



## Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia

Leonardo Bonilla \*

Banco de la República

Recibido: Octubre 2010 – Aprobado: Febrero 2011

**Resumen.** En el presente documento se explora la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional. La pregunta central es ¿en qué ciudades y regiones la educación de los individuos depende menos de la de sus padres? Además, se estudia si los migrantes tuvieron mayor o menor movilidad. Para abordar el tema se emplean siete índices de movilidad y dos encuestas diferentes. Los resultados son sensibles a los índices, lo que confirma que en las investigaciones sobre movilidad es indispensable construir varios. Hay razones para creer que los resultados de algunos índices son más confiables. De acuerdo con aquéllos, hubo mayor movilidad en las ciudades y regiones en donde más aumentó el promedio de educación.

**Palabras clave:** Movilidad intergeneracional, educación, economía regional.

**Clasificación JEL:** J62, I20, R23.

**Abstract.** This paper explores the intergenerational education mobility from a regional perspective. The key question is in which cities and regions is there more independence between the education of parents and offsprings? Differences between migrants and non-migrants are also studied. Seven mobility indexes and two different surveys are used. Results are sensitive to the index, for that reason mobility studies must use several indexes. Some indexes are more likely to be reliable. According to these indexes, there was higher mobility where average education levels improved the most.

**Key words:** Intergenerational mobility, education, regional economics.

**JEL classification:** C83, E24, J30, J31.

---

\*El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Andrea Otero, Juan David Barón, Luis Armando Galvis y Julio Romero durante la elaboración del presente documento. Además, agradece los comentarios del evaluador anónimo y del editor de la Revista de Economía del Rosario, Rodrigo Taborda. Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República. Correo electrónico: lbonilme@banrep.gov.co

## 1. Introducción

El principal reto para el diseño de políticas sociales en América Latina consiste en cómo romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad, aumentando la igualdad de oportunidades (PNUD, 2010). Sin duda éste debe ser uno de los ejes centrales de la agenda de un país como Colombia, cuyo nivel de desigualdad está entre los más altos del mundo, y además es muy persistente. Entre los diferentes canales de transmisión intergeneracional de la desigualdad, el acceso a la educación es uno de los más importantes, y éste es también uno de los principales determinantes de la desigualdad. Por estas razones, la movilidad intergeneracional en educación se ha estudiado ampliamente en los distintos países del mundo. Colombia no es la excepción, encontrándose que, también en este caso, el desempeño del país es pobre (Behrman, Gaviria y Székely, 2001).

Estos temas son igualmente relevantes desde una perspectiva regional. En efecto, la desigualdad no es la misma en todas las regiones de Colombia, y la educación es uno de los principales factores que explica las diferencias regionales en desigualdad (Bonilla, 2009). En el presente documento se explora la movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia. La pregunta central es ¿en qué ciudades y regiones la educación de los individuos depende menos de la de sus padres? Además, se estudia si los migrantes tuvieron mayor o menor movilidad. Este tema es pertinente dado que es común asociar la movilidad social con las migraciones, y casi la mitad de la población colombiana ha migrado a lo largo de su vida. Nótese que, en general, este estudio se concentra en los adultos entre 26 y 65 años y, por tanto, en una transmisión de educación que, en últimas, ya culminó. Tiene por ende un enfoque retrospectivo.

Para responder preguntas de esta naturaleza es preciso comenzar por definir qué se entiende por *movilidad*. En la segunda sección del documento se profundiza en este tema, y se introducen los siete índices de movilidad que se emplean, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Lo que señala la literatura especializada es que en este tipo de investigaciones es indispensable ampliar el espectro de índices, dado que no hay un consenso acerca de un índice de movilidad ideal: los resultados pueden variar de manera significativa dependiendo del índice empleado. Este estudio confirma lo anterior, un primer grupo de índices señala que la movilidad dejó de aumentar en la última cohorte, mientras que los del segundo grupo muestran que aquélla sigue creciendo. Asimismo, un primer grupo de índices ubican a Bogotá, Cartagena y Cali entre las ciudades con más movilidad del país, mientras que otros índices señalan que estas ciudades tienen los más bajos niveles. En la tercera sección se hace una breve revisión de la literatura empírica que ha estudiado la movilidad intergeneracional en educación en América Latina y Colombia. En la cuarta, se presentan las dos encuestas a partir de las cuales se construyeron los índices. La quinta sección corresponde a los resultados y en la sexta, se discuten algunas de las diferencias entre índices, intentando argumentar por qué algunos pueden ser menos confiables. En la última sección se concluye.

## 2. Medición de la movilidad

A diferencia del concepto de *desigualdad*, no hay un consenso acerca de qué se entiende por *movilidad*. Tampoco hay una metodología de medición reconocida como “la mejor”. Lo que se observa en la literatura empírica es que existe un sinnúmero de índices de movilidad y no siempre es claro el criterio por el cual los autores se inclinan por uno o por otro. Además, en la gran mayoría de los casos los resultados pueden variar dependiendo del índice escogido. En este documento se emplean siete índices, todos ellos relativamente conocidos y comparables. Para justificar la elección de éstos, e interpretarlos correctamente, la presente sección comienza por una breve síntesis de conceptos de *movilidad*.<sup>1</sup>

En general, cuando se habla de movilidad para una población dada, se estudia el cambio de la distribución de un bien entre dos períodos. Formalmente, si en una población de tamaño  $n$  la distribución de un bien era  $x_{t-1} = (x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, \dots, x_{n,t-1})$  y pasa a ser  $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t})$ , entonces el objeto de estudio es la transformación de la distribución  $x_{t-1} \rightarrow x_t$ , que se define en el espacio  $\mathbb{R}^{2n}$ . Usualmente se modela esta transformación a través de procesos estocásticos de tipo markoviano tales que  $x_t = f(x_{t-1}, \mathcal{E}_t)$ . En ciencias sociales los bienes cuya movilidad ha sido más estudiada son los ingresos y la educación. También se han considerado distintas periodicidades, en este caso, el cambio que se analiza se da entre padres e hijos, y por tanto se habla de *movilidad intergeneracional*.<sup>2</sup>

Para construir un índice  $M$  definido en  $\mathbb{R}$  que mida cuán móvil es la transformación de distribución  $x_{t-1} \rightarrow x_t$ , y permita hacer comparaciones, es necesario tener claro qué se entiende por movilidad. Esto se debe a que existen muchas funciones  $f$ , tal que  $f : \mathbb{R}^{2n} \rightarrow \mathbb{R}$ , y cada una de estas puede representar un concepto diferente de movilidad.<sup>3</sup> En Fields y Ok (1996) se revisan varios criterios, a partir de los cuales es más sencillo comprender las diferencias entre distintos conceptos e índices de movilidad. Para introducir los dos primeros conceptos, *movimiento* e *independencia*, se utiliza un ejemplo tomado del trabajo mencionado. Suponiendo una población compuesta por dos individuos,  $a$ ,  $b$  y  $c$  son tres distribuciones de un bien cualquiera:

$$\begin{aligned} a &= (1, 3) \\ b &= (3, 1) \\ c &= (2, 2) \end{aligned}$$

<sup>1</sup>La literatura consultada incluye revisiones sobre medición de la movilidad, así como aplicaciones entre las cuales están Fields y Ok (1996), Checchi y Dardanoni (2002), Fields (2004), Blanden (2009), y Black y Devereux (2010).

<sup>2</sup>En contraste con la movilidad intrageneracional, que corresponde a la variación en el transcurso del tiempo de la distribución de las dotaciones de individuos que pertenecen a una misma generación. Mientras que en la movilidad intergeneracional la población se compone de dinastías o sucesiones familiares, en el segundo, cada miembro de la generación estudiada es un individuo poblacional.

<sup>3</sup>En este sentido, el problema es similar al de los índices de desigualdad. En efecto, cada uno de éstos corresponde a un concepto particular, que se traduce en una función  $f : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  específica.

A su vez,  $I$ ,  $II$  y  $III$  son transformaciones de distribución tales que:

$$\begin{aligned} I &: (1, 3) \rightarrow (1, 3) \quad (a \rightarrow a) \\ II &: (1, 3) \rightarrow (3, 1) \quad (a \rightarrow b) \\ III &: (1, 3) \rightarrow (2, 2) \quad (a \rightarrow c) \end{aligned}$$

La pregunta clave es ¿cuál de las anteriores transformaciones es la más móvil? Si se entiende movilidad como *movimiento*, la transformación  $II$  parece ser la más móvil, por cuanto se registran los más grandes cambios en la distribución. En efecto, en la transformación  $II$  el individuo 1 pierde dos unidades, y el individuo 2 gana dos, sumando movimientos de cuatro unidades. En cambio, en las transformaciones  $I$  y  $III$  los movimientos suman cero y dos unidades, respectivamente. Por otro lado, si se entiende movilidad como *independencia*, la transformación  $III$  puede considerarse la más móvil, porque la distribución final no depende de la inicial. Esto no aplica para la transformación  $I$ , en donde la distribución final es idéntica a la inicial, o en la  $II$ , en donde es la distribución final es exactamente opuesta a la inicial.

En el contexto de la movilidad intergeneracional es común asociar el concepto de independencia con la igualdad de oportunidades. En efecto, se habla de igualdad de oportunidades cuando la probabilidad de poseer una determinada cantidad del bien es exactamente la misma para todos los individuos, independiente de la distribución del bien en el período anterior. Hay perfecta igualdad de oportunidades en una situación en la que la educación de los individuos no depende de la de sus padres. Lo anterior no sólo implica que los hijos de personas poco educadas tengan las mismas probabilidades de alcanzar un nivel superior que los hijos de profesionales, sino que también requiere que los hijos de profesionales tengan igual probabilidad de alcanzar un nivel inferior que el resto. Perfecta igualdad de oportunidades equivale, entonces, a la ausencia total de transmisión intergeneracional de educación por parte de las familias. En vista de que el documento aborda el tema de la movilidad intergeneracional en educación desde el punto de vista de la igualdad de oportunidades, se emplearán índices cercanos al concepto de independencia.

Hasta ahora sólo se consideraron transformaciones de distribución en las que no cambia el total de bienes en la población, pero éste no siempre es el caso. Para ilustrar los siguientes conceptos de movilidad se utilizan tres nuevos ejemplos, también tomados de Fields y Ok (1996). Sean las distribuciones  $d$ ,  $e$ , y  $f$  y las transformaciones de distribución  $IV$ ,  $V$  y  $VI$ , tales que:

$$\begin{aligned} d &= (2, 6) \\ e &= (4, 12) \\ f &= (2, 3) \\ IV &: (1, 3) \rightarrow (2, 6) \quad (a \rightarrow d) \\ V &: (2, 6) \rightarrow (4, 12) \quad (d \rightarrow e) \\ VI &: (1, 3) \rightarrow (2, 3) \quad (a \rightarrow f) \end{aligned}$$

Nótese que en las distribuciones  $a$ ,  $d$  y  $e$  el individuo 2 tiene tres veces más unidades del bien que el individuo 1. Suponiendo que el bien fuera años de educación, lo que se puede ver es que las transformaciones  $I$ ,  $IV$  y  $V$  no modifican

la distribución relativa de los años de educación. Los índices relativos y ordinales toman los mismos valores en estas tres transformaciones de distribución, por cuanto son invariantes a la escala. Una definición más formal de los índices de movilidad relativos es que son aquéllos invariantes ante transformaciones lineales de los datos.<sup>4</sup> Lo anterior implica que un índice relativo toma valores iguales en dos ciudades en las que la distribución relativa de la educación de padres e hijos es la misma, aun habiendo diferencias en los promedios de educación. Los índices de movilidad ordinales van más allá y son invariantes ante cualquier transformación monotónica de los datos. En el ejemplo, siempre que el individuo 2 tenga más años que el 1, el índice ordinal será el mismo. Los índices absolutos, a diferencia de los relativos y los ordinales, son aquellos sensibles a la escala de las variables, lo que representa una desventaja a la hora de hacer comparaciones entre grupos. Como se verá, el promedio de años de educación de una cohorte o de una ciudad influye sobre los índices de movilidad absolutos.

Los dos últimos conceptos presentados en esta sección son los de movilidad de *intercambio* y *estructural*. Esta clasificación, más común en la literatura sociológica, permite diferenciar la movilidad de *intercambio*, que resulta de la rotación entre las posiciones disponibles en una distribución dada, y la *estructural*, que se da cuando cambia la distribución. En el contexto de la movilidad en educación, un ejemplo claro de cambio estructural es el aumento en la cobertura en los niveles superiores de educación. La transformación *II* presenta movilidad de *intercambio* dado que se mantiene inalterada la distribución, pero los individuos cambian de lugar. En el caso de la transformación *VI*, en cambio, se puede afirmar que hay movilidad estructural por cuanto la distribución del bien varía. Suponiendo que el bien fuera años de educación, se crea una nueva posición en la categoría a la cual pertenecen los individuos con dos años de educación. En este sentido, también en las transformaciones *IV* y *V* se podría hablar de movilidad estructural, aún manteniéndose inalteradas las distribuciones relativas. En efecto, en términos absolutos aumenta el número de posiciones en los niveles educativos más altos. En este documento se considera que no hay información suficiente para intentar descomponer la movilidad intergeneracional en educación entre sus partes estructural y de intercambio.<sup>5</sup> En cuanto a la búsqueda de índices neutros a cambios estructurales, en principio sólo los índices ordinales cumplen con estas características; sin embargo, éste no siempre es el caso, a continuación se verá por qué el único índice ordinal empleado en este documento también es sensible a cambios estructurales.

