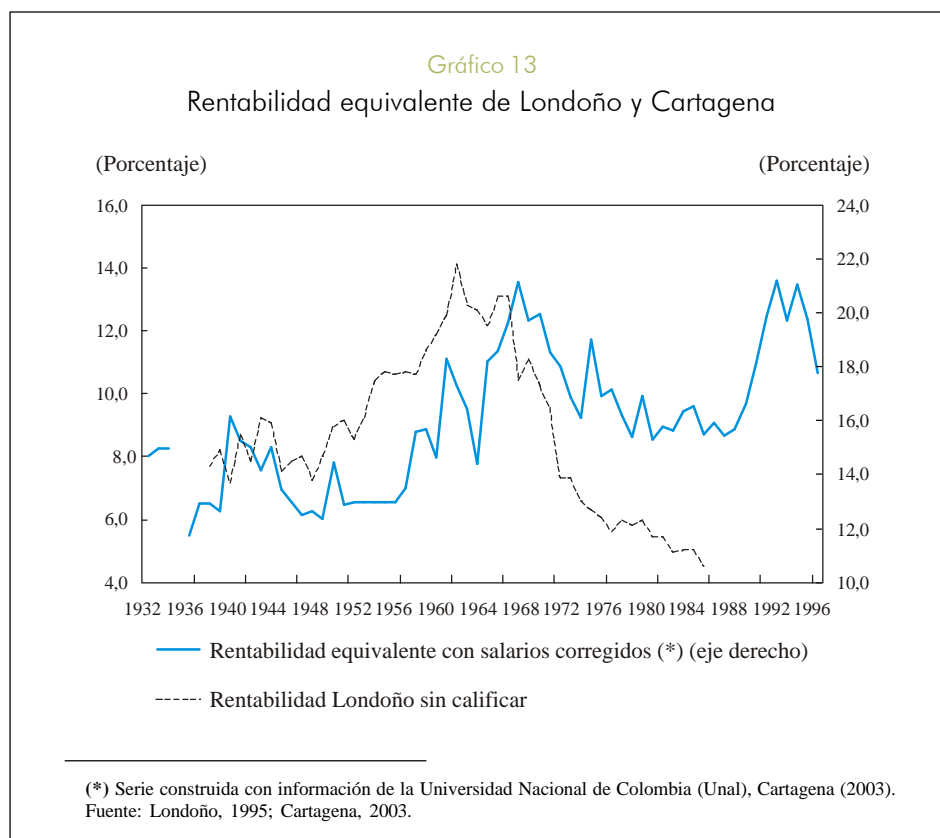
La dinámica detallada de la rentabilidad equivalente bruta corregida debe analizarse frente a los resultados producidos por el trabajo de Londoño (1995) y a las estimaciones resultado de la ENH.

La serie de Londoño y la serie construida con la información de la Universidad Nacional de Colombia (UNAL) tiene comportamientos similares hasta los primeros años de los años sesenta, sin embargo, la serie de la UNAL señala una disminución gradual en los retornos de la educación desde 1968 hasta aproximadamente 1979, a diferencia de la serie de Londoño (1995), la cual muestra una disminución muy

brusca en la rentabilidad desde inicios de los años sesenta, y no señala su estabilización a fines de la década de los setenta<sup>25</sup> (Gráfico 13).

Al comparar los resultados de la serie de la UNAL con las tasas de retorno calculadas con base en la ENH, parece corroborarse que la disminución en la rentabilidad de la educación entre 1979 y 1985 se debe a cambios en la cobertura dicha encuesta (véase Cartagena, 2003).

Probablemente los retornos de la educación se estabilizan desde 1979 hasta mediados de los años ochenta, y presentan un leve aumento hasta 1990 cuando su



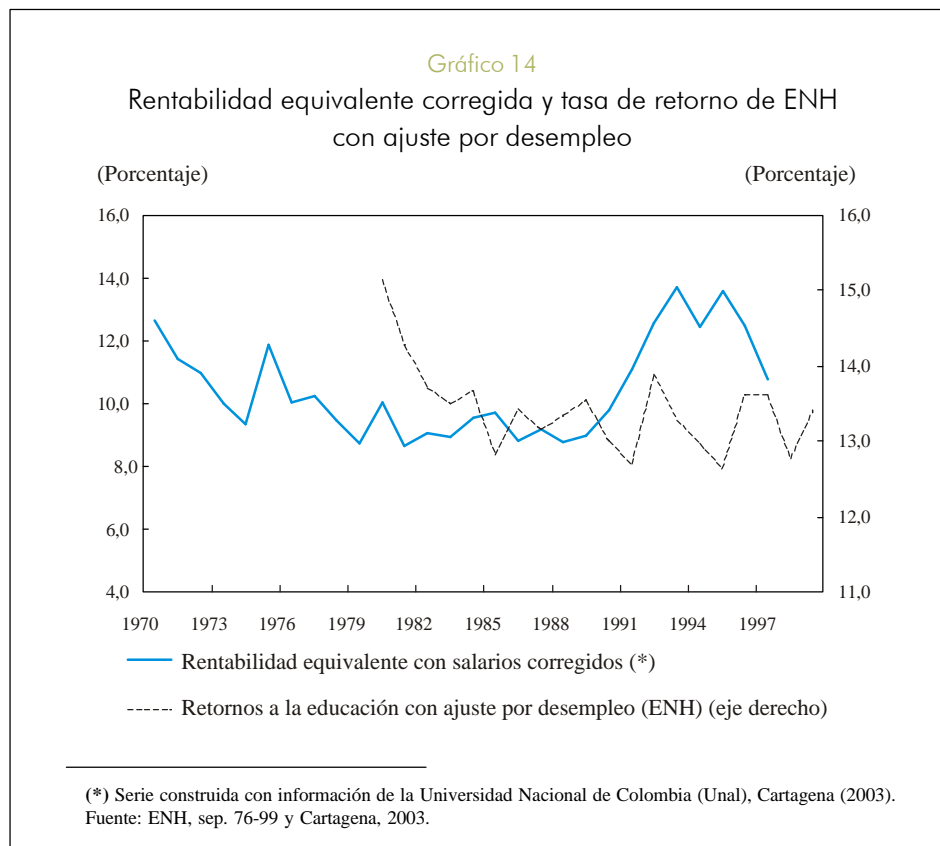
<sup>25</sup> La serie de la Unal refleja la estabilización de los retornos debido a la corrección realizada por incrementos diferenciales.

crecimiento es mucho más dinámico, lo anterior coincide con la tasa de retorno calculada con base en la ENH (Gráfico 14).

