

**E PUR SI MUOVE? MOVILIDAD, POBREZA Y DESIGUALDAD EN
AMÉRICA LATINA**

**ADRIANA CONCONI, GUILLERMO CRUCES,
SERGIO OLIVIERI Y RAÚL SÁNCHEZ**

RESUMEN

Clasificación JEL: J62, D31, C51.

El propósito de este trabajo es contribuir con el estudio de la pobreza y desigualdad del ingreso analizando una dimensión no tan explorada, la movilidad social. Dadas las limitaciones en los datos disponibles, nos centramos en la movilidad intergeneracional. Para ello, se computan tres índices de movilidad para los países de América Latina a principios de los noventa y comenzando el nuevo milenio: el índice de movilidad social (Andersen, 2001), el índice de movilidad educativa intergeneracional (Birdsall y Székely, 1998) y el índice de correlación entre hermanos (Dahan y Gaviria, 1999). A continuación, se analiza la relación entre la evolución de la movilidad en América Latina con aquella de la desigualdad. Los resultados encontrados indican que en el período considerado se incrementó la movilidad en América Latina, aunque no en igual magnitud en todos los países. A su vez, se encontró evidencia de una relación negativa con la desigualdad.

Palabras clave: Movilidad intergeneracional, desigualdad, América Latina, indicadores.

ABSTRACT

JEL Classification: J62, D31, C51.

The purpose of this paper is to contribute with the research of poverty and income distribution by analyzing an often overlooked dimension, social mobility. Given the data restrictions, we focus on intergenerational mobility. We compute three main indicators of mobility for Latin American countries at the beginning of the 1990s and 2000s: the social mobility index (Andersen, 2001), the intergenerational schooling mobility index (Birdsall y Székely, 1998), and the sibling correlation index (Dahan y Gaviria, 1999). Then, we analyze the link between the evolution of mobility and that of inequality. The results indicate that mobility increased during the period under study, but there are differences among countries in the region. Also, we found evidence of a negative relation between mobility and inequality.

Keywords: Intergenerational mobility, inequality, Latin America, index.

E PUR SI MUOVE? MOVILIDAD, POBREZA Y DESIGUALDAD EN AMÉRICA LATINA¹

**ADRIANA CONCONI, GUILLERMO CRUCES,
SERGIO OLIVIERI Y RAÚL SÁNCHEZ²**

I. Introducción

Los altos niveles de desigualdad socioeconómica y de pobreza son hechos ampliamente establecidos en los estudios sobre las sociedades de América Latina, ya sean estos en base a indicadores de ingreso, activos, nivel educativo, o cualquier otra aproximación a medidas del bienestar. Asimismo, las causas y consecuencias de esta característica de la región han sido objeto de numerosos estudios. Entre ellas, sin embargo, existe un componente relegado en el análisis empírico de la realidad de la región: el nivel y la modalidad de la movilidad social. Se trata de uno de los aspectos más relevantes en la literatura del desarrollo, y en la de desigualdad en países desarrollados. El establecimiento del nivel de movilidad social existente en una sociedad, por su vínculo con la justicia distributiva y la igualdad de oportunidades, es fundamental tanto para el análisis normativo como para el diseño de políticas públicas. No obstante, no ha recibido el mismo grado de atención en los estudios empíricos de América Latina. Ello se debe probablemente a las falencias de las fuentes de información disponibles, que limitan las posibilidades de computar indicadores cuantitativos de movilidad social, a

¹ Este documento fue desarrollado en el marco del proyecto de investigación sobre *Cohesión Social en América Latina* de CIEPLAN y la Fundación Fernando Enrique Cardoso. Los autores agradecen el apoyo recibido por ambas instituciones. Los autores agradecen asimismo los comentarios recibidos y las discusiones mantenidas con Sebastián Galiani, Leonardo Gasparini, Patricio Meller, Walter Sosa Escudero, y los participantes y expositores del Seminario Internacional sobre *Movilidad Social y Políticas Públicas en América Latina*, Santiago de Chile, organizado por CIEPLAN en Diciembre de 2006, del taller *Cohesión social, movilidad social y políticas públicas en América Latina*, organizado por CIEPLAN e ICEFI en Antigua Guatemala, julio de 2007 y de la XLII reunión de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP) en la Universidad Nacional del Sur, noviembre de 2007.

² Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Dirigir consultas a: gcruces@depeco.econo.unlp.edu.ar

diferencia de la amplia disponibilidad de datos comparables sobre pobreza y desigualdad.

El presente documento tiene como objetivo contribuir a la discusión sobre pobreza y desigualdad en América Latina analizando su relación con la movilidad social. Esto se realizará en dos etapas. En la primera, se computarán distintos indicadores cuantitativos de movilidad social utilizando distintos enfoques metodológicos desarrollados en la literatura. El principal aporte consiste en ampliar el análisis empírico para la región, a partir de la estimación de los indicadores para todos los países de América Latina de manera homogénea y consistente. Esta homogeneidad permite realizar comparaciones tanto entre los países latinoamericanos como a través del tiempo. En la segunda etapa, se estudiará la relación entre la evolución de los indicadores computados previamente y la tendencia de la desigualdad del ingreso. De este modo, se brindará un enfoque complementario y novedoso a los ya existentes.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección II se provee una breve discusión sobre la relación entre distintas aproximaciones y perspectivas sobre la movilidad social, y su relevancia para el estudio de la desigualdad y la pobreza en América Latina. La sección III presenta una discusión de las alternativas metodológicas factibles para la medición de este fenómeno sujeto a las restricciones impuestas por la escasa disponibilidad de fuentes de datos idóneos. La sección IV, a su vez, discute los resultados empíricos obtenidos a partir de las metodologías desarrolladas. Finalmente, la sección V presenta algunas conclusiones y perspectivas para investigaciones futuras.

II. Relación entre movilidad, desigualdad y la pobreza

A. Definiciones de movilidad

La movilidad social, de acuerdo a la definición amplia de Behrman (2000), es el “movimiento de indicadores de status socioeconómico para entidades específicas entre períodos de tiempo”. Distintas especificaciones de estos tres elementos (indicadores, entidades y períodos) determinan, conjuntamente, las distintas facetas del estudio de la movilidad social. Por ejemplo, el análisis de movilidad de corto plazo (Fields et al., 2006) y de las fluctuaciones de ingreso (Cruces y Wodon, 2007) estudia la evolución del ingreso de un mismo individuo en el corto plazo.