El primer índice de movilidad que se emplea en el documento,  $M^{Tau B}$  se construye a partir del estadístico de la prueba no paramétrica de dependencia: *Tau B* de Kendall. La idea es medir qué tanto coinciden padres e hijos en cuan-

<sup>4</sup>Un índice de movilidad es relativo en el sentido débil si  $f(\lambda x_{t-1}, \lambda x_t) = f(x_{t-1}, x_t)$ , para todo  $\lambda > 0$ , y es relativo en el sentido estricto si  $f(\lambda x_{t-1}, \alpha x_t) = f(x_{t-1}, x_t)$ , para todo  $\lambda, \alpha > 0$ .

<sup>5</sup>El problema está en que no se tiene información más detallada de la educación de los padres. Aspectos metodológicos de este tipo de descomposición pueden encontrarse en Markandya (1982).

to a su posición relativa en la sociedad. Se deben destacar dos características de este tipo de índices. Primero, sólo importa si hay, o no, un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Segundo, los resultados del índice dependen de la definición de las categorías. Como se verá en la siguiente sección, en los ejercicios del documento se consideran cuatro categorías que corresponden a niveles de educación fijos. El hecho de que los rangos no se construyan a partir de información detallada, por ejemplo en años, sino que se toman de niveles educativos fijos, produce muchos empates en las posiciones relativas. Esto implica que  $M^{Tau B}$  pierde algunas propiedades particulares de un índice ordinal; concretamente, es sensible a la escala y a cambios de tipo estructural. Un simple ejemplo muestra el porqué: si toda la población duplicara sus años de educación, se registrarían más cambios en las primeras categorías, pero ninguno en la última, y nada garantiza que el índice permanezca inalterado ante un cambio de esta naturaleza.

Es común encontrar este índice en estudios sobre movilidad intergeneracional, precisamente por ser una prueba de independencia, concepto que, como se vio, está estrechamente relacionado con la igualdad de oportunidades. El índice puede tomar valores entre -1 y 1. Hay perfecta independencia, o movilidad, cuando el índice es igual a cero, y perfecta dependencia, o movilidad, negativa o positiva, cuando es igual a -1 y 1, respectivamente. En vista de que, en estos ejercicios, la relación estimada entre la educación de los padres y la de los hijos es siempre positiva, en este documento el estadístico  $Tau B$  nunca tomará valores menores a cero. Por esta razón es posible definir, para los próximos ejercicios, el siguiente índice de movilidad  $M^{Tau B}$  que toma valores entre 0 y 1:

$$M^{Tau B} = 1 - Tau B$$

Este cambio se hace con el propósito de hacer más sencilla la lectura de los resultados. Todos los índices de movilidad empleados en el presente estudio se construyen de manera tal que son iguales a cero en situaciones de perfecta inmovilidad, y a uno en situaciones de perfecta movilidad.

Los siguientes dos índices de movilidad empleados se construyen a partir de matrices de transición. Por esta razón, es indispensable describir esta herramienta antes de seguir adelante. Si se tiene un número finito  $m$  de categorías del bien en cuestión, es posible estimar, en cada período, las probabilidades que tienen los individuos de pertenecer a las distintas categorías. En el presente documento, por ejemplo, se consideran inicialmente cuatro niveles educativos.<sup>6</sup> Estas probabilidades, que se conocen como *marginales*, pueden representarse en un vector  $\xi$ , de dimensión  $m \times 1$ . La matriz de transición contiene las probabilidades de moverse entre categorías, dadas las probabilidades marginales del período inicial: por ejemplo, las probabilidades de que un individuo cambie

<sup>6</sup>De existir la información, también se podrían construir matrices de transición midiendo la educación en años cursados (o aprobados). La única diferencia es que se tendrían más categorías. Incluso en el caso de variables continuas, como el ingreso, es posible agrupar los individuos, por ejemplo, por percentiles, y construir matrices de transición.

de nivel educativo, dado el nivel educativo de uno de sus padres. Si se consideran sólo dos períodos, la matriz de transición  $P$ , de dimensión  $m \times m$ , permite expresar las probabilidades marginales finales como función de las probabilidades marginales iniciales de la siguiente manera:

$$\xi_t = P' \xi_{t-1}$$

Donde:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ \xi_{2,t} \\ \vdots \\ \xi_{m,t} \end{bmatrix} \text{ y } P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1m} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{m1} & P_{m2} & \dots & P_{mm} \end{bmatrix}$$

$P_{ij}$  es la probabilidad de pasar de la categoría  $i$  a la  $j$ . Una propiedad de la matriz  $P$  es que, por construcción, la suma de los elementos de cada fila es igual a uno, en otras palabras,  $\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1$ . Cuando se dispone de información desagregada por individuo poblacional (como en el presente documento), la inferencia se hace a partir de la distribución de frecuencias; es decir, la probabilidad de pasar de la categoría  $i$  a la  $j$  es igual al número de individuos que pasaron de la categoría  $i$  a la  $j$ , dividido por el número de individuos que inicialmente pertenecían a la categoría  $i$ :

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$

En términos más generales, las matrices de transición se construyen a partir de una función  $f$  tal que  $f : \mathbb{R}^{2n} \rightarrow \mathbb{R}^{m^2}$ . En la gran mayoría de los casos las matrices de transición permiten resumir información, lo que es deseable en estudios de movilidad. Sin embargo, si lo que se quiere es hacer comparaciones, no siempre basta con reducir el problema a  $m^2$  elementos. Por tal razón, también a partir de matrices de transición se construyen índices escalares. Shorrocks (1978) propone un conjunto de índices de movilidad, relativos y basados en el concepto de independencia, que satisfacen la siguiente propiedad:  $M(I) \leq M(P) \leq M(Q)$ , siendo  $I$  la matriz identidad, que representa el caso de perfecta inmovilidad, y  $Q$  una matriz, asociada con perfecta movilidad, en la que todas las filas son iguales.<sup>7</sup> Por simplicidad, se normaliza de tal manera que  $M(I) = 0$  y  $M(Q) = 1$ , lo que implica que también en este caso los índices se encuentran entre cero y uno: son iguales a cero en caso de perfecta inmovilidad y a uno en caso de perfecta movilidad. Suponer una matriz de transición monótona garantiza que cualquier matriz tenga una medida de movilidad mayor a la de la matriz identidad.<sup>8</sup>

<sup>7</sup>De ser iguales todas las filas los individuos tienen igual probabilidad de pasar a cualquiera de las categorías, independiente de la categoría en el período inicial.

<sup>8</sup>Una matriz de transición es monótona si para todo  $i = 1, 2, \dots, (m-1)$  y  $j = 1, 2, \dots, (m-1)$  se tiene que  $\sum_{j=1}^k P_{i+1,j} \geq \sum_{j=1}^k P_{i,j}$ .

Dos índices que satisfacen estas propiedades son el índice de la traza ( $M^{Tr}$ ) y el de *segundo valor propio* ( $M^{SVP}$ ). El índice de la traza mide el nivel de concentración en la diagonal principal. Al igual que en  $M^{Tau B}$ , sólo importa si hay o no un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Por el contrario, el índice de segundo valor propio, también conocido como índice de Prais, mide la distancia entre cualquier matriz, y la matriz idéntica. Una interpretación común de el índice de Prais es que mide cuán rápido se olvida el legado familiar. Siendo  $\lambda_2(P)$  el segundo valor propio de la matriz  $P$ , los índices basados en matrices de transición son tales que:

$$M^{Tr}(P) = \frac{m - traza(P)}{m - 1}$$

$$M^{SVP}(P) = 1 - |\lambda_2(P)|$$

Uno de los problemas asociados con este tipo de medidas es que, una vez construidas las matrices de transición, se da igual importancia a cada una de las categorías, independiente del porcentaje de la población que haya en cada una de estas. Además, en el caso del índice  $M^{SVP}(P)$ , las distancias se miden en términos de categorías. Por lo anterior, los resultados dependen mucho de cómo éstas se definan; por ejemplo, para efectos del índice  $M^{SVP}(P)$  en este documento se asumirá que es lo mismo pasar de primaria a secundaria, que de técnico a profesional. No debería entonces esperarse que los resultados de este tipo de medidas coincidan con los de otras, construidas a partir del número de años de educación. Otro problema que concierne a los dos índices basados en matrices de transición es que, por las mismas razones que  $M^{Tau B}$ , son sensibles a la escala y a cambios estructurales.

Los últimos tres índices que se emplean en el presente documento se construyen a partir de modelos de regresión lineal, estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En el esquema más sencillo, y también el más empleado en la literatura empírica, la variable dependiente es la cantidad del bien en el momento  $t$ , y la independiente es la cantidad del bien en  $t - 1$ :

$$\chi_{i,t} = \alpha + \beta\chi_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

El estimador MCO de  $\beta$  puede expresarse como:

$$\hat{\beta} = \rho_{x_t x_{t-1}} \frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}}$$

En el caso de la transmisión intergeneracional de la educación lo usual es usar el número de años cursados (o aprobados) por los hijos y uno de los padres. Como en general no se conocen los años cursados por los padres, se deben hacer supuestos a partir de los niveles reportados. El índice de movilidad  $M^\beta$  se construye a partir del coeficiente estimado  $\hat{\beta}$ . Al igual que los demás índices,  $M^\beta$  está estrechamente relacionado con el concepto de independencia. En efecto, si  $\hat{\beta}$  es igual a cero, entonces se dice que  $x_{i,t}$  es estadísticamente independiente de  $x_{i,t-1}$ . En los ejercicios que se presentarán, el coeficiente estimado

$\hat{\beta}$  está siempre entre cero y uno. Entonces tiene sentido considerar un índice de la forma  $M^\beta = 1 - \hat{\beta}$ , que se lee igual que los demás índices.

Nótese que este índice tiene varias limitaciones. Primero, los cambios de  $\hat{\beta}$  pueden explicarse por factores distintos a la correlación entre  $x_t$  y  $x_{t-1}$ , también llamada correlación intergeneracional. En efecto,  $\hat{\beta}$  depende también de la dispersión de  $x$  en cada instante del tiempo, que a su vez depende de la media, y por tanto es sensible a la escala. Esto implica que  $M^\beta$  es un índice de movilidad absoluto y que sus resultados se deben interpretar con cautela. Por ejemplo, un aumento en el índice de movilidad  $M^\beta$  (menor  $\hat{\beta}$ ) en una ciudad, puede estar reflejando una reducción (o un menor aumento) en la dispersión del número de años cursados entre padres e hijos  $\left(\frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}}\right)$ , pero no necesariamente una menor correlación entre los años de educación de padres e hijos.

Una versión relativa de este tipo de índice es estimar directamente la correlación intergeneracional, que puede ser más útil a la hora de hacer comparaciones en vista de que controla por los cambios en la dispersión. La idea es normalizar  $x_t$  y  $x_{t-1}$  por sus respectivas desviaciones estándar. El índice de movilidad correspondiente es  $M^\gamma = 1 - \hat{\gamma}$ , donde  $\hat{\gamma}$  es el estimador MCO de la siguiente ecuación:

$$\frac{x_{i,t}}{\sigma_x} = \alpha + \gamma \frac{x_{i,t-1}}{\sigma_{x_{t-1}}} + \epsilon_{i,t}$$

Otra limitación, que es válida tanto para  $M^\beta$  como para  $M^\gamma$ , es que se asume que la relación entre la educación de los padres y la de los hijos es lineal. La evidencia empírica sostiene, sin embargo, que en el caso de educación las no linealidades son muy importantes.<sup>9</sup> Más aún, como se mencionó, no hay información acerca de los años de educación de los padres, y es necesario hacer supuestos para construir esta variable. Una alternativa que permite resolver estos dos problemas es emplear variables tipo *dummy* por nivel educativo como variables explicativas. El modelo por estimar es el siguiente:

$$x_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{m-1} \delta_k D_{k,i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Donde  $D_{k,i}$  es igual a uno si el individuo  $i$  pertenece a la categoría  $k$ , y cero en el caso contrario. En vista de que ya no se tiene un único coeficiente estimado, sino  $m-1$ , se debe recurrir a una estrategia diferente para construir un indicador de movilidad escalar. Una alternativa es medir cuánto de la varianza total de la regresión es explicada por las *dummies* de educación. Si el aporte no es importante, se entiende que la educación de los hijos es independiente de la de los padres. La descomposición de Fields (1996) es empleada en Andersen (2001) en un contexto muy similar. Sea  $s_k$  el aporte de la *dummy*  $k$  a la varianza total, tal que:

<sup>9</sup>Entre más alto sea el nivel promedio de educación, mayores son los esfuerzos que requiere una sociedad para seguir aumentando. Por el lado de los ingresos también hay diferencias importantes. Pasar de 10 a 11 años de educación tiene un impacto mucho mayor sobre los ingresos, que pasar de 17 a 18.

$$s_k = \frac{\delta_k \sigma_{\delta_k} \rho_{x_t} D_{k,t-1}}{\sigma_{x_t}}$$

El índice de movilidad  $M^\delta$  se construye a partir de la suma de los aportes de las  $m - 1$  *dummies*. Dado que esta suma toma valores entre cero y uno, y que se quiere que el índice se lea igual que los demás, entonces se opta por la siguiente forma:

$$M^\delta = 1 - \sum_{k=1}^{m-1} s_k$$

En la medida en que  $s_k$  es función de la varianza de las variables del modelo, se trata también de una medida de movilidad absoluta, la cual también permite calcular el efecto simultáneo de la educación del padre y de la madre. En ese último caso, que se denominará  $M^{2\delta}$ , se incluyen  $2(m - 1)$  *dummies*.