Los resultados obtenidos con la serie de la rentabilidad equivalente bruta corregida, permiten analizar la dinámica de los retornos de la educación de manera más amplia y precisa que cualquier estimación realizada previamente.

## VI. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL Y RENTABILIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA

El por qué las personas deciden estudiar ha sido examinado ampliamente y los resultados, generalmente, indican que las decisiones individuales responden



significativamente a los incentivos económicos. Algunos trabajos basados en series de tiempo han analizado el impacto del diferencial de salarios entre trabajadores con formación universitaria y secundaria sobre la proporción de jóvenes que se inscriben en la universidad; otros han investigado el impacto de los costos de matrículas y manutención sobre la probabilidad de ingreso a la universidad<sup>26</sup>; todos estos resultados indican que tanto la rentabilidad de educarse como la “posibilidad” de hacerlo, incide sobre las decisiones educativas. La rentabilidad de educarse no sólo expresa la mayor remuneración que reciben trabajadores calificados frente a otros de menor formación, como resultado de las modificaciones tanto en la oferta como en la demanda laboral, sino también puede verse como un indicador del grado de innovación en la industria o de los cambios organizacionales en la sociedad. La creciente necesidad de mano de obra calificada modifica la composición educativa de la fuerza laboral a través del estímulo individual (mayor remuneración) y por medio de las políticas públicas implementadas para facilitar el proceso de capacitación de los individuos.

No obstante, los resultados sobre el crecimiento económico difieren de acuerdo con si la movilidad (mayor probabilidad de superar la educación de los padres) es, fundamentalmente, el resultado de cambios en la demanda o en la oferta laboral; por tanto, si la demanda es el factor dominante, es decir, si son los procesos de innovación y el cambio tecnológico los determinantes de los mayores niveles educativos de la población, la posibilidad de que la economía emplee a las personas en el cargo adecuado y obtenga la mayor productividad posible en cada proceso productivo se incrementa. Mientras que si el mayor nivel educativo de la población es, esencialmente, resultado de las políticas públicas, las personas de mayor calificación probablemente enfrenten mayores dificultades para encontrar un empleo en el cual no estén subutilizados, y aquéllos que no han alcanzado un nivel de calificación “competitivo” seguramente no tendrán posibilidades laborales diferentes a las de muy baja remuneración. En este último caso, mientras las restricciones para el financiamiento de la educación lo permitan, los individuos intentarán continuar con su proceso educativo, ya que sólo así podrán acceder a un empleo.

A continuación mostramos la estrecha relación entre los retornos educativos y la movilidad intergeneracional en Colombia; además, se percibe durante cuáles

---

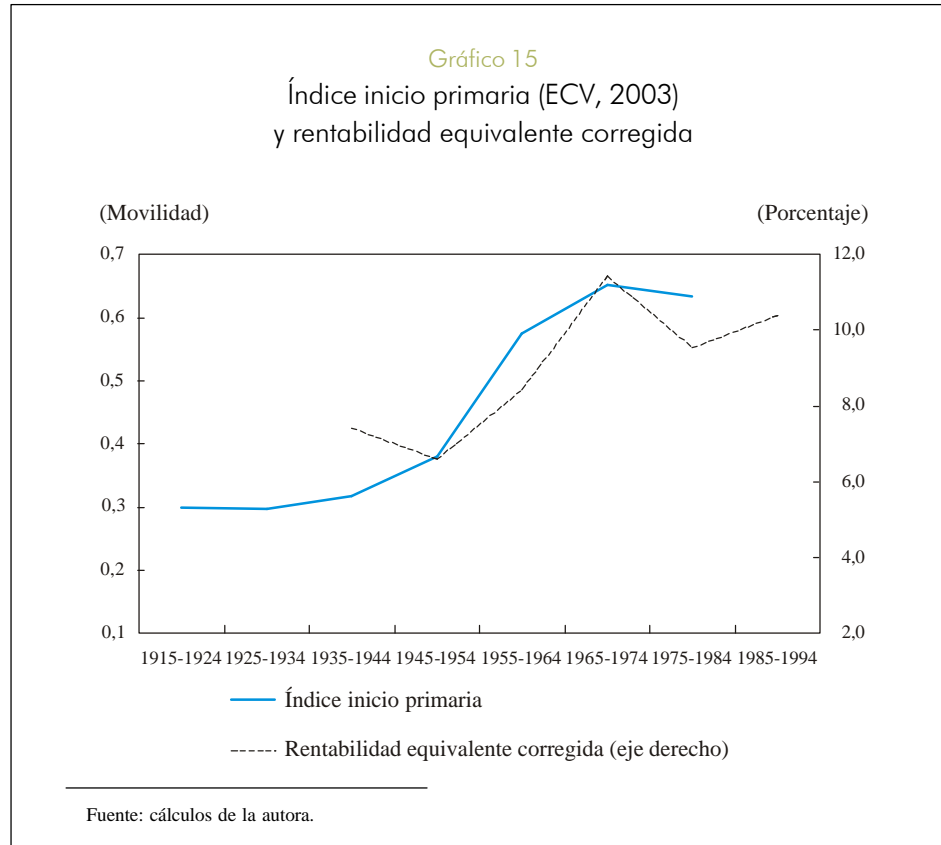
<sup>26</sup> Freeman (1976) afirma que un importante prerrequisito para que los agentes respondan a incentivos económicos es que ellos conozcan las condiciones del mercado, algunas encuestas de estudiantes universitarios revelan que ellos tienen idea de los rangos salariales y de los perfiles profesionales y sus remuneraciones.

períodos, probablemente, la incidencia de la demanda ha sido más importante sobre el aumento en la calificación de la mano de obra. Cuantificar en forma directa el efecto de la rentabilidad de la educación en Colombia sobre la movilidad intergeneracional o sobre las decisiones de los individuos respecto a su educación formal, requeriría de información anual de la que no disponemos; sin embargo, a través de los indicadores de movilidad y de la serie de rentabilidad equivalente desarrollados en este trabajo, podemos establecer coeficientes de correlación, que aunque no nos indicarán la causalidad de la relación, sí pueden ayudarnos a inferir los posibles mecanismos de transmisión entre rentabilidad y educación.