En el marco del estudio de la desigualdad y la pobreza en América Latina, las facetas más relevantes de la movilidad social son aquellas relacionadas a movimientos de largo plazo, tanto de un mismo individuo (ya que afecta las percepciones de cambio relativo en el status socioeconómico a lo largo del ciclo de vida) como en términos de una “dinastía” – es decir, la relación entre status de progenitores y descendientes, que afecta las percepciones de igualdad de oportunidades y de avance social intergeneracional. La falta de fuentes de datos idóneos en la región (analizada en la próxima sección) dificulta el estudio de la movilidad de un mismo individuo en el largo plazo. Dado que el objetivo de este documento es el de proveer indicadores cuantitativos de movilidad, la presentación se centrará en los aspectos intergeneracionales³, aquellos con mayor factibilidad para estudios empíricos.

La movilidad social intergeneracional, entonces, se refiere a la relación, o falta de relación, entre los resultados socioeconómicos de dos generaciones de una misma familia. El indicador de resultados es, en general, el nivel de ingresos o, especialmente, el nivel educativo alcanzado. Los estudios de movilidad (Behrman, 2000) suelen concentrarse en ecuaciones del tipo:

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

donde y es el indicador de status elegido, t y $t-1$ representan las generaciones presente y anterior de una familia, respectivamente, α representa la constante de la regresión y el parámetro β es la medida de elasticidad intergeneracional y representa la relación entre resultados de distintas generaciones. Su complemento, $1-\beta$, representa una medida de movilidad. En efecto, cuanto mayor sea la elasticidad intergeneracional, mayor será la importancia de los resultados de la generación anterior para los de la generación presente, y, por lo tanto, menor será la movilidad observada. De acuerdo a esta definición, existirá menor movilidad cuanto más relacionados estén los resultados entre

³ Los documentos de Behrman (2000) y Fields (2000; 2002) proveen excelentes revisiones metodológicas sobre las alternativas para la medición de movimientos de distintos indicadores (como educación, ingresos absolutos y relativos, entre otros), los axiomas en los que están basados y su idoneidad para distintos contextos de estudio. Asimismo, Galiani (2007) presenta una completa revisión de los modelos económicos teóricos que buscan dar cuenta de los niveles de movilidad, sus causas y su relación con la desigualdad social en un momento del tiempo, entre otros aspectos. Erikson y Goldthorpe (2002) presentan una perspectiva sociológica tanto desde el punto de vista de metodologías de análisis y medición como de desarrollos teóricos para explicar la movilidad social.

dos generaciones: los hijos de familias con un alto nivel educativo o de ingreso tendrán también un nivel relativamente alto, mientras que los hijos de familias con niveles más bajos tendrán niveles bajos. Por otro lado, una situación con movilidad plena es aquella en la que no existe relación entre los resultados de las dos generaciones de una misma familia: los hijos de los más ricos (o de los más educados) tienen la misma probabilidad de ser ricos o educados que los hijos de los más pobres. Los casos extremos son para $\beta=1$ y $\beta=0$, que indican movilidad nula y movilidad perfecta, respectivamente⁴.

Los modelos económicos de movilidad social suelen atribuir los niveles relativamente bajos de movilidad observados, tanto en sociedades en desarrollo como las desarrolladas, a distintas fallas de mercado. Entre éstas, la predominante es la de restricciones de crédito y limitaciones en los mercados financieros en general. El argumento indica que, para individuos con niveles altos de habilidad y, por lo tanto, de alto potencial económico futuro, las condiciones iniciales deberían ser irrelevantes para la inversión en capital humano, dado que sería conveniente financiar la formación de esos individuos y recuperar la inversión en base a sus resultados futuros. Sin embargo, los mercados financieros presentan una larga serie de problemas de información (como selección adversa y riesgo moral), que hacen poco realista este escenario de competencia e información perfecta. Las limitaciones para utilizar el capital humano como colateral, y la falta de acceso al crédito de una parte importante de la población (en especial en los países en desarrollo) explica parcialmente por qué se observa una fuerte relación entre condiciones iniciales (ingreso o status socioeconómico de los progenitores) y los resultados de los descendientes.

B. Relevancia de la movilidad social para los estudios distributivos

Los estudios señalan una estrecha relación entre desigualdad y movilidad, tanto en los modelos económicos teóricos (Solon, 2003; Galiani, 2007) como en la evidencia empírica comparada (Solon, 2002). No se trata, sin embargo, de una relación lineal o unilateral: la desigualdad y la movilidad pueden considerarse como causas y consecuencias intercambiabilmente. Esto implica

⁴ Existe una tercera posibilidad, de poca relevancia empírica, que es aquella en la que se presenta movilidad perfecta inversa (correspondiente a $\beta=-1$): los hijos de familias de mayores ingresos (o más educadas) son aquellos con menores niveles de ingreso o educación, y viceversa.

que la disminución del grado de desigualdad en una sociedad en el largo plazo pasa, en parte, por lograr mayores niveles de movilidad. Asimismo, mayores niveles de desigualdad también implican menores oportunidades para los más pobres y, por ello, están relacionados con una menor movilidad social. En efecto, la movilidad social está intrínsecamente relacionada con el concepto de igualdad de oportunidades y, por ello, constituye un aspecto ineludible en la determinación de cuán justa es una sociedad. El nivel de movilidad intergeneracional constituye una aproximación al grado de igualdad de oportunidades económicas y sociales, por establecer en qué medida las circunstancias de una persona en su infancia se reflejan en su éxito futuro, o, de manera inversa, por indicar en qué medida los individuos pueden tener un cierto éxito relativo gracias a su propio talento, motivación y suerte (Blanden, Machin y Gregg, 2005). Desde una perspectiva liberal, la movilidad es deseable y justa en tanto indica en qué medida los resultados presentes dependen de decisiones, trabajo o esfuerzo por parte de un adulto responsable, y no de condiciones recibidas sobre las que el individuo no tuvo control ni responsabilidad⁵. Por otra parte, cabe señalar que la movilidad agrega una dimensión dinámica fundamental para el análisis distributivo. En efecto, dos sociedades con el mismo nivel de desigualdad en un punto del tiempo pero con distintas perspectivas de movilidad no serán, en general, consideradas igualmente justas.