En síntesis, en el presente documento se busca medir la movilidad intergeneracional de la educación, para lo cual se emplean siete índices de movilidad, todos estrechamente relacionados con el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural.  $M^{Tau B}$  se construye a partir de la correlación por rangos y  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  se hacen con base en matrices de transición. Las principales limitaciones de estos índices es que dependen de la definición de las categorías y en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas; además, dada la naturaleza de aquéllas, son índices sensibles a la escala. Entre los índices que se construyen a partir de regresiones,  $M^\beta$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\beta}$  son absolutos, y  $M^\gamma$  es el único relativo. Los índices tipo  $M^\delta$  tienen varias ventajas sobre el resto, ya que no se hacen supuestos sobre el número de años de educación de los padres, y se pueden modelar relaciones no lineales. Además, en el caso de  $M^{2\delta}$  se emplea la información del padre y de la madre. En los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^\beta$  y  $M^\delta$ , se construyen desviaciones estándar asintóticas e intervalos de confianza, lo que permite contrastar las diferencias entre grupos. A continuación se hace un breve recuento de la literatura empírica en el tema de la movilidad intergeneracional en educación en Latinoamérica y Colombia.

### 3. Movilidad intergeneracional en educación en América Latina y Colombia

Debido a que son muchos los trabajos empíricos de movilidad intergeneracional en educación, en este documento no se pretende hacer una revisión exhaustiva de éstos. La sección se concentrará, en cambio, en los principales resultados de estudios comparativos en América Latina y Colombia.

En Azevedo y Bouillon (2009), quienes hacen una revisión relativamente completa de lo que se ha trabajado en América Latina, pueden identificarse dos grandes enfoques en cuanto a la movilidad intergeneracional: uno dedicado a los adultos y el otro, a niños y adolescentes. El primer enfoque, netamente retrospectivo como el del presente documento, es el empleado por Behrman, Gaviria y Székely (2001). Los autores se concentran en los adultos empleando

encuestas en las que se indaga acerca de la educación de los padres en Brasil, Colombia, México, Perú y los Estados Unidos,<sup>10</sup> y construyen índices tipo  $M^\beta$ . Los autores encuentran que los países latinoamericanos tienen menos movilidad que los Estados Unidos, destacándose Colombia y Brasil por sus bajos niveles. Asimismo, se muestra que, aún cuando las diferencias son pequeñas, en las ciudades hay mayor movilidad que en las zonas rurales, y los hombres la presentan más que las mujeres. Los autores también observan que la movilidad ha venido aumentando en el transcurso del tiempo; en efecto, las cohortes más recientes tienen más movilidad que sus predecesoras. Sin embargo, se ha venido reduciendo la tasa de crecimiento de la movilidad, hasta el punto de que en México la última cohorte estudiada registra un leve descenso. El segundo enfoque es el empleado en Dahan y Gaviria (1999), y Andersen (2001), en donde el objeto de estudio es la brecha educativa de jóvenes que todavía habitan con sus padres. Esta aproximación tiene la ventaja de que se tiene amplia información del hogar y de los padres. Mientras que Dahan y Gaviria (1999) se concentran en las diferencias entre hermanos, Andersen (2001) incluye todos los jóvenes. En ambos casos se construyen índices comparables a  $M^\gamma$ .

Entre los estudios sobre Colombia está el de Gaviria (2002), quien, con la misma información y metodología de Behrman, Gaviria y Székely (2001), construye índices de movilidad  $M^\beta$  para seis regiones de Colombia. Los que se encuentra es que la zona Central y la capital son las regiones más móviles. Le siguen en orden descendente la región Caribe, Pacífica, Antioquia y la Oriental. También se muestra que hay mayor movilidad en las ciudades de más de 300,000 habitantes. En Nina, Grillo y Alonso (2003) se estiman matrices de transición por métodos de máxima verosimilitud, e índices tipo  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SV}(P)$  por deciles de ingreso para siete ciudades.<sup>11</sup> Uno de los principales resultados es que a mayor nivel de ingreso, menor movilidad; además, se encuentra que para distintos rangos de ingreso Bogotá registra niveles de movilidad inferiores a los de las demás ciudades.

Cartagena (2003) emplea la encuesta de calidad de vida (ECV) de 1997 para construir una medida de movilidad ascendente, que corresponde a la probabilidad de que un individuo supere el nivel educativo del padre. Una vez más se confirma que hay una disminución en el ritmo de crecimiento de la movilidad, en este caso, a partir de los años setenta. Un último trabajo que se menciona es Tenjo y Bernal (2004), en el cual con base en la ECV de 2003, se construyen matrices de transición e índices de movilidad tipo  $M^\beta$ ;<sup>12</sup> además, se estiman modelos *probit* y modelos de duración. Como en otros trabajos, se verifica que la movilidad se reduce a medida que aumentan los niveles educativos; igualmente, se encuentra que la educación de la madre es más determinante que la

---

<sup>10</sup>Los autores se concentran en la población entre 23 y 69 años. En el caso de Colombia se emplea la Encuesta de Calidad de Vida de 1997.

<sup>11</sup>Se deben estimar a partir del cambio en la distribución a lo largo del tiempo porque no hay información acerca del nivel educativo de los padres. Los ejercicios se realizan con base en la encuesta nacional de hogares (1978-1996).

<sup>12</sup>Una alternativa al modelo tradicional propuesta por los autores es dividir el número de años de educación por el promedio. De esta manera se controla por la edad.

del padre, que los logros educativos son mayores en las ciudades y que los de las mujeres ya superaron a los de los hombres.

Aún cuando los trabajos mencionados coinciden en algunas de sus conclusiones; por ejemplo, que durante los últimos años se ha observado una desaceleración en la movilidad, tal vez relacionada con mayores niveles de ingreso y educación, también hay diferencias entre estos. De hecho, Behrman, Gaviria y Székely (2001) muestran que los hombres tuvieron mayor movilidad que las mujeres, contrario a lo que concluyen Tenjo y Bernal (2004). Así mismo, Gaviria (2002) encuentra que Bogotá es una de las regiones más móviles, mientras que Nina, Grillo y Alonso (2003) clasifican a la capital entre las ciudades que lo son menos. Nótese que la mayor parte de estos estudios basan sus conclusiones en un único índice de movilidad, por lo que es imposible saber si las diferencias en las conclusiones radican en el período de referencia, las fuentes de información o el índice escogido. Para evitar esto, en el presente documento se retoman varios de los índices empleados en estudios previos y presentados en la sección anterior; además, se calculan índices a partir de dos encuestas diferentes, que se detallan a continuación.

#### 4. Fuentes estadísticas

Las distintas metodologías requieren de información acerca de la educación de los padres. Dos encuestas recientes del DANE, que cumplen con este requisito, se emplean en el presente estudio: las etapas correspondientes a los dos primeros trimestres de 2008 de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) y la encuesta de calidad de vida (ECV) de 2008. En ambos casos se tiene representatividad a nivel nacional y cabecera/resto. Las diferencias más importantes entre las encuestas son el tamaño de la muestra y la representatividad regional. La primera cuenta con 407.899 entrevistados, y es representativa en 23 ciudades o áreas metropolitanas. La segunda tiene 50,542 observaciones y es representativa en nueve regiones.<sup>13</sup> Además la ECV tiene información acerca de las migraciones. En todos los ejercicios se emplean factores de expansión del DANE. Sólo se consideran individuos mayores de 25 años, ya que entre los más jóvenes la proporción de personas que todavía está estudiando es muy alta; tampoco se incluyen mayores de 65 años. Además, se descartan los individuos que no reportan la educación de los padres. Los tamaños efectivos de muestra se reportan en el Cuadro 1.

Es importante señalar que en las encuestas sólo se pregunta el nivel educativo más alto alcanzado por los padres, pero no se conoce el número de años cursados. Esto implica que, para los índices  $M^\beta$  y  $M^\gamma$ , se deben imputar el

<sup>13</sup>Las nueve regiones son: Caribe continental, denominada Atlántica por el DANE (La Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre y Córdoba); Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta); Central (Caldas, Quindío, Risaralda, Tolima, Huila y Caquetá); Pacífica (Chocó, Cauca y Nariño); Bogotá; San Andrés; Amazonía-Orinoquía (Arauca, Casanare, Vichada, Guainía, Guaviare, Vaupés, Amazonas y Putumayo); Antioquia y Valle del Cauca.

**Cuadro 1.** Tamaños efectivos de muestra

Información de educación	GEIH	ECV
Padre	150,909	16,143
Madre	141,454	16,171
Padre y Madre	129,786	13,942

*Fuente:* Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

**Cuadro 2.** Reclasificación de niveles educativos por encuesta

Nivel educativo	GEIH	ECV
1	Primaria o menos	
2	Secundaria	
3	Superior sin título	Técnico/tecnológico
4	Superior con título	Universitario

*Nota:* Superior incluye educación técnica, tecnológica y universitaria. En el resto de los casos se consideran niveles completos o incompletos.

*Fuente:* Elaborado por el autor.

número de años de educación correspondientes a cada nivel.<sup>14</sup> Como se verá, en la GEIH se encuentra sistemáticamente mayor cantidad de años, y también mayor varianza que en la ECV, lo que se explica, en gran medida, porque se dispone de información más precisa en la ECV. Además, las opciones de respuesta para los padres no son iguales a las de los hijos, y varían entre encuestas. Se hace entonces necesario reclasificar las respuestas para construir las matrices de transición. En general, se consideran cuatro categorías, pero hay diferencias entre encuestas (Cuadro 2).

Otro problema que resulta de la insuficiente información sobre los padres es que se debe agrupar, por un lado, analfabetas con personas que cursaron la primaria, y por el otro, profesionales con y sin posgrado. Esto resta precisión a los índices basados en matrices de transición, no sólo en cuanto a las distancias, sino también porque no se puede contabilizar la movilidad dentro de estos grupos.

## 5. Resultados

En esta sección se presentan resultados de movilidad intergeneracional en educación de las dos encuestas, desagregando, primero, por género, cohorte y, en seguida, por lugar de residencia del encuestado. Por último, se verificará si existen diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes. Por cuanto el presente documento es una versión resumida, sólo se presentarán los resulta-

<sup>14</sup>Otros trabajos en los que se hacen este tipo de imputaciones son Checchi, Fiorio y Leonardi (2008) y Fessler, Mooslechner y Schuerz (2009).

dos de mayor interés. En el documento de trabajo (Bonilla, 2010), se pueden consultar los resultados completos de los ejercicios.

### 5.1. Movilidad por género y cohorte

El Cuadro 3 muestra, para las dos encuestas, los niveles de educación, el promedio y la desviación estándar de los años cursados de los encuestados y de sus padres. Los índices se presentan a nivel nacional para encuestados entre 26 y 65 años, así como desagregados por género y cohorte del encuestado. En las dos últimas columnas se reporta el cambio intergeneracional en el promedio y la desviación estándar de años de educación. Como era de esperarse, entre los encuestados y sus padres hay un aumento importante en la educación. La proporción de personas con primaria o menos se redujo a la mitad, aumentado considerablemente la secundaria, y en menor medida los niveles superiores de educación. Nótese que la ECV reporta sistemáticamente menos años de educación en los padres y, por tanto, mayores aumentos entre generaciones. El hecho de que la composición por grupos educativos sea relativamente similar entre encuestados, respalda la idea de que la diferencia radica en los supuestos a partir de los cuales se construyó el número de años de educación de los padres.

Aún cuando la diferencia es relativamente pequeña, las dos encuestas coinciden en que las mujeres aumentaron el promedio de años más que los hombres, y los superaron. Esto podría interpretarse como convergencia intergeneracional en educación entre hombres y mujeres, ya que las madres tenían un nivel educativo muy inferior al de los padres. Aún así, las mujeres tienen menores probabilidades de tener educación superior. Con respecto a las diferencias entre cohortes, se observa que el nivel educativo de los encuestados ha venido aumentando de manera sostenida, así como el de sus respectivos padres. Sin embargo, el cambio relativo en los años de educación retrocede en la cohorte 26–35. Esto se explica en gran medida porque los padres de la última cohorte tuvieron niveles educativos sustancialmente mayores a los de las cohortes anteriores, lo que probablemente refleja la rápida expansión de la cobertura educativa entre 1950 y 1965 (Ramírez y Téllez, 2006).