Al analizar cada uno de los índices de movilidad frente a la rentabilidad equivalente corregida y sus respectivas correlaciones: los coeficientes de correlación entre la serie de rentabilidad equivalente corregida y cada uno de los índices, en el momento de iniciar primaria, secundaria e interrumpir, son 0,85, 0,90 y 0,80, respectivamente. Lo anterior indica una clara asociación entre las series para el período analizado; igualmente, es de esperar que aumentos (disminuciones) en la rentabilidad de la educación incrementen (disminuyan) la probabilidad neta de superar el nivel educativo alcanzado por el padre. Para todos los índices desarrollados, los cambios en la movilidad parecen responder a esa dinámica de la rentabilidad: solamente entre 1935 y 1954 el índice en el momento de iniciar primaria aumenta aunque la rentabilidad se reduce durante el mismo período, lo que probablemente es resultado de los importantes esfuerzos del Estado para estimular la educación primaria (gráficos 15, 16 y 17).

En todos los casos, la disminución de la movilidad en los tres índices coincide con la reducción de los retornos de la educación, lo que nos permite sugerir que la movilidad responde a cuán rentable sea educarse.

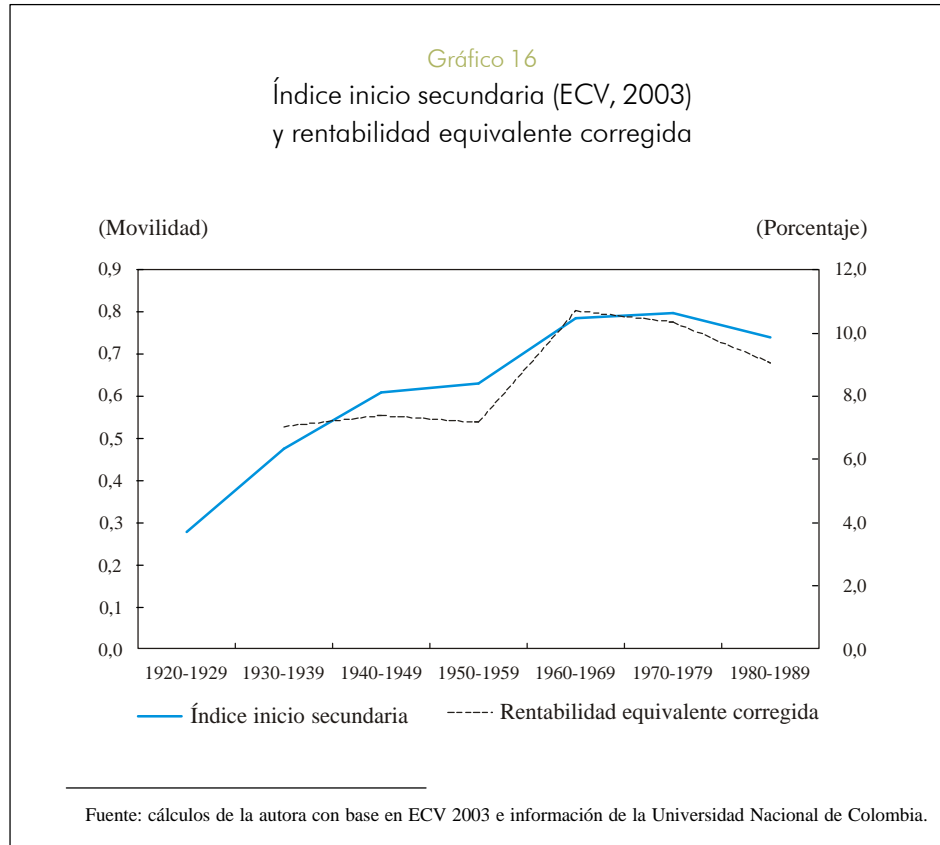
La rentabilidad de la educación puede actuar a través de múltiples mecanismos sobre las decisiones educativas, y su efecto también depende de quienes toman estas decisiones. Por tanto, es de esperar que el impacto de la rentabilidad sobre iniciar o continuar un nivel educativo sea más evidente cuando quienes toman la decisión son personas vinculadas al mercado laboral, las cuales perciben con mayor claridad si su inversión adicional en capital humano significará una mayor remuneración o si les permitirá mejorar sus posibilidades laborales.



No obstante, la rentabilidad también debe tener un impacto sobre las decisiones de los padres, porque ésta refleja los cambios en la estructura salarial y, por tanto, en sus posibilidades de invertir en el capital humano de sus hijos<sup>27</sup>; en otras palabras, también refleja las posibilidades de los hogares para financiar la educación de sus hijos.

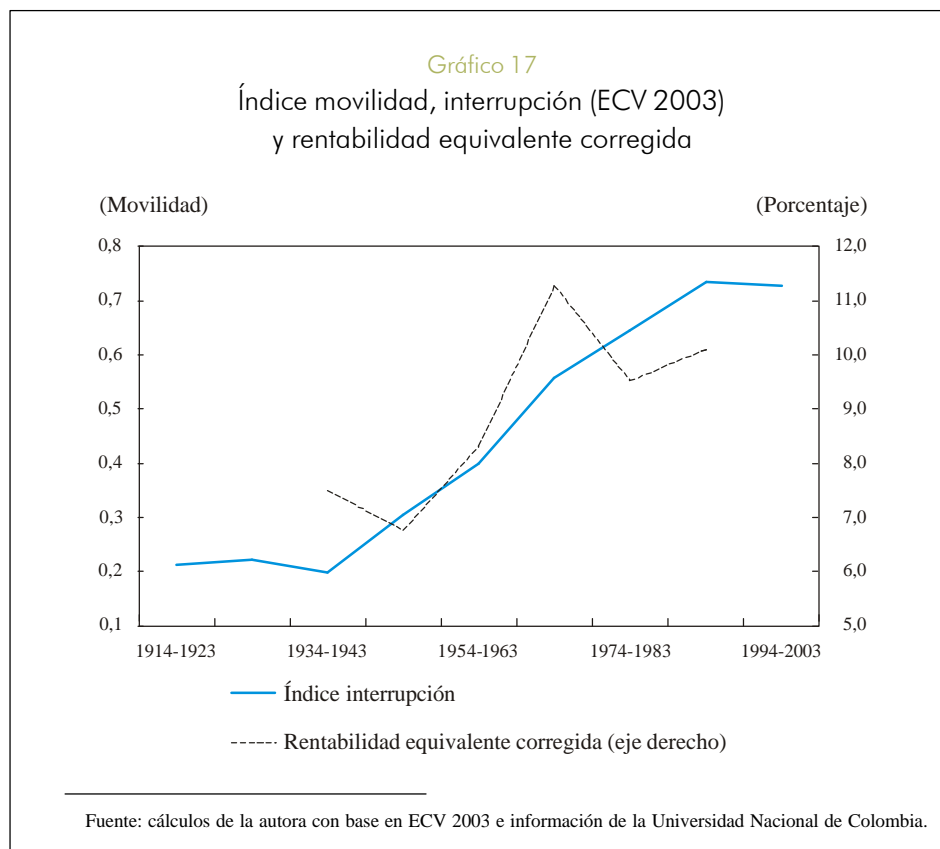
A partir de mediados de la década de los setenta, la probabilidad neta de que los hijos superen el nivel educativo de sus padres crece a un ritmo menor, aparentemente como resultado de los cambios en la rentabilidad de educarse. Por otra parte, esta última está asociada con el estancamiento de la