A su vez, puede argumentarse que, más allá de las consideraciones de justicia, la movilidad es deseable en términos de eficiencia. El condicionamiento de oportunidades con respecto a las condiciones iniciales implica que una fracción de la población de bajos recursos y “alto potencial” (definido de acuerdo a algún indicador de habilidad o inteligencia) no está recibiendo la educación que le permitiría desarrollarse plenamente desde un punto de vista productivo. De esta manera, la falta de movilidad implica que la sociedad no está alcanzando una asignación óptima de inversión en capital

⁵ Sin embargo, algunos autores, como Swift (2005), Feldman et al. (2005) y Jencks y Tasch (2006) (citados por Galiani, 2007) advierten que un nivel de transmisión intergeneracional nulo sería injusto, por comprometer algunos valores (como los valores familiares y el altruismo) y por reducir los incentivos a la inversión en capital humano. Bowles y Gintis (2002) proponen establecer los mecanismos de transmisión que son considerados injustos y dirigir la atención de las políticas públicas hacia ellos, y no hacia la movilidad intergeneracional per se. Una discusión en profundidad de estos aspectos, sin embargo, está más allá del alcance de este documento.

humano y recursos educativos, y por lo tanto no logra aprovechar al máximo la dotación de talento y potencial productivo.

Por su parte, Solon (2003) considera que los mismos factores que afectan positivamente a la movilidad afectan negativamente a la desigualdad, medida como la dispersión de ingresos corrientes. En este sentido, los dos fenómenos estarían relacionados a partir de una serie de causas en común. Sin embargo, interpretando un mayor retorno al capital humano como una manifestación de la desigualdad, ésta podría ser una de las causas de una baja movilidad. En todo caso, se establece una relación inequívoca entre mayores niveles de movilidad y menores niveles de desigualdad.

Para establecer si este tipo de relaciones se dan en América Latina, se presenta a continuación una serie de indicadores factibles de movilidad intergeneracional que procuran establecer el grado de dependencia de los resultados socioeconómicos con respecto a las condiciones iniciales, para luego comparar la evolución de estos indicadores con los de desigualdad y pobreza.

III. Estimaciones de movilidad para América Latina: restricción de disponibilidad de datos y alternativas metodológicas

A. Disponibilidad de datos y estimaciones de movilidad para América Latina

La implementación empírica de los cálculos de movilidad de acuerdo a las distintas perspectivas sobre movilidad social e intergeneracional tiene una característica común: para el análisis de movilidad intrageneracional, se requieren datos con observaciones repetidas de ingresos para los mismos individuos (longitudinales o de panel) y que cubran largos períodos de tiempo; para el análisis intergeneracional, se debe contar con fuentes que contengan información sobre resultados socioeconómicos (educativos, ingresos, etc.) para progenitores y descendientes simultáneamente.

Desafortunadamente, la disponibilidad de datos de ambos tipos es muy restringida en la región. Con la excepción de algunos casos específicos y no representativos (como el panel de campesinos chilenos de Scott, 2000), sólo se cuenta en la región para paneles representativos para períodos cortos, de dos

años o menos (Fields et al., 2006)⁶. Por otra parte, el estudio sistemático de la movilidad intergeneracional también representa un desafío por no contarse con la información utilizada en la literatura internacional. En efecto, las agencias estadísticas de la región muchas veces no incluyen preguntas sobre educación, edad e ingreso de los adultos en sus encuestas periódicas. En una revisión de los datos para la región, Behrman et al. (2001) sólo encuentran información de este tipo en cinco encuestas de condiciones de vida de un total de más de 110 encuestas del repositorio del BID⁷.

Dadas estas restricciones, el análisis de movilidad en América Latina debe realizarse con microdatos de encuestas de hogares periódicas. La base de datos utilizada para este estudio es la Socioeconomic Database for Latin America and the Caribbean (SEDLAC - véase CEDLAS, 200&), elaborada y mantenida por el CEDLAS como un proyecto conjunto con el Banco Mundial. La base abarca a todos los países de América Latina y el Caribe, y la mayor parte de las encuestas a hogares incluidas son representativas a nivel nacional (véase Tabla A1 en el Apéndice Estadístico). Las encuestas fueron relevadas por las Oficinas Nacionales de Estadísticas de cada país durante 1989-2005. En cada periodo la muestra representa más del 92% de la población total de América Latina⁸.

En un contexto de información limitada sobre la educación de progenitores y descendientes para encuestados adultos, a continuación se presentan y evalúan distintas alternativas indirectas para captar el nivel de movilidad intergeneracional en los distintos países de la región. En especial, se procura explotar evidencia presente en todas las encuestas disponibles, del nivel de educación de los hijos residentes con sus padres. Aunque limitada, esta fuente puede ser explotada para aproximar los niveles de movilidad en los países de

⁶ Cabe destacar que una posibilidad ante la carencia de paneles largos es la utilización de pseudo-paneles donde pueden citarse trabajos como los de Navarro (2006) para Argentina y Cuesta, Ñopo y Pizzolitto (2007) para América Latina.

⁷ Algunas encuestas de opinión, como Latinobarómetro, contienen información restringida sobre educación de los progenitores de los entrevistados, además de algunas preguntas sobre percepciones de movilidad e igualdad de oportunidades (véase Gaviria, 2005). Aunque valiosa, la evidencia que proporcionan estas encuestas es limitada tanto por su representatividad y tamaño de muestra como por la naturaleza restringida de los datos recopilados (por ejemplo, niveles de educación en lugar de años de educación).

⁸ Para más detalles acerca de la base de datos, véase la página web: www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac

la región⁹. Las alternativas presentadas a continuación son el índice de movilidad social desarrollado por Andersen (2001), el índice de movilidad educativa intergeneracional de Behrman, Birdsall y Székely (1998), y el índice de correlación entre hermanos de Dahan y Gaviria (1999)¹⁰.

B. Entorno familiar y resultados educativos: el índice de movilidad social SMI

La primera alternativa metodológica presentada corresponde al índice de movilidad social (SMI, por sus siglas en inglés) desarrollado por Andersen (2001). La literatura sobre movilidad se concentra en la estimación de la relación directa entre nivel educativo o de ingresos de progenitores y descendientes¹¹. Sin embargo, en el caso de las encuestas disponibles en América Latina, este indicador sólo puede computarse para hijos residentes con sus padres, lo que conlleva por lo menos dos tipos de dificultades. Por un lado, los adultos que conviven con sus padres no son una muestra representativa de la población, por lo que puede esperarse un sesgo importante en el estimador. Por otra parte, sólo se cuenta con información de los hijos adolescentes o adultos jóvenes residentes con sus padres, que pueden no haber completado su nivel educativo, resultando en una variable potencialmente truncada de manera no aleatoria, lo cual también dificulta el cómputo de una relación simple representativa para toda la población.