Los cambios en los promedios, sin embargo, no permiten saber si las mejoras en educación se dieron de manera homogénea o si se concentraron en algunos grupos en particular. Los índices de movilidad reportados en el Cuadro 4 muestran que los logros educativos de los encuestados estuvieron condicionados por la educación de sus padres. Lo primero que debe señalarse es que, con la excepción de  $M^\beta$ , y aún cuando se emplearon categorías diferentes, los índices de las dos encuestas tienen valores similares y en general se mantiene el orden de los resultados.<sup>15</sup> Por su parte, algunos índices, como  $M^\beta$ , registran mayores niveles de movilidad con respecto a la educación del padre que frente

<sup>15</sup>Una explicación para la gran diferencia en  $M^\beta$  es que, dado que en la ECV se tiene información más detallada sobre la educación de los padres, al imputar los años de educación se genera una mayor varianza. Esto reduce el coeficiente  $\hat{\beta}$  y aumenta el índice  $M^\beta$ . Una vez se corrige por las desviaciones estándar ( $M^\gamma$ ), la diferencia entre encuestas se reduce sustancialmente.

a la de la madre, mientras que otros indican lo contrario ( $M^{Tau B}$ ). En general, las diferencias no son muy importantes y en el caso de  $M^\gamma$ , en general, éstas no son significativas.

En cuanto a las diferencias según género, la mayoría de los índices reflejan que las mujeres han tenido mayor movilidad que los hombres, lo que es consistente con los resultados de Tenjo y Bernal (2004). Aún cuando en la GEIH  $M^\beta$  y  $M^\gamma$  con respecto a la educación de la madre, indican lo contrario, estas diferencias no son significativas. Este resultado va más allá de una reducción en las disparidades de género. Las matrices de transición muestran que las mujeres tuvieron mayor éxito para alcanzar niveles superiores de educación.<sup>16</sup> Con respecto a la educación del padre, sólo en el caso de la ECV y de las hijas de hombres profesionales, no se verifica esto. Cabe destacar que las mujeres hijas de mujeres profesionales superaron ampliamente a los hombres en su participación en el nivel superior. Pero no todo es favorable para las mujeres, pues también tuvieron mayor movilidad porque registran mayores retrocesos educativos. En particular, se debe destacar que las hijas de personas clasificadas en nivel 3 bajaron al nivel de secundaria en mayor proporción.

Pasando al análisis por cohortes,  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , y en menor medida  $M^{Tr}(P)$ , muestran que la movilidad ha aumentado de manera sostenida a lo largo del tiempo, mientras que el resto de los índices coinciden en que la movilidad aumentó hasta la de 36–45 años, y se estabilizó en la de 26–35 años (la diferencia entre las dos cohortes no es significativa ni en  $M^{Tau B}$  ni en  $M^\gamma$ ). Un aumento en la movilidad, como el que con certeza se observó hasta la cohorte 36–45, puede explicarse en gran medida por el progresivo aumento de la cobertura en los distintos niveles educativos. En efecto, la mayor oferta educativa, particularmente en entidades públicas, hizo cada vez más accesibles los distintos niveles, superándose poco a poco efectos restrictivos de las circunstancias familiares. Incluso para la última cohorte habría razones para creer que la movilidad debería seguir aumentando, en particular, la persistencia en el nivel primaria o menos siguió bajando. Sin embargo, en la última cohorte también aumentó la persistencia en los niveles 2 y 3.<sup>17</sup> Además, se presentó un salto importante en la educación de los padres que no se vio reflejado en un avance proporcional entre los hijos. También fue mucho menor el aumento en la dispersión en los años de educación en la última cohorte. Esto explica porque, aun habiendo niveles similares de movilidad relativa, algunos índices absolutos como  $M^\beta$  tomen valores más altos (Cuadro 3). Una discusión más amplia en las diferencias entre índices se encuentra en la sección VI.

---

<sup>16</sup>Véase el Anexo 2.

<sup>17</sup>Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo.

**Cuadro 3.** Nivel de años de educación (promedio y desviación estándar) de los encuestados y sus padres y cambio intergeneracional, nacional, por género y cohorte del encuestado

	Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por el padre				Años de educación del padre				Porcentaje de población por máximo nivel educativo alcanzado por la madre				Años de educación de la madre				Porcentaje de población por máximo nivel educativo alcanzado por el encuestado				Años de educación del encuestado		Prom años hijo / padre		D.E. años hijo / padre		
	1	2	3	4	Prom	DE	1	2	3	4	Prom	D.E.	1	2	3	4	Prom	D.E.	1	2	3	4	Prom	D.E.	Prom	D.E.	Prom
26-65 años	84.0	11.3	1.7	3.0	4.37	3.33	86.2	11.4	0.9	1.5	4.13	2.92	40.7	37.9	3.3	18.2	8.25	5.02	1.89	1.51							
Hombre	83.6	11.5	1.8	3.2	4.38	3.39	85.8	11.6	1.0	1.6	4.15	2.98	41.5	37.1	3.6	17.9	8.21	5.09	1.87	1.50							
Mujer	85.8	11.6	1.0	1.6	4.37	3.27	86.6	11.2	0.9	1.3	4.11	2.87	42.6	37.1	3.0	17.3	8.29	4.95	1.90	1.51							
56-65	90.0	7.0	1.2	1.8	3.49	3.22	91.7	7.2	0.6	0.6	3.26	2.86	63.9	22.3	1.1	12.7	6.00	5.13	1.72	1.59							
46-55	87.4	8.8	1.4	2.4	4.03	3.26	89.1	9.6	0.5	0.7	3.76	2.78	47.2	32.7	2.0	18.1	7.71	5.25	1.91	1.61							
36-45	86.0	10.0	1.3	2.7	4.32	3.19	88.2	9.9	0.7	1.2	4.12	2.78	38.6	40.2	2.4	18.8	8.45	4.91	1.96	1.54							
26-35	77.5	15.8	2.4	4.3	5.01	3.43	79.6	16.0	1.8	2.6	4.80	3.04	29.1	45.1	5.6	20.1	9.32	4.56	1.86	1.33							
26-65 años	82.5	12.2	1.3	4.0	3.76	3.98	85.0	12.3	1.2	1.6	3.42	3.47	40.0	36.6	8.6	14.8	8.28	5.00	2.20	1.26							
Hombre	81.9	12.8	1.3	4.0	3.79	4.01	84.9	12.4	1.0	1.7	3.41	3.49	40.3	36.8	7.8	15.0	8.19	5.03	2.16	1.25							
Mujer	83.1	11.6	1.4	4.0	3.74	3.95	85.0	12.3	1.3	1.5	3.43	3.46	39.7	36.3	9.3	14.6	8.36	4.97	2.24	1.26							
56-65	88.6	7.8	1.0	2.5	2.90	3.57	90.8	8.1	0.6	0.5	2.61	2.96	62.9	21.8	4.2	11.0	6.09	5.15	2.10	1.44							
46-55	85.5	10.1	1.0	3.3	3.41	3.80	87.9	10.3	0.8	1.0	3.02	3.26	46.7	31.9	6.0	15.4	7.71	5.29	2.26	1.39							
36-45	85.6	10.3	1.0	3.1	3.46	3.69	87.5	10.8	0.9	0.9	3.21	3.20	38.7	38.9	8.3	14.0	8.37	4.86	2.42	1.32							
26-35	76.0	16.3	2.0	5.7	4.55	4.31	77.9	16.9	2.0	3.2	4.26	3.91	28.2	43.3	12.2	16.4	9.41	4.51	2.07	1.05							

*Nota:* Prom: Promedio, D.E.: Desviación Estándar. Para definición de niveles educativos véase el Cuadro 2.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

**Cuadro 4.** Índices de movilidad intergeneracional, nacional, por género y cohorte del encuestado

	Con respecto al padre						
	Tau B		Índices basados en matrices de transición		Índices basados en regresiones		
	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)		
Nacional 26-65 años	0.613 (0.613-0.613)	0.739	0.473	0.251 (0.243-0.257)	0.503 (0.498-0.507)	0.809	
Género	Hombre	0.600 (0.599-0.599)	0.729	0.472	0.242 (0.231-0.252)	0.495 (0.488-0.502)	0.796
	Mujer	0.625 (0.625-0.625)	0.748	0.474	0.259 (0.249-0.267)	0.510 (0.504-0.516)	0.821
Cohorte	56-65 años	0.585 (0.584-0.585)	0.678	0.304	0.160 (0.140-0.179)	0.472 (0.460-0.484)	0.784
	46-55 años	0.632 (0.631-0.632)	0.762	0.454	0.222 (0.207-0.237)	0.518 (0.508-0.526)	0.823
	36-45 años	0.642 (0.641-0.642)	0.730	0.473	0.282 (0.268-0.294)	0.534 (0.525-0.541)	0.831
	26-35 años	0.598 (0.597-0.598)	0.764	0.531	0.355 (0.344-0.366)	0.516 (0.507-0.523)	0.793
Nacional 26-65 años	0.618 (0.618-0.618)	0.716	0.499	0.341 (0.324-0.357)	0.475 (0.462-0.488)	0.819	
Género	Hombre	0.601 (0.600-0.601)	0.682	0.482	0.309 (0.285-0.333)	0.449 (0.429-0.467)	0.797
	Mujer	0.634 (0.633-0.634)	0.747	0.509	0.370 (0.347-0.392)	0.499 (0.480-0.517)	0.838
ECV	56-65 años	0.599 (0.598-0.600)	0.725	0.373	0.201 (0.152-0.249)	0.446 (0.412-0.479)	0.808
	46-55 años	0.611 (0.610-0.611)	0.685	0.460	0.242 (0.205-0.279)	0.455 (0.428-0.481)	0.816
	36-45 años	0.676 (0.675-0.676)	0.732	0.504	0.359 (0.326-0.390)	0.513 (0.488-0.537)	0.855
	26-35 años	0.613 (0.611-0.613)	0.756	0.570	0.474 (0.448-0.499)	0.497 (0.472-0.521)	0.809

*Continúa próxima página*

	Con respecto a la madre						Con respecto al padre y a la madre	
	Tau B	Índices basados en matrices de transición		Índices basados en regresiones		Delta (niveles)		
		Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)			Delta (niveles)
Nacional 26-65 años	0.623 (0.623-0.623)	0.739	0.474	0.169 (0.160-0.176)	0.512 (0.507-0.516)	0.818	0.774	
Género	Hombre	0.619 (0.619-0.619)	0.727	0.472	0.174 (0.162-0.186)	0.516 (0.508-0.523)	0.814	0.766
	Mujer	0.627 (0.626-0.627)	0.752	0.474	0.163 (0.152-0.174)	0.508 (0.501-0.514)	0.822	0.781
Cohorte	56-65 años	0.612 (0.611-0.612)	0.695	0.305	0.109 (0.086-0.130)	0.499 (0.486-0.511)	0.813	0.759
	46-55 años	0.643 (0.642-0.643)	0.710	0.439	0.127 (0.108-0.144)	0.534 (0.525-0.543)	0.831	0.791
	36-45 años	0.655 (0.654-0.655)	0.781	0.524	0.215 (0.199-0.229)	0.552 (0.543-0.560)	0.842	0.795
	26-35 años	0.595 (0.594-0.595)	0.751	0.513	0.266 (0.253-0.279)	0.506 (0.496-0.514)	0.789	0.744
Nacional 26-65 años	0.626 (0.625-0.626)	0.688	0.442	0.228 (0.209-0.246)	0.458 (0.444-0.470)	0.825	0.777	
Género	Hombre	0.624 (0.623-0.624)	0.741	0.459	0.220 (0.192-0.247)	0.455 (0.435-0.474)	0.823	0.758
	Mujer	0.628 (0.627-0.628)	0.645	0.403	0.235 (0.210-0.260)	0.460 (0.442-0.478)	0.825	0.792
ECV	56-65 años	0.606 (0.605-0.607)	0.542	0.269	0.021 (-0.03-0.076)	0.428 (0.396-0.460)	0.809	0.763
	46-55 años	0.626 (0.625-0.627)	0.714	0.420	0.121 (0.078-0.162)	0.453 (0.426-0.478)	0.821	0.775
	36-45 años	0.674 (0.672-0.674)	0.759	0.487	0.234 (0.197-0.269)	0.491 (0.467-0.515)	0.867	0.818
	26-35 años	0.608 (0.607-0.608)	0.688	0.489	0.387 (0.359-0.415)	0.461 (0.437-0.485)	0.794	0.750

Nota: Entre paréntesis, los intervalos de confianza de los índices  $M^{TauB}$ ,  $M^{Tau}$  y  $M^{Delta}$  al 5% de significancia.

Fuente: Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

## 5.2. Movilidad por lugar de residencia del encuestado, cabecera/resto, 23 ciudades y nueve regiones

En los cuadros 5 y 6 se desagregan niveles y años de educación e índices de movilidad por lugar de residencia de los encuestados entre cabecera y resto. En ambas encuestas se observa que los habitantes de las cabeceras y sus padres tienen niveles de educación significativamente superiores a los del resto. El porcentaje de la población con primaria o menos cae en las cabeceras de alrededor del 80 % al 30 %, mientras que el resto sólo desciende de alrededor del 96 % al 76 %. Además, el porcentaje de los encuestados con nivel secundario de las cabeceras duplica el del resto. Asimismo, en las cabeceras también aumentó mucho más la proporción de personas con educación superior. Las encuestas, sin embargo, discrepan en cuanto al cambio en el promedio y la dispersión de los años de educación. Mientras que en la GEIH se registra que los habitantes de las cabeceras aumentaron en mayor proporción el número de años, así como la desviación estándar, en ECV se encuentra lo contrario. La gran diferencia está en el número de años de educación de los padres, que es mucho más baja en la ECV para la población rural. Una explicación para la diferencia es que la ECV tiene información más desagregada, y permite diferenciar primaria incompleta de completa, cosa que no es posible en la GEIH. El mayor nivel de desagregación permite hacer supuestos más precisos en la ECV, lo que lleva, en el caso de los padres de los entrevistados en el resto, a promedios significativamente más bajos.