<sup>27</sup> Esta posibilidad puede afectar también a quienes están vinculados al mercado laboral.



productividad total de factores (PTF) como resultado del tipo de inversión realizado en la economía que desplaza inversiones a largo plazo y de elevado componente tecnológico (Lorente, 2002), haciendo que la necesidad de personal calificado sea de un crecimiento menor y limitado. Por tanto, la menor movilidad a partir de la segunda mitad de los años setenta, parece responder a la disminución en la rentabilidad de educarse y ésta, esencialmente, a factores de demanda.

Sin embargo, factores como la oferta educativa, los costo de acceder a la educación y la presencia de imperfecciones para el financiamiento de la educación son relevantes para entender los procesos de movilidad intergeneracional; además, es importante explorar su presencia y su impacto sobre la probabilidad de que los hijos superen el nivel educativo de sus padres.



## VII. CONCLUSIONES

En este trabajo se hacen dos aportes fundamentales: el primero se relaciona con la construcción de un índice de movilidad educativa ascendente y con una nueva serie de rentabilidad de la educación para Colombia, los cuales cubren casi todo el siglo XX; el segundo, se refiere a los resultados obtenidos del análisis empírico de la relación entre rentabilidad de la educación y acumulación de capital humano.

El índice de movilidad educativa intergeneracional (ascendente)—entendido como la probabilidad neta de que un hijo, tomado al azar entre toda la población, supere la educación alcanzada por su padre— se construyó con base en el análisis por cohortes, definidas en los momentos en que los individuos debieron tomar sus decisiones educativas más importantes. Esta metodología también permite

estudiar la expansión educativa en Colombia y solventar la ausencia de información de tipo longitudinal.

Y la serie de rentabilidad equivalente de la educación para el período 1932-1996, que no sólo amplía el cubrimiento de la existente, sino que exhibe un comportamiento más creíble de la dinámica seguida por los retornos de la educación en Colombia, permite analizar un período mucho más amplio que el posible con las estimaciones de los retornos provenientes de la ENH desde 1976.

Al comparar los resultados de las estimaciones de los retornos de la educación a partir de la ENH (con ajuste y sin ajuste por desempleo) con la serie de rentabilidad equivalente —desarrollada en este trabajo— encontramos que entre 1979 y 1985 la disminución en la rentabilidad de la educación parece debida a cambios en la cobertura de la ENH.

En cuanto a los resultados obtenidos, encontramos una importante expansión educativa en Colombia, entendida como el aumento de los años promedio de educación entre cohortes: la transición desde ningún nivel educativo hacia completar algunos años de primaria parece darse entre 1915 y 1945, mientras que la expansión hacia secundaria incompleta, completa y educación superior parece iniciarse desde mediados de los años cincuenta, aunque en el caso de educación postsecundaria el ritmo de expansión se desacelera desde fines de la década de los sesenta.

Igualmente, el examen de la expansión educativa muestra que las políticas públicas han sido significativas para el estímulo de la educación, particularmente de la formación primaria durante los años cincuenta, lo que probablemente esté asociado con el proceso de industrialización y urbanización que experimentó el país.

En este sentido, en este documento se muestra una disminución de la movilidad educativa ascendente medida en el momento de iniciar primaria, secundaria e interrumpir el proceso educativo, aproximadamente, desde mediados de los años setenta, y parece responder, en todos los casos, a la disminución de los retornos de la educación, que podría estar asociada con el estancamiento de la PTF, para el mismo período, como resultado del tipo de inversión realizado en la economía que desplaza inversiones a largo plazo y no estimula procesos de innovación tecnológica. Otros factores, como la composición de la población en edad de educarse y en edad de trabajar, podrían incidir sobre la dinámica de la movilidad educativa.

Finalmente, en este trabajo se sugiere la existencia de imperfecciones para el financiamiento de la educación superior que se hacen evidentes cuando, ante retornos crecientes de la educación superior, se incrementa la proporción de jóvenes que interrumpen sus estudios universitarios; lo cual es consistente con el aumento de la incidencia de la educación de los padres sobre los logros educativos de los hijos, mostrado a lo largo de todo el análisis.

## BIBLIOGRAFÍA

- Acemoglu, D.; Pischke, J. S. (2000) "Changes in the Wage Structure, Family Income, and Children's Education", *NBER Working Paper Series*, núm. 7986.
- Behrman, J. R. (1999) "Social Mobility: Concepts and Measurement", Nancy Birdsall y Carol Graham (eds.) *New Markets, New opportunities?: Economic and Social Mobility in a Changing World*, capítulo 4, Washington D. C.: Brookings Institution Press.
- .; Gaviria, A.; Székely, M. (2001) "Intergenerational Mobility in Latin America", documento de trabajo, núm. 25, Fedesarrollo, Bogotá.
- .; Birdsall, N.; Székely, M. (1998) "Intergenerational Schooling Mobility and Macro Conditions and Schooling Policies in Latin America", documento de trabajo, núm. 386, Interamerican Development Bank.
- Cartagena, K. (2003) *Educación en Colombia: movilidad intergeneracional (1929-1996)*, Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas, Bogotá.
- Dahan, M.; Gaviria, A. (1999) "Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America", documento de trabajo núm. 395, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Dardanoni, V. (1993) "Measuring Social Mobility", *Journal of Economic Theory*, núm. 61, pp. 372-394.
- Fields, G. S.; Ok, E. A. (1996) "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, núm. 71, pp. 349-377.
- Flórez, C. E. (2000) *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá: TM Editores-Banco de la República.
- Freeman, R. (1976) *The Over-Educated American*, Londres: Academic Press.
- Galor, O.; Zeira, J. (1993) "Income Distribution and Macroeconomics", *The Review of Economic Studies*, vol. 60, núm. 1.