La originalidad de la contribución de Andersen (2001) consiste en abordar esta problemática de manera indirecta. La elaboración del índice SMI parte de la siguiente intuición, proveniente de las consideraciones teóricas sobre movilidad social intergeneracional: cuanto más importante sea el entorno familiar como determinante del acceso a oportunidades y de resultados de un joven, mayor será la persistencia de las características de este entorno y por lo tanto menor será la movilidad social. Por el contrario, en cuanto menos peso tenga el entorno familiar en el acceso a oportunidades, mayor será la movilidad social.

⁹ Al reducir la muestra a los adolescentes que viven con sus padres, lógicamente se introduce un sesgo. Sin embargo, dadas las limitaciones mencionadas acerca de la disponibilidad de datos, no es posible eliminarlo.

¹⁰ Otras alternativas de estimación se presentan en CEPAL (1998, 2004). Beccaria (1978) presenta los resultados de un módulo especial de movilidad social realizado en el Gran Buenos Aires, Argentina.

¹¹ Es decir, el parámetro β de la ecuación presentada más arriba.

El indicador del acceso a oportunidades y resultados propuesto por Andersen (2001) es la brecha educativa, que se define como la diferencia entre los años de educación que debería haber completado un adolescente o adulto joven en caso de haber entrado al sistema educativo a una edad normal (completando un nivel por año), por un lado, y los años de educación alcanzados, por el otro. En otras palabras, la brecha educativa mide años de educación “faltantes” para cada edad. Este indicador de oportunidades futuras presenta una serie de ventajas. En primer lugar, tienen una interpretación simple e intuitiva. En segundo lugar, está menos sujeto a problemas de fluctuaciones del ingreso a lo largo del año debido a estacionalidades laborales y de errores de medición que las medidas basadas en el ingreso. En tercer lugar, resuelve el problema de los datos de educación de los hijos adolescentes, que pueden no haber terminado su educación: a diferencia de otros indicadores como los años de educación aprobados, la brecha es una medida válida para quienes aún asisten al sistema educativo¹². Por último, la brecha educativa es una medida comparable entre países.

Siguiendo a Andersen (2001), la importancia del entorno familiar como determinante de las oportunidades futuras, estimadas mediante el indicador de brecha educativa, se obtiene de la siguiente manera¹³. Para cada país, se seleccionan todos los adolescentes que viven con al menos uno de sus padres, y se estima una regresión de su brecha educativa en función de dos variables clave del entorno familiar, el ingreso per cápita familiar y el máximo entre la educación del padre y de la madre, y otras variables adicionales que pueden ser relevantes para explicar la brecha educativa¹⁴. Para determinar el peso o la importancia relativa de las dos variables de entorno familiar, se aplica la descomposición de Fields (1996, 2003), descrita en el apéndice, a los resultados de la regresión. El resultado es un indicador que permite determinar

¹² Una de sus limitaciones, compartida con medidas como los años de educación, es que no da cuenta de diferencias en la calidad de la educación.

¹³ Los detalles específicos del cálculo de los diferentes índices se presenta en el apéndice al final de este documento.

¹⁴ Las variables adicionales incluidas en la regresión son: edad, edad del jefe del hogar cuando nació el adolescente, indicadores de la presencia de hermanas y hermanos mayores y menores, un indicador de relación no biológica con el jefe del hogar, un indicador para hogares con jefes de hogar mujeres, un indicador para hogares monoparentales, un indicador de autoempleo del jefe del hogar, el ingreso regional promedio y el nivel de educación promedio en la región de residencia.

qué porcentaje de la variación total de la brecha educativa puede explicarse o atribuirse a estas dos variables de entorno familiar.

El SMI se define como 1 menos la proporción de la brecha educativa que es explicada por el entorno familiar, representado en este caso por las variables de ingreso per capita familiar y el máximo nivel educativo entre el del padre y el de la madre. En una economía con muy baja movilidad, el entorno familiar constituirá un determinante importante de los resultados educativos de los niños y, por lo tanto, el índice será cercano a cero, mientras que en una economía con muy alta movilidad, las oportunidades y resultados tenderán a depender menos del entorno familiar, por lo que este índice será más cercano a uno.

C. Índices de Movilidad Educativa Intergeneracional

Otra alternativa factible con los datos disponibles es la desarrollada por Behrman, Birdsall y Székely (1998). Estos autores, en quienes se basa parcialmente el trabajo de Andersen (2001), también utilizan la brecha educativa de los niños que viven con sus padres y aproximan la movilidad social a través del grado en que las variables del entorno familiar pueden explicar o no estos resultados educativos.

Aunque la definición es similar a la del SMI, descrito anteriormente, la instrumentación el índice proporcional de movilidad educativa intergeneracional (PISMI, por sus siglas en inglés) difiere en algunos aspectos importantes. El punto de partida de Behrman, Birdsall y Székely (1998) es también una regresión que determina qué fracción de la brecha educativa de cada grupo de jóvenes puede ser explicada por variables de entorno familiar¹⁵. Sin embargo, en lugar de realizar esta estimación para la muestra completa de cada país, como en el caso de Andersen (2001), estos autores plantean realizarla por sub-muestras definidas por grupos de edad de los jóvenes y de nivel socioeconómico familiar. Se llevan a cabo entonces estimaciones de la brecha educativa en función de ciertas variables de entorno familiar para distintos grupos de edad (10-12, 13-15, 16-18, 19-21) y quintiles de nivel de educación de los padres, para cada uno de los países de América Latina incluidos en el estudio. Behrman, Birdsall y Székely (1998) argumentan que la

¹⁵ Las variables utilizadas para representar el entorno familiar son: el ingreso per cápita familiar, el nivel de educación promedio de los padres y una variable de control para el caso de hogares con jefe mujer.

estimación por separado para las sub-muestras se justifica por la posibilidad de existan relaciones no lineales entre las variables de entorno familiar y la brecha educativa de cada grupo de edad. Asimismo, esta metodología permite observar con más detalle los efectos en los hogares más pobres, y capturar diferencias de movilidad en distintos grupos de edad.