Sólo el índice  $M^{SVP}(P)$  señala, en todas las especificaciones, que las cabeceras tuvieron mayor movilidad. Los demás índices coinciden en que las cabeceras tuvieron menor movilidad, es decir que allí el nivel educativo de los encuestados depende más del de los padres que en el resto. Esto se debe en parte a que en las cabeceras se registran mayores niveles educativos entre los padres. Como en el caso de la última cohorte, las matrices de transición muestran que la persistencia en el nivel 4 es sustancialmente mayor en dichas zonas que en el resto. Asimismo, son muchos más los retrocesos hasta el nivel de primaria o menos en las zonas rurales.<sup>18</sup> Además, en las cabeceras aumentó mucho menos la dispersión en los años de educación, lo que se debe, en gran medida, a que se parte de niveles de educación mucho más altos.

---

<sup>18</sup>Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo.

**Cuadro 5.** Nivel y años de educación (promedio y desviación estándar) de los encuestados y sus padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades\*

		Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por el padre				Años de educación del padre			
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
GEIH	Cabecera	80.2	13.8	2.1	3.8	4.82	3.36		
	Resto	97.5	2.2	0.1	0.2	2.76	2.63		
ECV	Cabecera	79.00	14.39	1.65	4.96	4.27	4.17		
	Resto	96.19	3.47	0.11	0.23	1.78	2.18		

		Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por la madre				Años de educación de la madre			
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
GEIH	Cabecera	82.9	14.1	1.2	1.9	4.53	2.89		
	Resto	97.8	2.1	0.1	0.1	2.74	2.58		
ECV	Cabecera	81.72	14.88	1.43	1.97	3.88	3.63		
	Resto	96.97	2.80	0.12	0.11	1.72	2.04		

		Porcentaje de población por máximo nivel educativo alcanzado por el encuestado				Años de educación del encuestado		Prom. años hijo / padre	D.E. años hijo / padre
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
GEIH	Cabecera	30.2	43.0	4.1	22.7	9.35	4.83	1.94	1.44
	Resto	77.9	19.5	0.3	2.3	4.35	3.50	1.58	1.33
ECV	Cabecera	30.92	40.53	10.48	18.06	9.25	4.84	2.16	1.16
	Resto	75.26	21.17	1.49	2.07	4.55	3.67	2.56	1.68

*Nota:* Para definición de los niveles educativos, véase cuadro 2.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

**Cuadro 6.** Índices de movilidad intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, cabecera/resto

		Con respecto al padre					
		Índices basados en matrices de transición		Índices basados en regresiones			
	Tau B	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	
GEIH	Cabecera	0.630 (0.629-0.630)	0.776	0.543	0.328 (0.321-0.334)	0.532 (0.527-0.536)	0.823
	Resto	0.782 (0.781-0.782)	0.707	0.349	0.597 (0.571-0.622)	0.697 (0.677-0.716)	0.948
ECV	Cabecera	0.631 (0.630-0.631)	0.747	0.560	0.427 (0.407-0.447)	0.506 (0.488-0.523)	0.832
	Resto	0.780 (0.778-0.781)	0.819	0.517	0.394 (0.355-0.432)	0.640 (0.617-0.662)	0.947
		Con respecto a la madre				Con respecto al padre y a la madre	
		Índices basados en matrices de transición		Índices basados en regresiones			
	Tau B	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	
GEIH	Cabecera	0.634 (0.634-0.634)	0.775	0.549	0.237 (0.228-0.245)	0.542 (0.536-0.546)	0.830
	Resto	0.792 (0.791-0.792)	0.808	0.408	0.561 (0.534-0.587)	0.674 (0.654-0.693)	0.946
ECV	Cabecera	0.634 (0.633-0.634)	0.718	0.501	0.321 (0.298-0.343)	0.487 (0.469-0.504)	0.835
	Resto	0.810 (0.808-0.811)	0.759	0.437	0.318 (0.279-0.357)	0.614 (0.591-0.636)	0.949

*Nota:* Para definición de los niveles educativos, véase cuadro 2.

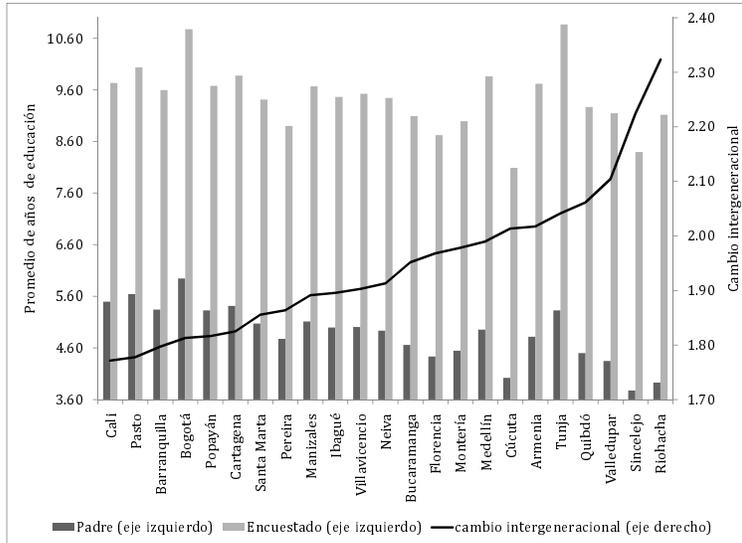
*Fuente:* Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

Para los resultados por ciudades y regiones se opta por concentrarse sólo en algunas de las medidas de educación y movilidad, dado que el volumen de información dificulta la interpretación.<sup>19</sup> El Gráfico 1 muestra el número de años de educación promedio de encuestados y padres por ciudades, así como el cambio relativo. Lo primero que salta a la vista es que hay una relación negativa entre los años de educación promedio de los padres y el cambio relativo. Con una correlación de -0.83, hay clara evidencia de que hay convergencia entre ciudades en los promedios educativos. Las ciudades con menor cambio son Cali, Pasto, Barranquilla, Bogotá, Popayán y Cartagena. En aquéllas, se parte de promedios relativamente altos en los padres y los encuestados superan los 9,6 años de educación. En el caso de las cuatro ciudades con mayor aumento, Quibdó, Valledupar, Sincelejo y Riohacha, se parte de niveles muy bajos en los padres, y los encuestados no superan los nueve años de educación. Tunja es la quinta ciudad con mayor aumento en el promedio de años, pero se distingue de las cuatro precedentes. De menor a mayor cambio relativo en años de educación, Cartagena ocupa el sexto puesto, Bucaramanga el 13 y Medellín el 16.

En cuanto a la movilidad, se muestran sólo dos índices relativamente representativos. Para escogerlos, se construyen las correlaciones simples y por rangos (Spearman) de los índices de las distintas ciudades (Anexo 1). Se pueden clasificar los índices en dos grupos. Por un lado están  $M^{Tau B}$ ,  $M^\gamma$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ , índices positiva y altamente correlacionados entre ellos. Por otro lado están  $M^{Tr}(P)$ ,  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$  que tienen poca correlación con los índices del primer grupo, en ocasiones negativa, y se encuentran medianamente correlacionados entre ellos. Los dos índices representativos de sus respectivos grupos son  $M^{Tau B}$  y  $M^\beta$  con respecto a la educación del padre. Lo primero que debe decirse es que, aún cuando no todas las diferencias son significativas, sí lo son aquéllas entre las ciudades de mayor y las de menor movilidad. Como puede verse en el gráfico 2, hay algunas ciudades que se encuentran siempre entre las más móviles, como Montería, Neiva y Valledupar. Por su parte, Quibdó está siempre entre las menos móviles. Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios en el conjunto de los índices. En otras ciudades, sin embargo, hay diferencias considerables entre índices. En particular, en Bogotá, Cartagena y Cali, tres de las ciudades más grandes del país, los valores de los índices del segundo grupo son altos, mientras que los del primero indican que la movilidad fue relativamente menor. En Riohacha y Florencia y en menor medida en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, sucede lo contrario, los índices del primer grupo son altos y los del segundo bajos. En el caso de Medellín los índices del primer grupo toman valores medios mientras que los índices del segundo grupo la ubican entre las ciudades con mayor movilidad.

Desagregando por regiones, también se observa convergencia en el promedio de años de educación. En efecto, la correlación entre el promedio de años de educación de los padres y el cambio intergeneracional es de -0.9. San Andrés, Bogotá y Valle son las regiones con mayores niveles educativos entre los padres y en las que menos aumentó el promedio. Por su parte, las regiones con mayor

<sup>19</sup>Los cuadros completos pueden consultarse en los Anexo 2 y 3 del documento de trabajo.

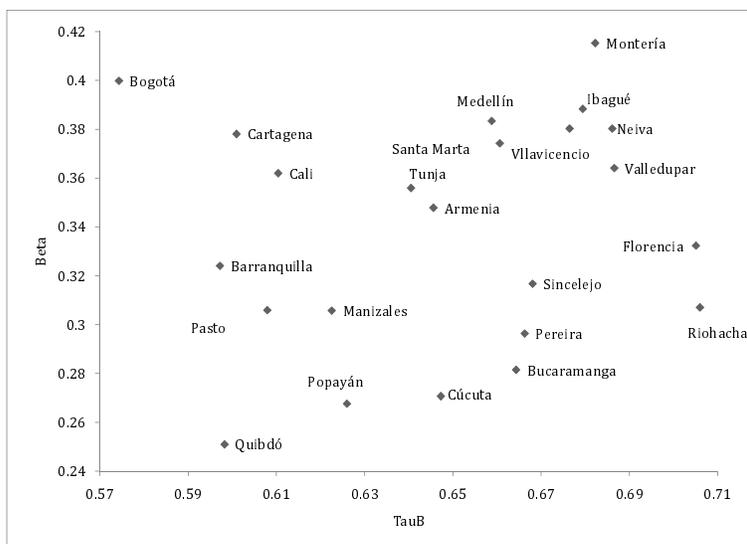


**Gráfico 1.** Años de educación promedio de encuestados y padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades.

*Fuente:* cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

aumento promedio son Caribe, Central, Oriental y Amazonía/Orinoquía, todas ellas caracterizadas por bajos niveles educativos entre los padres. En Antioquia, que se encuentra en un punto medio, se parte aproximadamente de 3.5 años de educación en los padres, y los hijos alcanzan los 8.2, lo que la ubica en la quinta posición (Gráfico 3).

Las diferencias entre los índices de movilidad son menos grandes entre regiones que entre ciudades. Sin embargo, también se pueden clasificar en los mismos dos grupos de índices (Anexo 1). En el Gráfico 4 se observa que la región Pacífica (sin Valle) está siempre entre las menos móviles, mientras que San Andrés y Amazonía/Orinoquía permanecen entre las que más lo son. En los rangos medios pueden clasificarse las regiones Caribe, Antioquia y en menor medida, Oriental y Central. En los casos de Bogotá y Valle se tiene en general bajos niveles de movilidad con los índices pertenecientes al primer grupo, y altos con los del segundo. Dada la definición de las regiones, los resultados de Gaviria (2002) para el año 1997 no son del todo comparables. No obstante, nótese que hay algunas similitudes; con el índice  $M^{\beta}$  Bogotá se encuentra en ambos casos entre las regiones más móviles, así mismo, Caribe y Antioquia se encuentran en una posición media. Las regiones Central y Oriental, en cambio, cambian completamente de posición.