- Greco (1999a) “El desempeño macroeconómico colombiano: series estadísticas (1905-1997), Borradores de Economía, núm. 121, Banco de la República.
- Hall, R. I.; Jones, C. I. (1996) “The Productivity of Nations”, *NBER Working Paper Series*, núm. 5812.
- Helg, A. (1987) *La educación en Colombia 1918-1957: una historia social, económica y política*, Bogotá: Cerec.
- Friedman, M.; Kuznets (1954) “Income from Independents Professional Practice”, New York *NBER*.
- Londoño, J. L. (1995) *Distribución del ingreso y desarrollo económico: Colombia en el siglo XX*, Bogotá: TM Editores-Fedesarrollo-Banco de la Republica.
- Lorente, L. (2002) “Entorno macroeconómico y crecimiento en Colombia”, *Ensayos sobre Colombia y América Latina*, Servicio de Estudios del BBVA <<http://www.bbva.es>>
- Mincer, J. (1991) “Education and Unemployment”, *NBER Working Paper Series*, núm. 3838.
- . (1970) “The Distribution of Labor Incomes: A Survey With Special Reference to the Human Capital Approach”, *Journal of Economic Literature*, vol. 8, Issue 1.
- Nina, E.; Grillo, S. (1999) *Transmisión intergeneracional del capital humano y movilidad social en Colombia*, Bogotá: Misión Social-DNP-PNUD.
- Psacharopoulos (1981) “Returns to Education: an updated internacional comparison”, Timothy King.
- Shorrocks, A. F. (1978) “The Measurement of Mobility”, *Econometrica*, vol. 46. núm. 5, septiembre.
- Universidad Nacional de Colombia (1929-1997). *Acuerdos del Consejo Superior Universitario*, Bogotá: Archivo General Universidad Nacional de Colombia, Sede Bogotá.

——— (1962-1984) *Convenciones Colectivas de Trabajo*, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia, Sede Bogotá.

Vargas, C. O. (2002) *Educación y crecimiento en Colombia: una comprobación empírica*, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas.

## ANEXO 1

Cuadro A1.1

Características de los cohortes definidas en el momento de inicio de la primaria, por decenios y según nivel educativo de los padres

Edad en 2003	Fecha de nacimiento	Fecha de inicio primaria	Número de individuos, según educación del padre
85-94	1909-1918	1915-1924	170.133
75-84	1919-1928	1925-1934	613.124
65-74	1929-1938	1935-1944	1.307.053
55-64	1939-1948	1945-1954	2.001.520
45-54	1949-1958	1955-1964	3.271.321
35-44	1959-1968	1965-1974	4.494.700
25-34	1969-1978	1975-1984	4.421.298

Fuente: ECV 2003, cálculos de la autora.

Cuadro A1.2

Características de los cohortes definidas en el momento de inicio de la secundaria, por decenios y según nivel educativo de los padres

Edad en 2003	Fecha de nacimiento	Fecha de inicio secundaria	Número de individuos, según educación del padre
85-94	1909-1918	1920-1929	13.663
75-84	1919-1928	1930-1939	42.114
65-74	1929-1938	1940-1949	103.586
55-64	1939-1948	1950-1959	262.007
45-54	1949-1958	1960-1969	405.998
35-44	1959-1968	1970-1979	685.853
25-34	1969-1978	1980-1989	945.494

Fuente: ECV 2003, cálculos de la autora.

## Cuadro A1.3

Características de los cohortes definidas en el momento de interrupción,  
por decenios y según nivel educativo de los padres

Fecha de interrupción	Número de individuos, según educación del padre
1914-1923	69.263
1924-1933	407.201
1934-1943	896.133
1944-1953	1.493.830
1954-1963	1.998.331
1964-1973	2.989.876
1974-1983	4.082.584
1984-1993	3.385.023
1994-2003	856.220

Fuente: ECV 2003, cálculos de la autora.

Cuadro A1.4

Cohortes definidas en el momento de inicio de primaria;  
por decenios y según nivel educativo de los padres

Padre/hijo	Ninguno	Primaria		Secundaria		Posterior a secundaria	Total
		incompleta	completa	incompleta	completa		
<b>Inicio primaria (1915-1924)</b>							
Ninguno	39.608	35.032	10.573	1.483	912	44	87.652
Primaria incompleta	3.740	14.402	13.397	3.128	837	88	35.593
Primaria completa	1.969	6.791	21.176	302	135	592	30.965
Secundaria incompleta	1.123	303	39	9.687	238	65	11.456
Secundaria completa			458	15	807	786	2.067
Posterior a secundaria		337		157	1.784	123	2.401
Total	46.441	56.866	45.643	14.771	4.714	1.699	170.133
<b>Inicio primaria (1925-1934)</b>							
Ninguno	153.475	117.024	41.221	9.659	3.126	449	324.954
Primaria incompleta	28.733	90.141	35.457	8.382	4.888	3.199	170.800
Primaria completa	5.505	14.131	28.242	8.709	4.256	3.301	64.146
Secundaria incompleta	199	143	65	4.051	3.001	4.951	12.411
Secundaria completa	2.669	4.809	2.157	2.359	6.347	5.986	24.327
Posterior a secundaria	218		849	4.503	5.410	5.505	16.486
Total	190.800	226.248	107.991	37.664	27.029	23.392	613.124
<b>Inicio primaria (1935-1944)</b>							
Ninguno	262.082	206.383	63.137	16.706	4.775	5.992	559.074
Primaria incompleta	52.491	192.488	96.866	43.825	11.874	10.264	407.807
Primaria completa	15.753	33.752	69.693	31.327	35.518	20.917	206.959
Secundaria incompleta	541	6.536	3.516	7.212	10.605	7.661	36.071
Secundaria completa	6.219	4.962	5.391	15.809	16.709	10.457	59.547
Posterior a secundaria		2.088	374	3.690	8.776	22.666	37.594
Total	337.086	446.208	238.976	118.569	88.257	77.957	1.307.053
<b>Inicio primaria (1945-1954)</b>							
Ninguno	260.754	295.112	82.325	27.993	11.566	12.214	689.964
Primaria incompleta	49.571	301.419	114.298	96.957	24.022	44.373	630.641
Primaria completa	13.499	72.293	105.505	75.073	49.609	63.909	379.887
Secundaria incompleta	2.321	4.013	7.157	34.430	11.052	36.771	95.744
Secundaria completa	6.268	3.962	10.682	23.618	31.502	46.206	122.239
Posterior a secundaria	936	3.214	467	16.628	13.891	47.909	83.045
Total	333.349	680.013	320.434	274.700	141.641	251.382	2.001.520