Luego de realizar estas regresiones, Behrman, Birdsall y Székely (1998) proponen una metodología (detallada en el apéndice) para establecer el grado de importancia de las variables de entorno familiar en la regresión de la brecha educativa, y presentan promedios para cada país de los resultados para las sub-muestras de grupos de edad y de educación de los padres. Como en el caso del índice SMI, se reporta un índice correspondiente a uno menos la proporción de la brecha educativa explicada por las variables de entorno familiar, por lo que valores más altos del índice indican mayor movilidad, y viceversa.

D. Índice de Correlación entre Hermanos (SCI)

La última alternativa metodológica planteada es la desarrollada por Dahan y Gaviria (1999). A diferencia de los dos trabajos anteriores, basados en el peso de ciertas variables de entorno familiar en los resultados educativos de los jóvenes, Dahan y Gaviria (1999) proponen aproximar la movilidad social a través de una metodología alternativa que explota la correlación entre los resultados escolares de hermanos y hermanas.

La intuición detrás de esta metodología indirecta es la siguiente: en una situación de perfecta movilidad social, el entorno familiar no debería ser un factor determinante de los resultados educativos de los niños. Los resultados de dos hermanos, por lo tanto, no deberían estar más correlacionados entre sí que los de cualquier par de jóvenes tomados de manera aleatoria en la población. De manera indirecta, el grado de correlación de resultados educativos entre hermanos, por lo tanto, provee cierta información sobre movilidad social: una baja correlación corresponde a situaciones más cercanas a la antes descrita, mientras que una alta correlación indica un nivel bajo de movilidad social.

Dahan y Gaviria (1999) computan, en primer lugar, un indicador de “éxito” o “fracaso” socioeconómico, basado en el supuesto de que los adolescentes rezagados en términos educativos en comparación con su grupo de edad sufrirán las consecuencias en su situación socioeconómica a lo largo de sus vidas. Siguiendo a estos autores, se computa un rezago escolar si un

adolescente tiene un nivel de escolarización menor en más de un año al nivel mediano para su grupo de edad y género¹⁶.

La segunda etapa de la construcción del índice (presentada en detalle en el Apéndice B) corresponde a establecer el grado de correlación del indicador de rezago entre hermanos. La muestra de referencia son las familias con por lo menos dos hijos de entre 16 y 20 años residentes con sus padres. Un alto nivel de correlación entre hermanos indica un nivel bajo de movilidad, y viceversa¹⁷. Como en el caso del SMI y del PISMI, el índice presentado a continuación se construye como uno menos esta correlación, de manera que valores mayores implican mayor movilidad, y valores menores indican menor movilidad.

E. Comparación entre los índices de movilidad

La principal ventaja de estos tres indicadores de movilidad social es que pueden computarse a partir de información disponible en prácticamente todas las encuestas de hogar de América Latina, a diferencia de los datos de panel de larga duración o las preguntas retrospectivas sobre educación de progenitores que, como se expuso anteriormente, no están disponibles para la mayoría de los países de la región. Asimismo, un índice de movilidad social basado en el nivel educativo presenta algunas características deseables en comparación con una medida basada en el ingreso, ya que estos datos presentan menos problemas de subdeclaración y no respuesta, y proveen una buena aproximación al ingreso permanente de los hogares.

En términos metodológicos, cada uno de los índices presentados tiene ventajas y desventajas. La metodología propuesta por Behrman, Birdsall y

¹⁶ Como en el caso de la brecha educativa, tratado anteriormente, esta medida de rezago escolar es relativa al nivel medio para cada grupo de edad. Esta relatividad implica que las estimaciones son comparables entre países. Cabe destacar que se realizó un análisis de robustez considerándose distintos umbrales de corte tales como la moda, media y mediana, y a su vez cada una de estas medidas menos 1 y menos 2 años. No se encontraron variaciones significativas en los resultados del indicador, manteniéndose altas correlaciones, tanto normales como de Spearman, entre las distintas medidas.

¹⁷ Dado que algunas familias tienen más de dos hijos en este tramo de edad, no puede utilizarse el coeficiente de correlación simple, por lo que Dahan y Gaviria (1999) proponen comparar la varianza del indicador entre familias con la varianza dentro de las familias. La movilidad será menor en cuanto mayor sea la proporción de la varianza de rezagos que puede ser explicada por diferencias entre familias. En el caso de familias con dos hijos, este cómputo corresponde al coeficiente de correlación simple. Véase el Apéndice Metodológico para más detalles.

Székely (1998) permite observar con mayor detalle los niveles de movilidad para subgrupos de la población, y también da lugar a patrones no lineales de movilidad de acuerdo a la edad y al nivel socioeconómico. De acuerdo a Andersen (2000; 2001), el indicador SMI representa sin embargo una mejora respecto de los anteriores dado que las regresiones de la brecha educativa están mejor especificadas que aquellas de Behrman, Birdsall y Székely (1998). Asimismo, la utilización de la descomposición de Fields (1996, 2003) implica que el índice SMI es invariante frente a cambios en la escala de las variables. Por último, el SMI incluye en promedio al 95% de los adolescentes, mientras que el índice de correlación de Dahan y Gaviria (1999) sólo incluye cerca del 37% de todos los adolescentes de grupo de edad seleccionado, dado que requiere que en los hogares haya al menos dos hermanos en el rango de edad seleccionado de 16 a 20 años, y por construcción excluye a las familias con un solo hijo o hija. Sin embargo, el indicador de Dahan y Gaviria (1999) presenta un ajuste con respecto a los años de escolaridad para cada grupo de edad, y por ello brinda información no contenida en el SMI.

Cada uno de estos índices, aunque relacionados, captura una arista o aproximación diferente de la movilidad social, y por ello a continuación se presentan resultados para todos ellos.

IV. Movilidad social, pobreza y desigualdad: evidencia empírica para América Latina

En esta sección se analizan los resultados correspondientes a la aplicación de las metodologías desarrolladas en el apartado anterior. Se presenta en primer lugar el nivel y evolución de los tres índices para los países de la región. En segundo lugar, se procura establecer en qué medida las medidas de movilidad difieren para distintos grupos de edad, de manera de comprobar la robustez de los resultados alcanzados anteriormente. Por último se realiza un análisis comparativo de la evolución de los niveles de movilidad, desigualdad y pobreza.