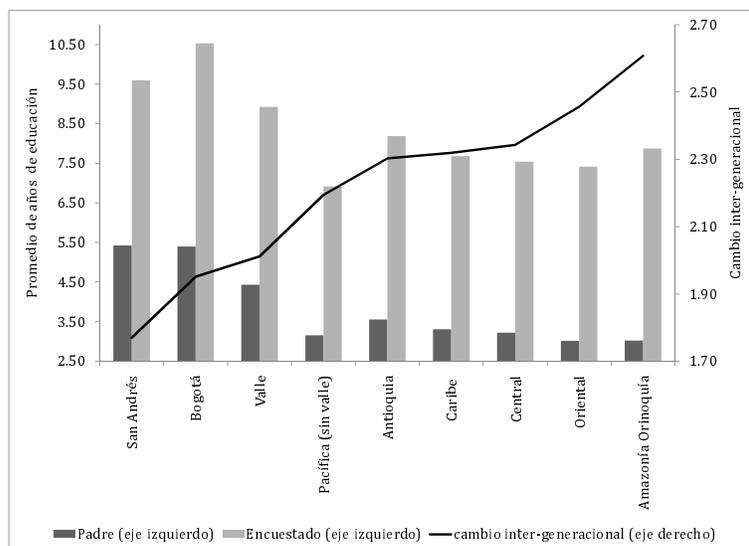


**Gráfico 2.** Índices  $M^{Tau B}$  y  $M^{\beta}$  con respecto a la educación del padre, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Dada la definición de las regiones, el único resultado en este nivel de región de la ECV comparable con resultados de la GEIH es el de Bogotá. Como puede verse, el índice  $M^{Tau B}$  es muy similar, y el  $M^{\beta}$  es mayor. La diferencia en  $M^{\beta}$ , sin embargo, es común a todos los niveles de desagregación, por las razones expuestas en la sección III. Más allá de los valores de los índices, cabe destacar que los resultados de la ECV confirman lo que se había encontrado para 23 ciudades. De acuerdo con  $M^{\beta}$ , Bogotá registra altos niveles de movilidad, pero esto se explica sobre todo porque los padres tenían mayores niveles de educación, lo que se traduce en un menor aumento en la dispersión. Por su parte, los índices  $M^{Tau B}$  y  $M^{\gamma}$  señalan que la capital tiene menos movilidad relativa frente a otras regiones y ciudades del país, lo que se podría interpretar como que sus habitantes cambian menos de posición en la sociedad. Los índices  $M^{\delta}$  y  $M^{2\delta}$  encuentran resultados similares a los de los índices relativos.

Antes de pasar a las diferencias en la movilidad entre migrantes y no migrantes, vale la pena resaltar que tanto en las ciudades como en las regiones se encontró que, en términos relativos, el promedio de años de educación aumentó considerablemente más en donde los padres estaban más rezagados; en este sentido se habla de convergencia en promedios. Sin embargo, los cambios

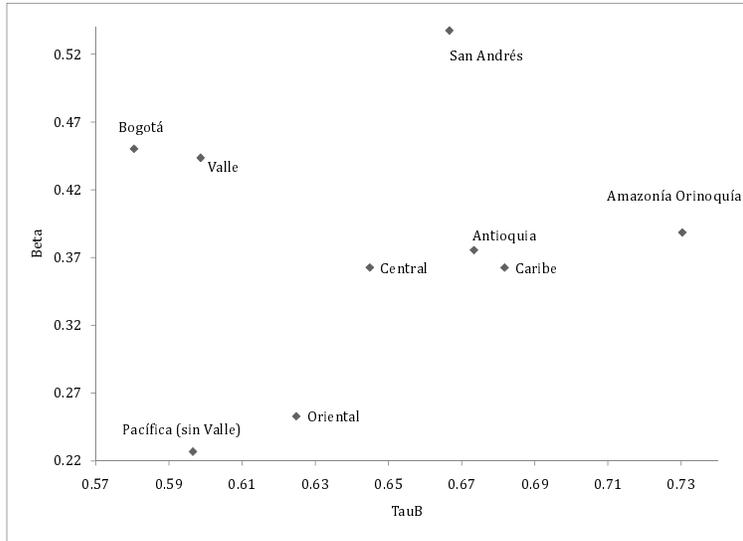


**Gráfico 3.** Años de educación promedio de encuestados y padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 9 regiones.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

en el promedio no necesariamente implican mayor movilidad. Entonces ¿existe relación entre la movilidad intergeneracional y el nivel educativo de los padres?

El cuadro 7 muestra las correlaciones entre las distintas medidas de movilidad y el nivel educativo de los padres. También se incluyen las correlaciones entre la movilidad y el cambio intergeneracional en el promedio de años de educación. Como puede verse, mientras que los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  están negativamente relacionados con la educación de los padres, en los índices del segundo grupo la relación es netamente positiva. Como era de esperarse, cuando se compara la movilidad con el cambio en el promedio de años de educación, se encuentra exactamente lo contrario. De acuerdo con  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ , a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , en cambio, señalan que hubo menor movilidad en donde más crecieron los promedios. El índice  $M^\gamma$ , por su parte, no es concluyente dado que sus correlaciones toman valores cercanos a cero y cambian a las distintas especificaciones. Nótese que, hasta cierto punto, los resultados de ambos grupos coinciden con los que se hallaron al desagregar por cohorte y cabecera/resto. En el primer grupo hay claras señales de una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional, que es coherente con los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad.



**Gráfico 4.** Índices  $M^{Tau B}$  y  $M^\beta$  con respecto a la educación del padre, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , en cambio, encuentran una relación positiva. Algunas de las razones por las cuales se dan estas diferencias entre índices se discutirán en la sección VI.

**Cuadro 7.** Correlaciones simple y por rangos entre los años de educación de los padres, el cambio intergeneracional y los índices de movilidad, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades (GEIH) y nueve regiones (ECV)

	Tau B	Con respecto al padre						
		Índices basados en matrices de transición		Índices basados en regresiones				
		Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)		
Promedio de años de educación	Correlación simple	GEIH	-0.67	0.09	0.24	0.33	-0.11	-0.73
		ECV	-0.37	0.50	0.63	0.81	-0.06	-0.56
	Correlación por rangos	GEIH	-0.70	0.07	0.17	0.25	-0.17	-0.76
		ECV	-0.20	0.47	0.47	0.78	0.05	-0.28
Madre	Correlación simple	GEIH	-0.57	0.12	0.25	0.31	0.03	-0.63
		ECV	-0.28	0.56	0.62	0.83	-0.01	-0.46
	Correlación por rangos	GEIH	-0.70	0.07	0.18	0.22	-0.16	-0.75
		ECV	-0.27	0.50	0.48	0.82	0.03	-0.32
Con respecto al padre	Correlación simple	GEIH	0.55	0.09	0.10	-0.18	-0.07	0.59
		ECV	0.51	-0.36	-0.39	-0.64	0.23	0.65
	Correlación por rangos	GEIH	0.54	0.16	0.12	-0.11	0.00	0.61
		ECV	0.52	-0.30	-0.28	-0.57	0.30	0.62
Con respecto a la madre	Correlación simple	GEIH	0.32	0.09	0.14	-0.10	-0.27	0.37
		ECV	0.31	-0.52	-0.38	-0.69	0.10	0.42
	Correlación por rangos	GEIH	0.26	0.18	0.23	-0.03	-0.29	0.34
		ECV	0.30	-0.48	-0.33	-0.70	0.03	0.37

*Continúa próxima página*

	Con respecto a la madre										Con respecto al padre y a la madre		
	Tau B	Índices basados en matrices de transición				Índices basados en regresiones						Delta (niveles)	Delta (niveles)
		Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	Delta (niveles)				
Promedio de años de educación	Correlación simple	GEIH	-0.73	0.27	0.62	0.12	-0.01	-0.75	-0.74				
	ECV	ECV	0.11	-0.06	0.00	0.82	0.34	-0.03	-0.29				
	Correlación por rangos	GEIH	-0.74	0.25	0.65	0.16	-0.09	-0.75	-0.77				
	ECV	ECV	0.03	-0.18	0.13	0.82	0.17	0.02	-0.20				
Madre	Correlación simple	GEIH	-0.69	0.32	0.65	0.11	0.11	-0.73	-0.69				
	ECV	ECV	0.13	-0.06	0.01	0.86	0.35	-0.01	-0.26				
	Correlación por rangos	GEIH	-0.77	0.25	0.69	0.14	-0.10	-0.78	-0.77				
	ECV	ECV	-0.05	0.03	0.45	0.92	0.22	-0.03	-0.23				
Con respecto al padre	Correlación simple	GEIH	0.59	-0.08	-0.28	0.00	-0.18	0.59	0.63				
	ECV	ECV	-0.02	0.21	0.14	-0.69	-0.22	0.08	0.39				
	Correlación por rangos	GEIH	0.55	-0.04	-0.38	0.03	-0.11	0.55	0.61				
	ECV	ECV	0.20	0.18	-0.02	-0.63	0.10	0.22	0.45				
Cambio en promedio de años	Correlación simple	GEIH	0.44	-0.10	-0.24	0.05	-0.37	0.45	0.45				
	ECV	ECV	-0.10	0.22	0.13	-0.81	-0.30	0.00	0.27				
	Correlación por rangos	GEIH	0.37	-0.07	-0.23	0.08	-0.41	0.35	0.39				
	ECV	ECV	0.10	0.15	-0.28	-0.88	-0.22	0.07	0.25				

Fuente: Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

### 5.3. Movilidad educativa y migraciones

Un tema indispensable para completar el análisis regional de la movilidad intergeneracional es el de las migraciones. En efecto, hay estrechas relaciones entre las migraciones y la movilidad. Este tema ha sido ampliamente estudiado en el contexto de las migraciones internacionales; véase, por ejemplo, Borjas (1993), Dustmann (2005), Bauer y Riphahn (2006), y Abdurrahman, Chen y Corak (2008). En lo que respecta las migraciones internas en Colombia se ha mostrado que la mayor parte de las personas que se desplazan, llegan a regiones más prósperas que sus lugares de origen. Además, aquellos que parten de una región tienen en general mayores promedios de educación que los que se quedan (Romero, 2010). Pareciera entonces que migrar tiene implicaciones en términos de movilidad educacional. Con la intención de aportar evidencia a esta discusión, a continuación se busca responder la siguiente pregunta: ¿Los migrantes tuvieron mayor movilidad intergeneracional en educación?

De acuerdo con la información de la ECV, el 56.7% de las personas nunca ha migrado, el 42.3% cambió de municipio, y el 0.9% viene de otro país. En los Cuadros 8 y 9 se presentan niveles y años de educación e índices de movilidad por migraciones. Como puede verse, los migrantes internos, es decir, aquellos que cambiaron de municipio, tienen en promedio menos años de educación, tanto entre padres como en hijos. La razón es que hay menos migrantes en el nivel superior con título. Además, los migrantes internos presentan un aumento intergeneracional en el promedio de años de educación un poco mayor. Por el contrario, los encuestados que vienen de otros países, y sus padres, tienen niveles de educación considerablemente mayores. La mayor parte de los índices de movilidad, con la excepción de  $M^{Tr}(P)$  y  $M^\gamma$  con respecto a la madre, encuentran que los migrantes internos tuvieron mayor movilidad en educación que los no migrantes. Sin embargo, las diferencias no son muy grandes, y sólo en  $M^{Tau B}$  son representativas. En cuanto a los migrantes internacionales, todos los índices, excepto  $M^\beta$ , apuntan a que éstos tuvieron menor movilidad. Sin embargo, también en este caso se encuentra que las diferencias son representativas sólo en el caso de  $M^{Tau B}$ .

**Cuadro 8.** Nivel y años de educación (promedio y desviación estándar) de los encuestados y sus padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por migraciones\*

		Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por el padre				Años de educación del padre		Prom. años hijo / padre	D.E. años hijo / padre
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
		No ha migrado		81.8	12.7	1.3	4.2		
Ha migrado	de otro municipio	84.2	11.2	1.3	3.3	3.61	3.82		
	de otro país	54.68	24.28	0.84	20.20	6.93	5.74		
		Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por la madre				Años de educación de la madre		Prom. años hijo / padre	D.E. años hijo / padre
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
		No ha migrado		84.8	12.6	1.2	1.4		
Ha migrado	de otro municipio	85.7	11.7	1.0	1.6	3.36	3.40		
	de otro país	61.38	23.95	3.10	11.57	5.86	5.21		
		Porcentaje de encuestados por máximo nivel educativo alcanzado por el encuestado				Años de educación del encuestado		Prom. años hijo / padre	D.E. años hijo / padre
		1	2	3	4	Prom.	D.E.		
		No ha migrado		39.3	36.2	9.2	15.3		
Ha migrado	de otro municipio	41.3	37.2	8.0	13.5	8.09	4.90	2.24	1.28
	de otro país	22.45	29.13	6.72	41.70	10.96	5.72	1.58	1.00

Fuente: Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

**Cuadro 9.** Índices de movilidad intergeneracional, 26-65 años, por migraciones

	Con respecto al padre					
	Índices basados en matrices de transición			Índices basados en regresiones		
	Tau B	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)
No ha migrado	0.605 (0,604-0,605)	0.719	0.496	0.329 (0,306-0,350)	0.463 (0,445-0,480)	0.809
Ha migrado	0.650 (0,649-0,650)	0.719	0.509	0.362 (0,335-0,387)	0.502 (0,481-0,522)	0.844
	0.437 (0,434-0,440)	0.652	0.408	0.374 (0,233-0,513)	0.371 (0,230-0,511)	0.663
	Con respecto a la madre					
	Índices basados en matrices de transición			Índices basados en regresiones		
	Tau B	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)
No ha migrado	0.630 (0,629-0,630)	0.722	0.432	0.222 (0,196-0,247)	0.458 (0,440-0,475)	0.830
Ha migrado	0.631 (0,630-0,631)	0.648	0.445	0.238 (0,210-0,265)	0.465 (0,446-0,484)	0.826
	0.476 (0,472-0,478)	0.724	0.493	0.269 (0,113-0,424)	0.339 (0,198-0,479)	0.691
						0.772
						0.792
						0.635

En los siguientes ejercicios se desagregan los resultados por región y migraciones. La idea es verificar si en las distintas regiones tampoco hay diferencias importantes entre quienes siempre han vivido en el mismo municipio y quienes han cambiado. Dado que se tienen muy pocas observaciones, se omiten las migraciones internacionales. Como en el apartado anterior, el análisis se concentra en algunas de las medidas.<sup>20</sup> En el gráfico 5 puede verse que en algunas regiones las diferencias en educación entre migrantes y no migrantes son importantes. Por ejemplo en Bogotá y Valle los no migrantes registran mayor educación tanto en padres como en hijos. En Pacífico, Oriental y Amazonía/Orinoquía sucede exactamente lo contrario, llegan personas en promedio más educadas que quienes habitaban allí. Por otro lado, la relación entre los años de educación de educación de los padres y el cambio intergeneracional, asociados con la convergencia a promedios, es un poco mayor en los no migrantes (-0.89) que en los migrantes internos (-0.86). En las regiones en que más aumenta el promedio de años de educación de los no migrantes, Caribe, Antioquia, Oriental y Amazonía/Orinoquía, el cambio supera al de los migrantes.