Cuadro A1.4 (continuación)  
Cohortes definidas en el momento de inicio de primaria;  
por decenios y según nivel educativo de los padres

Padre/hijo	Ninguno	Primaria		Secundaria		Posterior a secundaria	Total
		incompleta	completa	incompleta	completa		
<b>Inicio primaria (1955-1964)</b>							
Ninguno	190.167	337.337	213.183	110.117	37.959	33.662	922.425
Primaria incompleta	60.799	332.354	221.426	216.265	114.113	148.049	1.093.006
Primaria completa	19.138	68.738	177.957	176.152	182.038	179.625	803.648
Secundaria incompleta	221	10.669	19.788	41.266	36.340	50.401	158.685
Secundaria completa	193	5.453	7.989	30.150	46.211	75.971	165.967
Posterior a secundaria		225	1.706	10.397	13.541	101.721	127.590
Total	270.518	754.777	642.049	584.346	430.202	589.428	3.271.321
<b>Inicio primaria (1965-1974)</b>							
Ninguno	156.619	332.021	174.190	196.191	83.040	104.503	1.046.564
Primaria incompleta	40.935	389.889	301.679	368.679	277.498	246.755	1.625.436
Primaria completa	18.369	75.289	170.214	288.445	284.309	247.452	1.084.079
Secundaria incompleta	2.832	9.851	14.022	67.661	72.852	85.187	252.405
Secundaria completa	195	10.775	4.571	43.576	77.515	136.444	273.076
Posterior a secundaria	152	1.349	9.022	12.006	29.953	160.659	213.141
Total	219.104	819.173	673.698	976.557	825.167	981.000	4.494.700
<b>Inicio primaria (1975-1984)</b>							
Ninguno	84.732	225.872	180.071	155.936	119.386	66.260	832.257
Primaria incompleta	54.569	287.461	273.972	342.011	316.520	168.365	1.442.898
Primaria completa	11.483	74.220	157.933	252.558	353.548	289.184	1.138.925
Secundaria incompleta	2.101	9.302	17.149	82.401	93.477	146.659	351.089
Secundaria completa	3.149	8.340	14.178	76.037	108.649	147.639	357.992
Posterior a secundaria	1.197	2.698	3.609	11.689	44.826	234.117	298.136
Total	157.231	607.893	646.912	920.632	1.036.406	1.052.224	4.421.298

Fuente: EV 2003, cálculos de la autora.

Cuadro A1.5

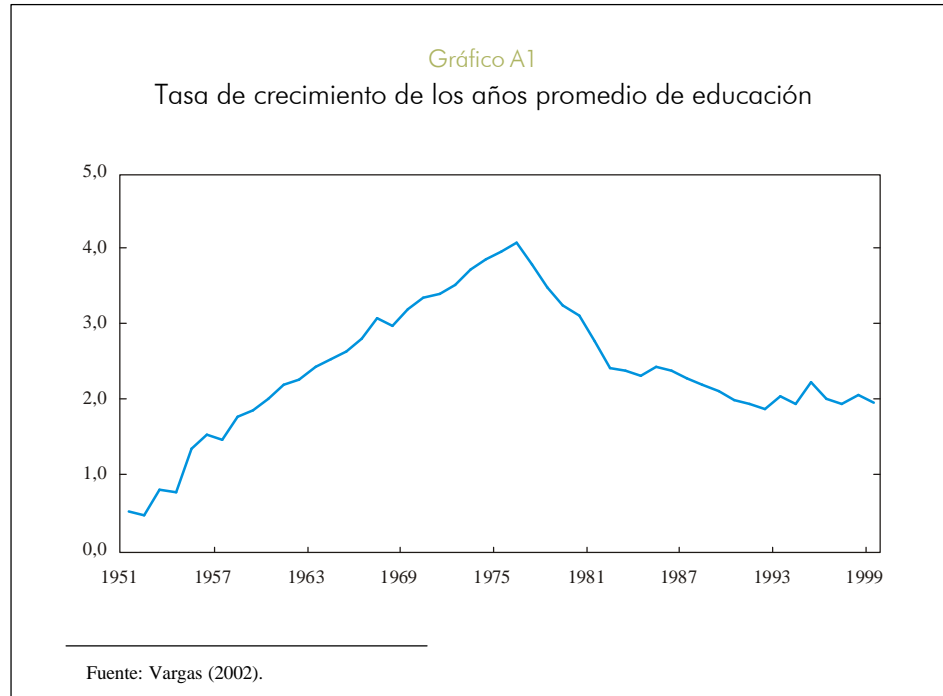
Cohortes definidas en el momento de interrupción;  
por decenios y según nivel educativo de los padres

Padre/hijo	Ninguno	Primaria		Secundaria		Posterior a secundaria	Total
		incompleta	completa	incompleta	completa		
<b>Interrupción (1924-1933)</b>							
Ninguno	126.588	90.253	18.945	1.483	733		238.002
Primaria incompleta	20.634	55.921	21.841	3.128	679	81	102.283
Primaria completa	5.608	11.756	28.407	504	89	204	46.568
Secundaria incompleta	1.322		39	9.687	202		11.250
Secundaria completa	2.669	3.408	1.456	30	768	37	8.368
Posterior a secundaria	218	337	88	86			729
Total	157.040	161.674	70.776	14.918	2.471	321	407.201
<b>Interrupción (1934-1943)</b>							
Ninguno	254.593	165.540	49.961	10.753	1.130	44	482.020
Primaria incompleta	52.485	146.910	46.564	11.474	4.224	334	261.990
Primaria completa	14.261	31.624	46.611	9.901	2.804	1.119	106.319
Secundaria incompleta		4.517	1.626	4.053	2.063	528	12.787
Secundaria completa	4.515	5.508	958	2.455	5.363	1.345	20.143
Posterior a secundaria		1.928	1.135	4.212	4.083	1.516	12.874
Total	325.853	356.026	146.855	42.848	19.667	4.885	896.133
<b>Interrupción (1944-1953)</b>							
Ninguno	281.246	269.333	72.115	17.440	4.832	3.836	648.802
Primaria incompleta	49.996	272.003	120.020	49.964	6.988	4.526	503.497
Primaria completa	14.107	51.179	98.822	36.028	23.190	6.128	229.454
Secundaria incompleta	2.862	4.799	4.963	7.880	5.320	6.129	31.953
Secundaria completa	7.972	2.017	8.583	16.351	12.650	8.725	56.298
Posterior a secundaria	936	2.126	85	6.072	6.683	7.924	23.826
Total	357.119	601.456	304.589	133.736	59.662	37.268	1.493.830
<b>Interrupción (1954-1963)</b>							
Ninguno	191.608	324.722	156.645	38.235	10.885	8.405	730.500
Primaria incompleta	64.038	319.805	149.881	95.172	26.873	16.733	672.503
Primaria completa	20.023	62.744	143.489	68.063	57.419	28.667	380.405
Secundaria incompleta	221	4.924	11.410	36.560	16.176	10.980	80.271
Secundaria completa	193	5.444	12.611	18.554	30.380	14.675	81.857
Posterior a secundaria		225	2.950	9.535	15.229	24.857	52.796
Total	276.083	717.865	476.986	266.120	156.961	104.316	1.998.331