Para este estudio, se seleccionaron dos años por cada país: el primero corresponde con el período de principios o mediados de los noventa, cuando fueron implementadas una serie de reformas estructurales en la región, mientras que el segundo año corresponde al dato más actual posible, y se relaciona con la reciente recuperación de las economías latinoamericanas que comenzó alrededor de 2003.

A. Niveles y evolución de la movilidad social

En el período de análisis que abarca desde comienzos de los noventa a inicios del nuevo milenio, la mayor parte de los países de América Latina para los que se dispone de información incrementaron sus niveles de movilidad social¹⁸. En efecto, puede observarse en el Gráfico 1¹⁹ que para la mayoría de los países se observaron aumentos en los índices de movilidad social (SMI) y de movilidad intergeneracional proporcional (PISMI) (de alrededor del 3 y 2 por ciento respectivamente). Sin embargo, los resultados son más variados para el índice de correlación entre hermanos (SCI), que en promedio disminuyó levemente.

Como puede observarse en el Gráfico 1, esta tendencia se observa no sólo en América del Sur sino también en América Central. Así, para el caso del SMI y del PISMI, la primera sub-región supera a la segunda tanto en niveles de movilidad como en tasas de crecimiento. Sin embargo, para el SCI el comportamiento es opuesto. América Central supera no sólo en niveles a América del Sur sino también en tasas de decrecimiento.

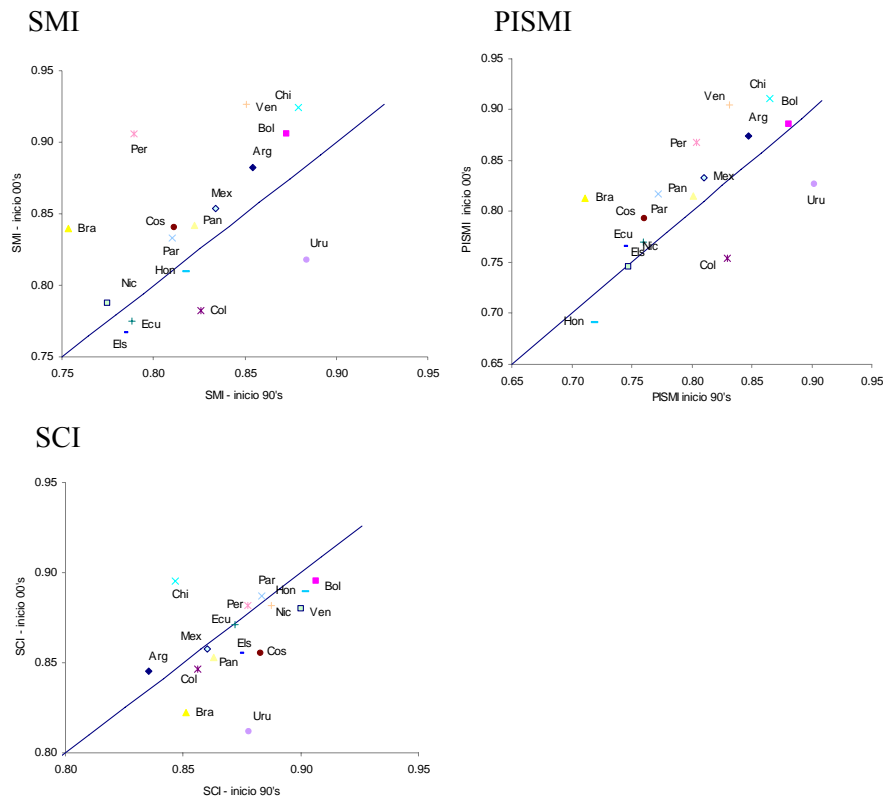
Entre los países que vieron aumentar sus niveles de movilidad significativamente durante la última década (de acuerdo al SMI y el PISMI) se ubican Brasil, Perú, Venezuela y Chile²⁰. Por otro lado, Uruguay y Colombia

¹⁸ De acuerdo al último Informe de Progreso Económico y Social (IPES) del Banco Interamericano de Desarrollo (Gustavo Márquez *et al.*, 2007), la movilidad social observada en América Latina y el Caribe es menor que en los países desarrollados, incluso en aquellos con menores índices de movilidad (Estados Unidos y Reino Unido): el resultado educacional de los hijos en Estados Unidos está relacionado con el de sus progenitores sólo en la mitad que en América Latina, mientras que en el Reino Unido esta relación se reduce a un tercio de la experimentada en esta región. En este mismo sentido, el trabajo de Behrman *et al.* (2001) concluye que la correlación entre la escolarización de padres e hijos es claramente superior para los países de América Latina: en el caso de Estados Unidos, esta correlación es cercana a 0.35, mientras que para México, Perú, Colombia y Brasil es de 0.5, 0.65, 0.7 y 0.75, respectivamente (ver Figura 1 del mencionado trabajo).

¹⁹ Los gráficos resultan de las Tablas A2 a A5 detalladas presentadas en el Apéndice Estadístico. Cabe agregar que en la presente versión no se incluyeron mapas de movilidad, desigualdad y pobreza para América Latina pero están disponibles, para el lector interesado, en Cruces, *et al.* (2007).

²⁰ Los datos no son estrictamente comparables para el caso de Perú dado el cambio en la muestra y metodología que registró la Encuesta Nacional de Hogares entre 1997 y el 2004. En países como Argentina, Bolivia, Colombia, Ecuador y Uruguay las muestras sólo incluyen a los residentes en zonas urbanas.

Gráfico 1
Evolución y niveles de los indicadores de movilidad en América Latina



Fuente: CEDLAS sobre la base de encuestas de hogares

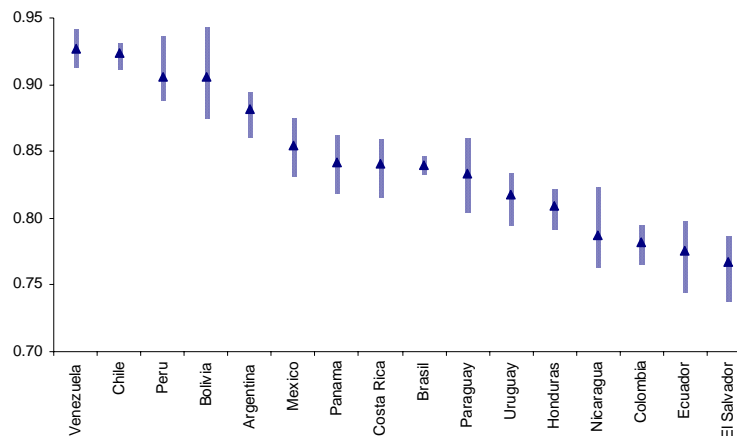
fueron los países que experimentaron una disminución estadísticamente significativa en ambos indicadores en el intervalo de tiempo analizado. En cuanto a la evolución del SCI, sólo Chile, Uruguay y Brasil presentan cambios significativos al 5%. El primero con un ascenso del 6 por ciento en sus niveles de movilidad y los dos segundos con caídas superiores al 7 y 3 por ciento, respectivamente.