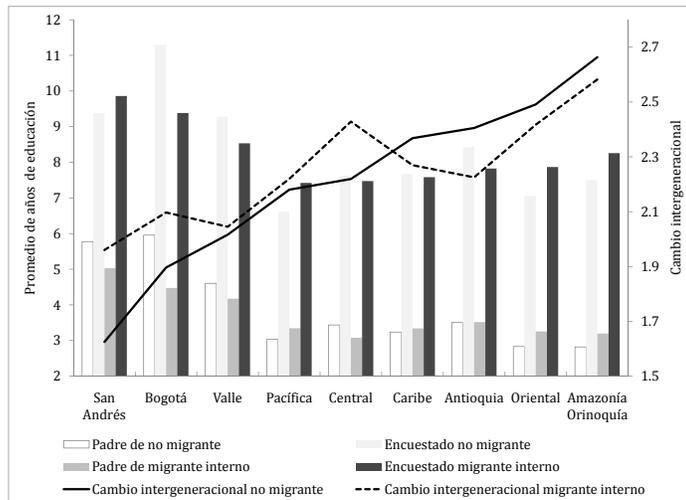
Desagregando por región y migraciones,  $M^{Tau B}$  sigue siendo altamente representativo del primer grupo de índices. No obstante, debe advertirse que en el caso de los migrantes internos los resultados de  $M^\beta$  difieren de los de los índices construidos a partir de matrices de transición.<sup>21</sup> En el Gráfico 6 puede verse que en las regiones Pacífica, Oriental, Caribe, Valle y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes. En las demás regiones hay algunas diferencias. Amazonía/Orinoquía es el caso más claro, pues los índices coinciden en que los no migrantes tienen mayor movilidad. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, por su parte, los índices del primer grupo son similares en migrantes y no migrantes, pero  $M^\beta$  es significativamente menor en los migrantes. En la región Central la diferencia está en los índices del primer grupo, que es menor en los migrantes. En términos generales, sigue habiendo una relación negativa entre  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  y el promedio de años de educación de los padres, y positiva en el caso de los índices  $M^\beta$ . En los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  la relación es positiva en no migrantes, y negativa en los migrantes internos. En este caso, los resultados de  $M^\gamma$  tampoco son concluyentes, en la siguiente sección, se amplía la discusión en cuanto a las diferencias entre índices.

## 6. Discusión

Si bien es mejor construir varios índices que concluir a partir de unos pocos, el haber incluido una amplia gama de índices ha impedido hacer una geografía clara, y sobre todo única, de la movilidad intergeneracional en educación en Colombia. La pregunta clave que queda por responder es ¿cuáles índices son más cercanos a la realidad? A continuación se retoman algunas de las diferencias

<sup>20</sup>Los cuadros completos pueden consultarse en el Anexo 4 del documento de trabajo.

<sup>21</sup>Véase Anexo 4.



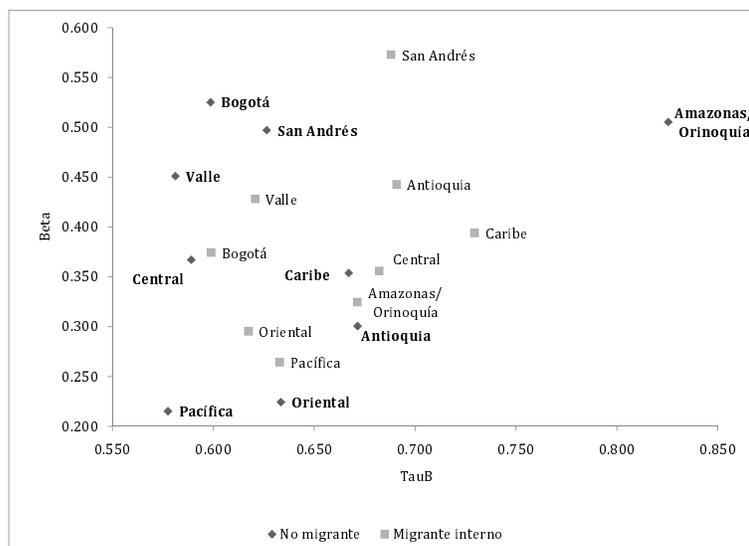
**Gráfico 5.** Años de educación promedio de encuestados y padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado y migraciones, 9 regiones.

*Fuente:* Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

conceptuales entre índices y los resultados presentados en la sección anterior, con el fin de discutir cuáles pueden ser más confiables.

En el caso de  $M^\beta$  se sabe que se trata de un índice absoluto y, por tanto, es sensible al cambio en la dispersión de los años de educación. Dado un mismo nivel de movilidad relativa,  $M^\beta$  toma valores más altos en ciudades y regiones donde aumenta menos la dispersión de los años de educación entre padres e hijos. Esto es precisamente lo que sucede en Bogotá y Cartagena (y Valle entre las regiones). Aún cuando la posición relativa de los individuos cambió menos (lo que se ve reflejado en los resultados de  $M^\gamma$ ), el índice  $M^\beta$  encuentra que hubo alta movilidad porque la dispersión aumentó menos. Por el contrario, en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, en donde hay evidencia de mayor movilidad relativa, la dispersión aumentó más, por lo que los índices  $M^\beta$  son menores a los del resto (Gráfico 7).

Lo anterior lleva a la pregunta: ¿qué determina el cambio en la dispersión? Los cambios en la dispersión de las distintas ciudades están estrechamente relacionados con las variaciones en los promedios. En efecto, en el caso de las ciudades la correlación simple entre el cambio en la dispersión y el de la media aritmética es 0.92 con respecto a la educación del padre, y 0.95 en el caso de la madre. Esto parece apenas natural, dado que la desviación estándar

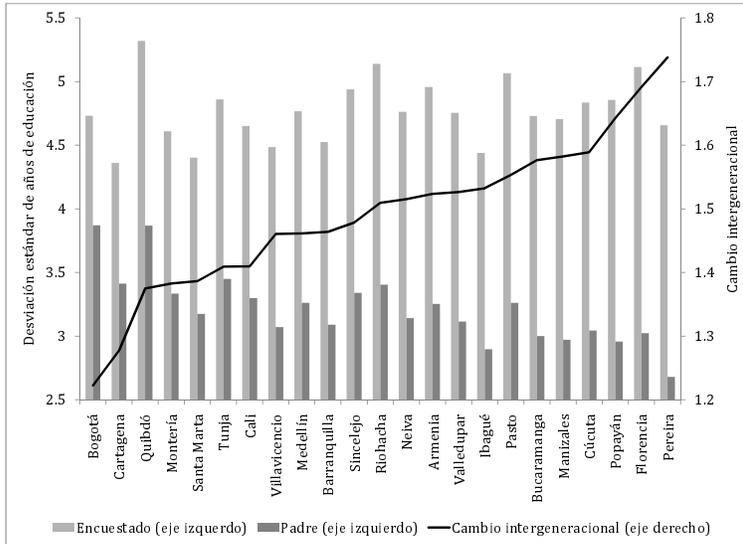


**Gráfico 6.** Índices  $M^{Tau B}$  y  $M^\beta$  con respecto a la educación del padre, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado y migraciones, nueve regiones.

*Fuente:* cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

es una medida de dispersión que depende de la media. Pero la relación va más allá, el cambio en la media tiene, a su vez, una correlación negativa casi perfecta con los años de educación de los padres. Una correlación de  $-0,95$  entre el cambio en la desviación estándar y la educación de los padres permite afirmar que las diferencias en los cambios en la desviación se explican, en gran medida, por las diferencias en la educación de los padres. Así, las ciudades con mayores aumentos en la dispersión de los años de educación son aquellas que inicialmente tenían promedios bajos y poca dispersión, como por ejemplo Cúcuta, Popayán, Florencia y Pereira. En cambio, en las ciudades con mayor promedio de educación en los padres, como Bogotá, Cartagena y Quibdó, la dispersión aumenta menos. Algo similar sucede en las regiones.

Además del sesgo introducido por las diferencias en la educación de los padres, el que los resultados de  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  (que también son sensibles a la escala) sean más cercanos a los de  $M^{Tau B}$  da a suponer que debe haber otras razones por las cuales  $M^\beta$  muestra resultados diferentes. Entre éstas se destacan dos: la primera es que  $M^\beta$  depende de los supuestos a partir de los cuales se construyen los años de educación de los padres y, en segundo lugar, en  $M^\beta$  se supone una relación lineal entre la educación de los padres y la de los hijos. Nótese que para construir el índice  $M^\gamma$  se hacen exactamente los mismos supuestos, lo que puede explicar por qué las correlaciones entre este índice y la educación de los



**Gráfico 7.** Desviación estándar de años de educación de encuestados y padres y cambio intergeneracional, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades.

Fuente: Cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

padres es menor a la de  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ .

En cuanto a los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$ , debe tenerse en cuenta que los resultados dependen de la definición de las categorías y, dada la información disponible, en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas. El primer problema que subyace es que en los grupos muy grandes no se tienen en cuenta los movimientos internos. Por ejemplo, no se registra cambio ni cuándo el hijo de una persona sin educación cursa algún grado de primaria, ni cuando el hijo de un profesional obtiene un posgrado. Además, en el caso de  $M^{SVP}(P)$  se asume que las distancias entre categorías son constantes, supuesto que, dadas las categorías, parece demasiado fuerte. Por ejemplo, en el caso de la ECV vale lo mismo pasar de primaria o menos a secundaria, que puede tener un equivalente de hasta a once años de educación, que pasar de superior sin título a superior con título. En este sentido, los índices que se construyen a partir de años de educación son más precisos. Ésta es una ventaja que tiene  $M^\delta$ , se usan los años de educación de los encuestados, en lugar de las categorías.

Resumiendo,  $M^\gamma$  es más adecuado para hacer comparaciones entre grupos que  $M^\beta$ , dado que no es sensible al cambio en la dispersión. En el caso de los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$ , todo depende de la definición de las categorías, y en la medida en que en este documento sólo se

consideran cuatro, puede haber pérdidas importantes en precisión. Los índices tipo  $M^\delta$ , por su parte, tienen ventajas porque los supuestos son menos restrictivos, ya sea en el manejo de la información como en la forma funcional. En el caso de  $M^{2\delta}$ , se puede además usar información del padre y de la madre de manera simultánea. En vista de que los índices con mayores ventajas hacen parte del primer grupo, y que sus resultados regularmente coinciden entre ellos, se puede suponer que son más confiables. Esta argumentación, por ende, no permite concluir de manera definitiva, pero sí aporta elementos a la discusión.

## 7. Conclusiones

El documento tuvo por objetivo estudiar la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional. Para ello, se construyen siete índices de movilidad, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Además, se empleó información de dos encuestas diferentes, lo que permitió desagregar en 23 ciudades y 9 regiones, así como estudiar la relación entre movilidad y migraciones. La primera conclusión es que los resultados son sensibles a los índices. De acuerdo con un primer grupo de índices, a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Otros índices, en cambio, concluyen que se registra menor movilidad en donde hay mayores aumentos en los promedios. Estas diferencias confirman que en investigaciones sobre movilidad es indispensable construir varios índices.

Con el ánimo de ir más allá, en la sexta sección se exponen razones por las cuales, aún cuando la evidencia no es concluyente, se cree que los resultados del primer grupo de índices, que incluye  $M^{Tau B}$ ,  $M^\gamma$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ , son más confiables. Entre los argumentos está que en el primer grupo se encuentran índices que no son sensibles al cambio en la dispersión, no dependen de la definición de las categorías de educación, tienen supuestos menos restrictivos y permiten usar el máximo de información disponible. Las siguientes conclusiones se derivan de los índices de este grupo. En el ámbito nacional las mujeres registran mayor movilidad que los hombres y la movilidad aumenta en el transcurso del tiempo hasta la penúltima cohorte estudiada; en la última se revierte la tendencia.

Desagregando por el lugar de residencia del encuestado, se encuentra que los habitantes de las cabeceras tienen menos movilidad que los de las zonas rurales. Por ciudades, Bogotá, Cartagena, Cali y Quibdó muestran niveles bajos de movilidad, mientras que Montería, Neiva, Valledupar, Riohacha y Florencia se encuentran siempre entre las más móviles. Por su parte, Medellín, Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios. En el caso de las regiones, Pacífica (sin Valle), Bogotá y Valle son las que tienen menos movilidad, seguidas de Oriental, Central, Caribe y Antioquia. Las regiones con mayor movilidad son San Andrés y Amazonía/Orinoquía. En términos generales. En términos generales, se observa una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional de las ciudades y las regiones; es decir, hubo más movilidad en donde los padres tenían niveles

de educación bajos, lo que es coherente con la convergencia en promedios y los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad.