Cuadro A1.5 (continuación)  
Cohortes definidas en el momento de interrupción;  
por decenios y según nivel educativo de los padres

Padre/hijo	Ninguno	Primaria		Secundaria		Posterior a secundaria	Total
		incompleta	completa	incompleta	completa		
<b>Interrupción (1964-1973)</b>							
Ninguno	169.190	311.165	185.562	123.697	27.350	14.676	831.640
Primaria incompleta	43.047	358.584	248.820	244.451	81.851	85.791	1.062.544
Primaria completa	18.171	66.880	148.837	203.044	141.625	106.890	685.447
Secundaria incompleta	2.227	13.143	18.488	41.764	29.046	51.144	155.812
Secundaria completa	114	7.749	6.306	35.019	45.837	58.061	153.085
Posterior a secundaria	137	466	6.898	10.398	19.945	63.505	101.349
Total	232.885	757.986	614.910	658.374	345.654	380.067	2.989.876
<b>Interrupción (1974-1983)</b>							
Ninguno	84.855	289.318	195.856	193.685	83.329	40.272	887.316
Primaria incompleta	53.460	334.321	343.573	390.049	241.093	169.139	1.531.635
Primaria completa	10.681	78.213	187.393	280.180	246.299	214.008	1.016.773
Secundaria incompleta	1.352	7.828	18.250	75.219	68.625	68.958	240.232
Secundaria completa	3.230	8.261	5.970	47.561	64.480	95.435	224.937
Posterior a secundaria	1.212	3.404	3.441	13.870	26.044	133.721	181.692
Total	154.789	721.345	754.483	1.000.564	729.870	721.534	4.082.584
<b>Interrupción (1984-1993)</b>							
Ninguno	8.112	64.688	100.695	133.672	105.110	69.575	481.851
Primaria incompleta	3.512	102.318	134.252	274.098	326.459	230.907	1.071.545
Primaria completa	1.001	30.808	88.197	228.857	363.667	292.603	1.005.132
Secundaria incompleta	1.354	4.202	7.717	68.962	82.351	103.200	267.786
Secundaria completa		4.169	11.086	67.089	103.204	151.016	336.565
Posterior a secundaria		177	2.569	7.595	34.477	177.326	222.144
Total	13.978	206.362	344.516	780.273	1.015.268	1.024.626	3.385.023
<b>Interrupción (1994-2003)</b>							
Ninguno				1.386	28.427	27.195	57.008
Primaria incompleta				5.228	69.773	70.834	145.835
Primaria completa				3.168	77.395	149.533	230.096
Secundaria incompleta				639	26.072	90.272	116.982
Secundaria completa				1.195	28.367	93.752	123.314
Posterior a secundaria				2.017	17.115	163.853	182.985
Total				13.633	247.149	595.438	856.220

Fuente: EV 2003, cálculos de la autora.



Cuadro A1.6  
Años promedio de escolaridad en los siguientes grupos

Decenios	1-5 años	6-10 años	11 años	12-15 años	16+ años
1949-1958	2,66	7,33	11,00	13,70	16,02
1959-1968	2,34	7,31	11,00	13,32	16,03
1969-1978	2,35	7,32	11,00	13,14	16,15

Fuente: Vargas (2002).

## ANEXO 2

Cuadro A2.1

Regresiones para estimar la tasa de retorno promedio a la educación,  
con el ingreso laboral ajustado por desempleo

EDU	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	Prob.	R <sup>2</sup>
1980	0,151	0,004	4,124	0,000	0,701
1981	0,142	0,003	5,092	0,000	0,775
1982	0,137	0,002	5,641	0,000	0,807
1983	0,135	0,003	5,164	0,000	0,776
1984	0,136	0,002	5,591	0,000	0,804
1985	0,128	0,003	4,128	0,000	0,696
1986	0,134	0,003	4,723	0,000	0,745
1987	0,131	0,003	4,809	0,000	0,744
1988	0,133	0,003	4,841	0,000	0,746
1989	0,135	0,003	5,102	0,000	0,768
1990	0,130	0,003	4,507	0,000	0,717
1991	0,127	0,003	4,735	0,000	0,734
1992	0,138	0,003	4,200	0,000	0,687
1993	0,132	0,004	3,682	0,000	0,625
1994	0,129	0,003	4,579	0,000	0,719
1995	0,126	0,003	3,817	0,000	0,637
1996	0,136	0,003	4,686	0,000	0,723
1997	0,136	0,003	4,602	0,000	0,706
1998	0,127	0,003	3,913	0,000	0,624
1999	0,134	0,004	3,538	0,000	0,581

EX	Coefficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>	Prob.
1980	0,068	0,004	1,508	0,000
1981	0,066	0,004	1,888	0,000
1982	0,063	0,003	2,058	0,000
1983	0,062	0,003	1,865	0,000
1984	0,065	0,003	2,073	0,000
1985	0,063	0,004	1,616	0,000
1986	0,058	0,004	1,610	0,000
1987	0,049	0,003	1,399	0,000
1988	0,051	0,003	1,471	0,000
1989	0,055	0,003	1,633	0,000
1990	0,047	0,004	1,289	0,000
1991	0,046	0,003	1,363	0,000
1992	0,050	0,004	1,201	0,000
1993	0,044	0,005	9,815	0,000
1994	0,044	0,004	1,240	0,000
1995	0,040	0,004	9,442	0,000
1996	0,042	0,004	1,109	0,000
1997	0,041	0,004	1,009	0,000
1998	0,026	0,004	5,938	0,000
1999	0,034	0,005	6,569	0,000

Fuente: DANE, Encuestas de Hogares 1980-1999. Cálculos de la autora.