El Gráfico 2 presenta el ordenamiento de los países según los tres índices para las encuestas más recientes, con el valor del índice respectivo y un intervalo de confianza del 95%²¹. De acuerdo al SMI y el PISMI, Venezuela, Chile, Perú y Argentina son los países con mayor movilidad en la región²². El El Salvador, Ecuador, Nicaragua y Colombia se ubican en el otro extremo, con los menores niveles de movilidad para la región. Debe señalarse que el ordenamiento en términos de movilidad de los países que se encuentran entre estos dos polos no resulta tan claro, dado que los intervalos de confianza tienden a solaparse.

Gráfico 2

Índices de movilidad en América Latina - Última encuesta disponible

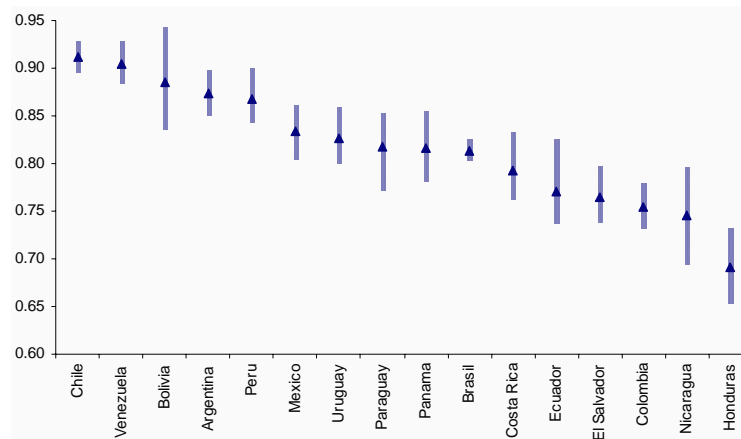
SMI (13-19 años)



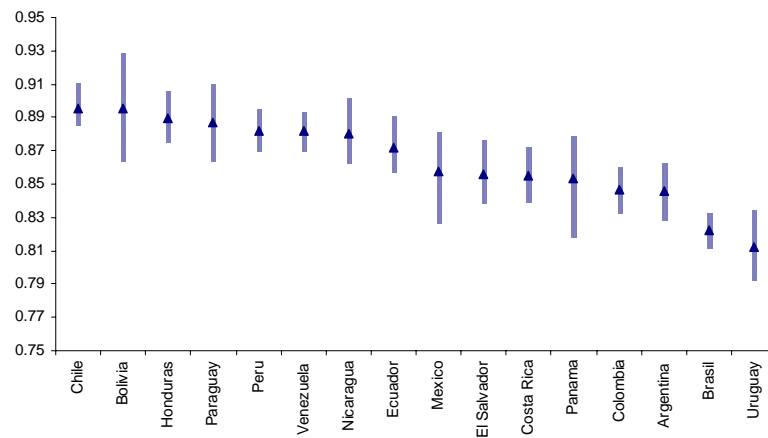
²¹ Los límites del intervalo de confianza se estimaron por técnica de bootstrapping (100 repeticiones). En general, su amplitud tiende a reflejar el número de observaciones de la muestra de cada país.

²² Se excluyó a Bolivia debido a que presenta un rango muy amplio en su intervalo de confianza, no pudiéndose ubicar con precisión en el ranking. Por ejemplo, en el caso del PISMI podría ubicarse entre el primer y décimo lugar.

PISMI (promedio de grupos de edad)



SCI



Fuente: CEDLAS sobre la base de encuestas de hogares

El ordenamiento de los países es robusto con respecto a la especificación del indicador de movilidad, en especial con respecto al SMI y el PISMI - el SCI arroja resultados menos consistentes con los otros dos. La Tabla 1 así lo indica: el coeficiente de correlación de Spearman²³ es cercano a 0.90 para el

²³ A diferencia del coeficiente de correlación simple, el coeficiente de Spearman indica la correlación no entre el valor de dos índices (como el SMI y el PISMI) para distintos países, sino

caso de la relación entre el SMI y PISMI para la última encuesta disponible, pero se reduce a 0.35 entre el SMI y el SCI. Cabe resaltar que existe una relación positiva entre el PISMI y el SCI, aunque ésta es no significativa al 20%²⁴. A pesar de algunas modificaciones en el orden de los países de acuerdo al indicador utilizado, los datos presentados son consistentes.

Tabla 1
Coefficiente de correlación de Spearman

Ultima encuesta disponible

	SMI	PISMI	SCI
SMI	1	0.89*	0.35*
PISMI		1	0.25
SCI			1

Cantidad de observaciones = 16

(*) Nivel de significatividad al 20%

Fuente: CEDLAS sobre la base de encuestas de hogares

B. Movilidad para distintos grupos de edad

La metodología de construcción de los diferentes índices implica limitar las muestras a ciertos rangos de edad, por lo que puede realizarse un análisis de robustez de los resultados con respecto a estos criterios de selección. En especial, debe considerarse que los altos niveles de movilidad social encontrados en países como Chile y Argentina para el individuos entre 13 a 19 años (índice SMI) pueden deberse en parte al nivel educativo promedio relativamente alto que poseen estos países. En el caso en que la asistencia escolar sea obligatoria (y se cumpla la obligatoriedad) hasta edades más altas, el entorno familiar no tendrá un efecto muy marcado sobre la brecha educativa.

la correlación entre el orden de cada país en la escala (por ejemplo, Chile está primero de acuerdo al SMI y segundo de acuerdo al PISMI, mientras que Venezuela está segunda y primera respectivamente). Este indicador es preferible al coeficiente de correlación simple cuando el objeto de interés es el ordenamiento de unidades (países, en este caso) de acuerdo a ciertos indicadores, y cuando las unidades de las dos series no tienen una métrica específica o compatible.

²⁴ El nivel de 20% se utiliza dado el reducido tamaño de la muestra empleada (16 países).