En cuanto a las diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes, los índices del primer grupo muestran que éstas son poco representativas en el agregado nacional. Al desagregar por regiones, sin embargo, se encuentra que en Amazonía/Orinoquía y Central los no migrantes tienen mayor movilidad que los migrantes, lo que se explica en gran medida porque los padres de los no migrantes tienen niveles educativos relativamente inferiores. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, Pacífico, Oriental, Caribe, Valle y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes.

Este documento es sólo una primera aproximación regional al tema de la transmisión intergeneracional de la desigualdad y son varios los temas que quedan pendientes. En primer lugar, el problema de la movilidad intergeneracional en educación va mucho más allá de la cobertura. En Gaviria (2002) se muestra que la calidad de la educación pública está muy por debajo de la privada, lo que implica que recibir educación de calidad es todavía un privilegio reservado para pocos. En segundo lugar, las medidas presentadas en este documento se enfocaron en adultos, y reportan, por tanto, resultados de una transmisión en educación que ya terminó. Sería pertinente preguntarse también por las diferencias regionales en la brecha educativa en niños y adolescentes, empleando, por ejemplo, las metodologías propuestas por Andersen (2001) y Dahan y Gaviria (1999). Otro tema que merece especial atención es el de la primera infancia, ya que cada vez hay más evidencia de que este período es tanto o más importante para el desarrollo de habilidades que la educación formal (Doyle, Harmon, Heckman, y Tremblay, 2009). Tomando la educación de los padres como una circunstancia, también es posible medir cuánto de la desigualdad en el ingreso se debe a las oportunidades que tuvieron, o dejaron de tener, los habitantes. Por último, está el tema de la movilidad intergeneracional en ingresos, que se ha estudiado relativamente poco en Colombia.

**Cuadro 10. Anexo 1.**  
Correlación simple y por rangos entre índices de movilidad, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 23 ciudades

	Con respecto al padre					Con respecto a la madre					Delta (niveles) padre y madre				
	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)		Gamma (años)	Delta (niveles)		
Correlación simple	TauB		1.00												
	Traza		0.26	1.00											
	2 valor propio		0.19	0.85	1.00										
	Beta (años)		0.16	0.49	0.51	1.00									
	Gamma (años)		0.69	0.49	0.30	0.36	1.00								
	Delta (niveles)		0.98	0.23	0.14	0.06	0.68	1.00							
Con respecto a la madre	TauB		0.92	0.27	0.07	0.08	0.60	0.92	1.00						
	Traza		0.17	0.76	0.72	0.32	0.52	0.17	0.15	1.00					
	2 valor propio		-0.34	0.44	0.59	0.25	0.01	-0.37	-0.38	0.69	1.00				
	Beta (años)		0.09	0.27	0.28	0.73	-0.02	-0.04	0.09	0.09	0.16	1.00			
	Gamma (años)		0.49	0.44	0.15	0.23	0.87	0.49	0.53	0.51	0.10	0.02	1.00		
	Delta (niveles)		0.90	0.23	0.03	0.00	0.59	0.93	0.99	0.14	-0.41	0.01	0.52	1.00	
	Delta (niveles) padre y madre		0.95	0.28	0.16	0.01	0.63	0.98	0.95	0.19	-0.36	-0.07	0.45	0.96	1.00

*Continúa próxima página*

	Con respecto al padre					Con respecto a la madre					Delta (niveles) padre y madre		
	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)		Gamma (años)	Delta (niveles)
	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00		1.00	1.00
Con respecto al padre	TauB	0.18	0.17	0.21	0.63	0.99	0.91	0.01	-0.39	0.10	0.42	0.92	0.96
	Traza	1.00	0.85	0.47	0.33	0.19	0.62	0.38	0.31	0.25	0.11	0.19	0.19
	2 valor propio	0.17	1.00	0.57	0.29	0.16	0.57	0.48	0.37	0.09	-0.02	0.11	0.11
	Beta (años)	0.21	0.47	1.00	0.29	0.17	0.22	0.22	0.79	0.14	0.83	0.49	0.10
	Gamma (años)	0.63	0.33	0.30	1.00	0.61	-0.02	-0.08	0.14	0.49	0.97	0.97	0.53
Correlación por rangos	Delta (niveles)	0.99	0.19	0.16	0.17	0.61	0.91	0.02	0.13	0.47	0.91	0.91	1.00
Con respecto a la madre	TauB	0.91	0.13	0.02	0.13	0.47	0.91	0.01	-0.39	0.10	0.42	0.92	0.96
	Traza	1.00	0.62	0.57	0.15	0.28	0.03	1.00	0.66	0.66	1.00	0.66	1.00
	2 valor propio	0.17	0.62	0.48	0.22	-0.02	-0.43	1.00	0.22	0.22	0.04	0.04	0.04
	Beta (años)	0.21	0.47	0.37	0.79	-0.08	0.03	1.00	0.12	0.11	0.01	0.01	0.01
	Gamma (años)	0.63	0.33	0.30	0.29	1.00	0.40	0.42	0.34	0.04	0.01	0.10	0.10
Delta (niveles) padre y madre	0.99	0.19	-0.02	0.11	0.10	0.92	0.99	-0.07	-0.50	0.04	0.43	1.00	
						0.97	0.95	-0.01	-0.45	0.36	0.96	1.00	

Fuente: Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

**Cuadro 11. Anexo 2.**  
Correlación simple y por rangos entre índices de movilidad, 26-65 años, por lugar de residencia del encuestado, 9 regiones

	Con respecto al padre					Con respecto a la madre					Delta (niveles) padre y madre			
	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)		Gamma (años)	Delta (niveles)	
Correlación simple	TauB	1.00												
	Traza	0.26	1.00											
	2 valor propio	0.37	0.53	1.00										
	Beta (años)	0.16	0.44	0.82	1.00									
	Gamma (años)	0.86	0.00	0.60	0.49	1.00								
	Delta (niveles)	0.96	0.01	0.16	-0.03	0.78	1.00							
Con respecto a la madre	TauB	0.73	0.21	0.72	0.54	0.89	0.66	1.00						
	Traza	-0.40	-0.12	-0.16	-0.19	-0.40	-0.34	-0.45	1.00					
	2 valor propio	-0.49	-0.25	-0.34	-0.11	-0.40	-0.43	-0.64	0.77	1.00				
	Beta (años)	0.07	0.41	0.77	0.92	0.43	-0.08	0.57	-0.28	-0.23	1.00			
	Gamma (años)	0.51	0.10	0.75	0.69	0.83	0.42	0.92	-0.44	-0.47	0.77	1.00		
	Delta (niveles) padre y madre	0.74	0.13	0.58	0.45	0.88	0.72	0.97	-0.42	-0.56	0.46	1.00		
	Delta (niveles) padre y madre	0.90	0.09	0.46	0.23	0.90	0.90	0.89	-0.36	-0.53	0.19	0.70	0.94	1.00

*Continúa próxima página*

	Con respecto al padre					Con respecto a la madre					Delta (niveles) padre y madre		
	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)	Gamma (años)	Delta (niveles)	TauB	Traza	2 valor propio	Beta (años)		Gamma (años)	Delta (niveles)
		1.00											
Con respecto al padre	TauB	0.27	1.00										
	Traza	0.25	0.65	1.00									
	2 valor propio	0.02	0.45	0.82	1.00								
	Beta (años)	0.83	0.25	0.48	0.38	1.00							
	Gamma (años)	0.98	0.15	0.13	-0.07	0.82	1.00						
Con respecto a la madre	TauB	0.73	0.32	0.52	0.28	0.90	0.68	1.00					
	Traza	-0.25	-0.02	0.18	0.02	-0.37	-0.23	-0.32	1.00				
	2 valor propio	-0.48	-0.13	-0.10	0.15	-0.37	-0.38	-0.50	0.62	1.00			
	Beta (años)	-0.15	0.40	0.62	0.93	0.23	-0.22	0.12	-0.03	0.28	1.00		
	Gamma (años)	0.55	0.13	0.52	0.55	0.87	0.52	0.80	-0.27	-0.23	0.50	1.00	
Correlación por rangos													
Delta (niveles) padre y madre													
	0.87	0.32	0.42	0.12	0.92	0.83	0.93	-0.33	-0.55	-0.05	0.73	0.92	
Delta (niveles) padre y madre													
	0.87	0.32	0.42	0.12	0.92	0.83	0.93	-0.33	-0.55	-0.05	0.73	0.92	

Fuente: Cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

## Referencias

- Abdurrahman, Aydemir; Chen, Wen-Hao; Corak, Miles (2008). “Intergenerational Education Mobility Among the Children of Canadian Immigrants”, *Research Paper*, No. 316, Business and Labor Market Analysis Division, Statistics Canada.
- Andersen, Lykke E. (2001). “Social Mobility in Latin America: Links with Adolescent Schooling”. *Working paper*, No. 433, Inter-American Development Bank (IDB).
- Azevedo, Viviana; Bouillón, César P. (2009). “Social Mobility in Latin America: A Review from Existing Evidence”. *Working paper*, No. 689, Inter-American Development Bank (IDB).
- Bauer, Philipp; Riphahn, Regina T. (2006). “Education and its Intergenerational Transmission: Country of Origin—Specific Evidence for Natives and Immigrants from Switzerland”, *mimeo*, University of Erlangen-Nuremberg.
- Behrman, Jere R.; Gaviria Alejandro; Székely, Miguel (2001). “Intergenerational mobility in Latin America”, *Working paper*, No. 452, Inter-American Development Bank (IDB).
- Blanden, Jo (2009). “How Much Can We Learn From International Comparisons of Intergenerational Mobility?”, *Working paper*, No. 11, Centre for the Economics of Education, London School of Economics.
- Black, Sandra E. ; Devereux Paul J. (2010). “Recent Developments in Intergenerational Mobility”, *Discussion Paper Series*, No. 4866, The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Bonilla, Leonardo (2010). “Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, No. 130, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER—Banco de la República.
- Bonilla, Leonardo (2009). “Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia: Un análisis de microdescomposición”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 27, No. 59, pp. 100–156.
- Borjas, George (1993). “The Intergenerational Mobility of Immigrants”, *Journal of Labor Economics*, vol. 11, No. 1, pp. 113–135.
- Cartagena, Katherine (2003). “Educación y movilidad intergeneracional en Colombia 1929–1996”, *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, vol. 3, No. 2, pp. 27–66.
- Checchi, Daniele; Dardanoni, Valentino (2002). “Mobility Comparisons: Does using different measures matter?”, *Working paper*, No. 15-2002, Dipartimento di Economia Politica e Aziendale, Università degli studi di Milano.
- Checchi, Daniele; Fiorio, Carlo V.; Leonardi, Marco (2008). “Intergenerational Persistence in Educational Attainment in Italy”, *Discussion Paper Series*, No. 3622, The Institute for the Study of Labor (IZA).

- Dahan, Momi; Gaviria, Alejandro (1999). "Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America", *Working paper*, No. 395, Inter-American Development Bank (IDB).
- Doyle, Orla; Harmon, Colm P.; Heckman, James J.; Tremblay, Richard E. (2009). "Investing in early human development: Timing and economic efficiency", *Economics and Human Biology*, vol. 7, No. 1, pp. 1–6.
- Dustmann, Christian (2005). "Intergenerational Mobility and Return Migration: Comparing the sons of foreign and native born fathers", *Discussion Paper*, No. 05–05, Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London.
- Fessler, Pirmin; Mooslechner, Peter; Schuerz, Martin (2009). "Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Austria", *mimeo*, Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- Fields, Gary; Ok, Efe A. (1996). "The measurement of income mobility: An introduction to the literature", *Economic Research Reports*, No. 96–05, Faculty of Arts and Science, Department of Economics, New York University.
- Fields, Gary (2004). "Economic and Social Mobility Really Are Multifaceted", *mimeo*, School of Industrial and Labor Relations, Cornell University.
- Gaviria, Alejandro (2002). *Los que suben y los que bajan: educación y movilidad social en Colombia*, Fedesarrollo y Alfaomega, Bogotá.
- Markandya, Anil (1982). "Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare", *European Economic Review*, vol. 17, No. 3, pp. 307–324.
- Nina, Esteban; Grillo, Santiago; Alonso, Carlos (2003). "Movilidad social y transmisión de la pobreza en Bogotá", *Economía y Desarrollo*, vol. 2, No. 2, pp. 119–154.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2010). *Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe 2010: Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad*, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), New York.
- Ramírez, María T.; Téllez, Juana P. (2006). "La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX", *Borradores de Economía*, No. 379, Banco de la República.
- Romero, Julio (2010). "El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano". *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, No. 129, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER - Banco de la República.
- Shorrocks, Anthony (1978). "The Measurement of Mobility", *Econometrica*, vol. 46, No. 5, pp. 1013–1024.
- Tenjo, Jaime; Bernal, Gloria L. (2004). "Educación y movilidad social en Colombia". *Documentos de economía*, No. 13, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.