## Comentarios sobre el ensayo *Movilidad intergeneracional en Colombia*

Miguel Urrutia\*

Una de las cosas que aparece al principio de la presentación, pero que en el trabajo es aún más clara, radica en que se hace un recuento completo de la literatura sobre el tema de movilidad educativa en el país, y se revisa la literatura internacional de manera útil.

Como se podrá apreciar, en el artículo se intenta calcular la movilidad intergeneracional en Colombia utilizando la diferencia en los niveles de educación de padres e hijos, para lo cual se calcula la probabilidad neta de los hijos para superar la educación de los padres. Esta parte empírica del artículo es interesante y muestra que la probabilidad de superar el nivel del padre aumentó permanentemente desde 1915-1924 hasta 1965-1974, y parece estancarse o disminuir levemente entre esta última fecha y 1975-1984. Este es uno de los temas que trataré de abordar: el por qué ocurre de pronto esta disminución en la movilidad.

El período de mayor aumento, como lo explicó la autora, fue de 1945-1954 a 1955-1964, razones en las que voy a enfatizar. La segunda parte del artículo utiliza una serie de diferenciales de salarios entre decanos y personal no calificado de la Universidad Nacional de Colombia para calcular una serie de rentabilidad de la educación, esfuerzo que me atrae muchísimo porque soy historiador económico, además, por que rescatar una serie desde los años treinta de diferenciales de salarios en Colombia es muy interesante.

---

\* Profesor investigador de la Universidad de los Andes.

El método que utiliza para tratar de calcular rentabilidades es recursivo pero, creo yo, sólo da la idea de la dirección de los movimientos en la rentabilidad. Sabemos que los movimientos de salarios en el sector público son diferentes a los del resto de la economía y ella trata de hacer unos ajustes al respecto; sin embargo, creo que es exagerado concluir que una correlación entre el índice de movilidad y este cálculo de rentabilidad sugiera que los cambios del primero sean resultado de los cambios del segundo. Por lo demás, la autora ha sido muy clara en el sentido de que correlación no implica causalidad. Pero mi punto es otro, mi punto está en que en el momento de decidir cuánto se va a estudiar, realmente tiene un altísimo grado de incertidumbre que se refleja sobre cuál va a ser la rentabilidad de tal inversión. En el momento de tomar la decisión se puede mirar, de pronto, qué tipo de educación es rentable, pero creo que la única conclusión clara a la que se puede llegar es que es una inversión muy rentable, y todos los estudios que se han hecho en Colombia sugieren que, en efecto, la inversión en educación es muy rentable; además, no creo que cambios marginales en la rentabilidad *ex post* afecten la demanda por educación.

En el análisis presentado por Cartagena se ve que son muy excepcionales los casos en donde la rentabilidad de la educación sea inferior al 12% real, y cabe anotar que el 12% real es una rentabilidad muy alta, la cual puede ser muy atractiva para la mayoría de la gente que no es empresaria.

Entonces, mirando hacia el futuro, creo que la única información que realmente tiene el estudiante y los padres del estudiante es que la inversión en educación tiene una rentabilidad muy alta, y una diferencia en la rentabilidad que calculada por los economistas sea de 11% en lugar de 12%, no va a determinar una decisión que afectará toda la vida; en ese sentido, creo que el mensaje de la investigación se encuentra en que la rentabilidad hace diferencia, estimula la movilidad social y la movilidad educativa tiene alguna relación con la movilidad social.

Incluso, el tema se torna más interesante porque al final cae la movilidad, lo cual lleva a pensar que probablemente los cambios en la movilidad, en el número de personas que superan a los padres, tienen que ver mucho más con el problema de oferta de educación en la economía colombiana, de lo cual se desprendería la siguiente hipótesis: el estancamiento de la movilidad en los últimos años probablemente está más relacionado con problemas de oferta y

de costos de educación secundaria completa y de la universitaria y con las imperfecciones en el suministro de crédito educativo.

Las características del sistema educativo colombiano son un poco diferentes a las de otros países, y esto puede explicar por qué este tipo de movilidad en Colombia es baja si se compara con otros países del mundo y de América Latina: solamente Brasil tiene una movilidad inferior a la colombiana. Creo que parte del problema radica en que a medida que para superar a los padres se tenga que invertir en educación secundaria, y sobre todo en educación universitaria, los costos de oportunidad e ingresos no percibidos durante el tiempo que se estudia aumentan muchísimo y esto puede reducir el progreso educativo entre generaciones, sobre todo para los grupos más pobres de la sociedad.

Adicionalmente, en el caso colombiano tenemos una situación un poco excepcional en el sentido de que una parte importante de la educación secundaria es privada y requiere que sea financiada por los padres, y una parte muy grande de la educación terciaria también es privada y requiere de inversiones sustanciales; entonces, en el caso colombiano, debido a esa estructura, es bastante más costoso el proceso de superar a los padres cuando superarlos implica terminar secundaria o terminar educación universitaria.

¿Qué esperaríamos hacia futuro? Por el lado de la demanda por educación debería estar en aumento, ya que toda la literatura sugiere que recientemente la rentabilidad de la educación terciaria ha aumentado dramáticamente. Pero ese aumento que, debería llevar a un aumento en la demanda, no se refleja en la evidencia presentada en el documento, pues lo que se ve es una caída relativa en la movilidad educacional y, agregaría, eso se debe, en buena medida, al problema colombiano de que una parte de la educación no es gratuita o no es barata —en muchos países la universidad pública tampoco es gratuita pero sí es mucho menos costosa que la privada—; también, existen imperfecciones en el crédito educativo.

Si realmente hubiera un sistema de crédito que no requiriera de garantía, ni de personas que garanticen el crédito hacia futuro, probablemente esa mayor demanda por el alza en la rentabilidad de la educación terciaria llevaría a que los índices siguieran subiendo y no se estancaran, como se vio en el análisis presentado por Katherine Cartagena. Todo esto, si esta hipótesis tiene alguna

validez, sugeriría que si se considera éticamente importante la movilidad social, movilidad social en buena parte promovida por la movilidad educativa, se debería hacer todos los esfuerzos posibles por aumentar los sistemas de becas a los estudiantes en capacidad de terminar sus estudios superiores y mejorar muy sustancialmente los sistemas de crédito educativo.