De acuerdo a estas consideraciones, se calculó el indicador de movilidad social SMI para el grupo de edad de 20 a 25 años (recordemos que los resultados discutidos anteriormente corresponden al SMI calculado para adolescentes entre 13 y 19 años). Adicionalmente, se presenta el valor promedio del índice de movilidad intergeneracional (PISMI) para dos grupos, los jóvenes de 13 a 18 años y los de 19 a 21 años de edad²⁵.

Como puede observarse en el Gráfico 3, el índice es superior en la gran mayoría de países para el grupo de adolescentes que para el grupo de adultos jóvenes, aunque existe una correlación positiva entre los índices de ambos grupos en los dos períodos considerados²⁶. De los gráficos puede observarse también que a principios de los noventa Uruguay, Chile y Bolivia eran los tres países con mayor movilidad social de acuerdo a ambos índices basados en adolescentes y en adultos jóvenes. Asimismo, Brasil, El Salvador y Ecuador eran los países con menor movilidad para ambas medidas en el caso del SMI mientras que Costa Rica y Honduras lo eran en el caso del PISMI. Por último, Perú y Nicaragua presentaban una mayor movilidad social de acuerdo al indicador de adultos jóvenes que para adolescentes según el SMI, mientras que sólo Ecuador presenta el mismo comportamiento si se atiende al PISMI.

Con respecto a los últimos datos disponibles, presentados en el segundo panel del Gráfico 4, no se observan grandes cambios respecto al anterior, al menos en los casos extremos. El Salvador y Ecuador continúan siendo los países menos móviles para ambas medidas sumándose Colombia para el índice SMI. Por su parte, Honduras, Nicaragua y Ecuador pasan a ser los menos móviles según el PISMI. Por otra parte, Chile, Venezuela y Perú son los países con mayor movilidad social para ambos indicadores. Las variaciones que pueden destacarse para el SMI son las de Nicaragua y Perú dado que partiendo de una situación similar en el período anterior, mientras el primero redujo sus niveles de movilidad tanto para adolescentes como para adultos el segundo mejoró ambos niveles ubicándose entre los países con mayor movilidad para ambos grupos de edad.

²⁵ Debe notarse que en estos casos la muestra es más restringida y con un potencial sesgo de selección, dado que el estudio se limita a aquellos jóvenes en estos rangos de edad que cohabitan con sus padres.

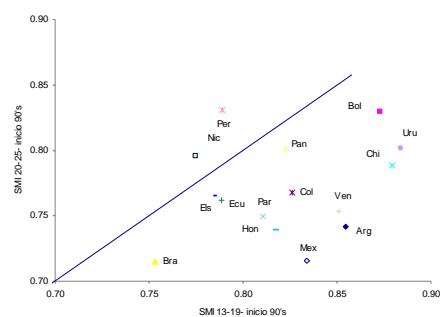
²⁶ La correlación entre la movilidad social de acuerdo al SMI estimada sobre el grupo de adolescentes y sobre adultos jóvenes es $\rho = 0.30$ y $\rho = 0.64$ para el primer y segundo período, respectivamente. Para el PISMI, la correlación es de $\rho = 0.67$ al inicio de los 90 y de $\rho = 0.90$ al inicio del nuevo milenio.

Gráfico 3

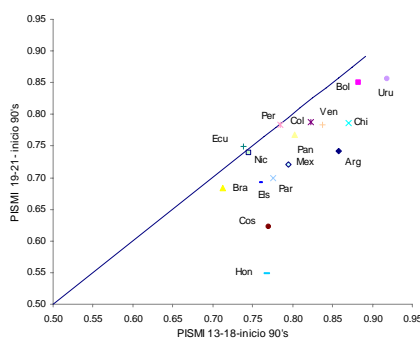
Comparación de índices de Movilidad para adolescentes y adultos jóvenes

- Principios de 1990

SMI

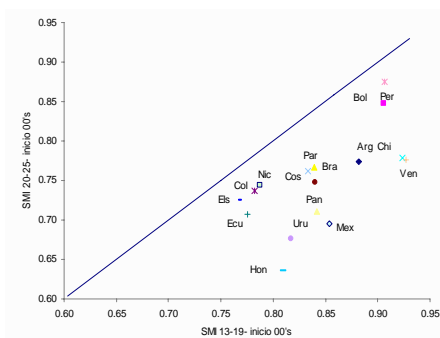


PISMI

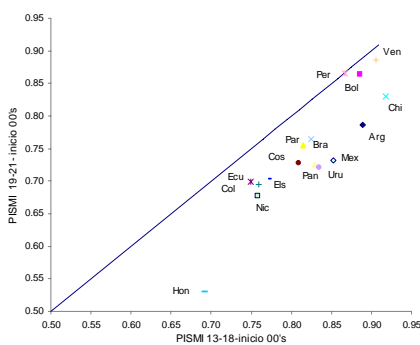


- Principios de 2000

SMI



PISMI



Fuente: CEDLAS sobre la base de encuestas de hogares.

C. Evolución de la movilidad, la desigualdad y la pobreza

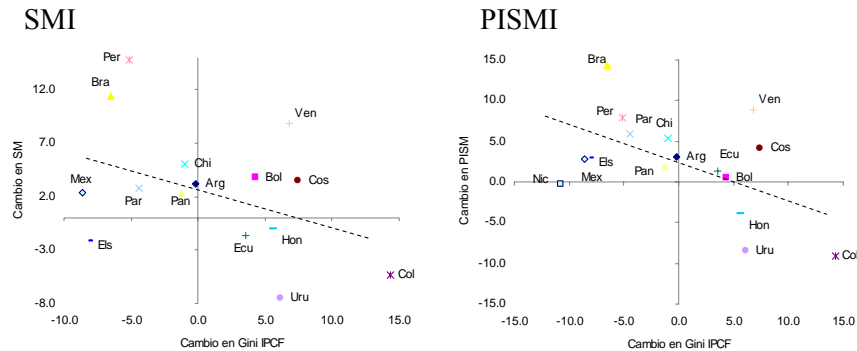
Como se discutió previamente, las medidas de movilidad social capturan una dimensión dinámica importante que no es tomada en cuenta por los indicadores de desigualdad estáticos. Puede afirmarse, en términos generales,

que dos sociedades con el mismo nivel de desigualdad en un punto del tiempo pero con distintas perspectivas de movilidad no serán igualmente justas. Una sociedad en la que los individuos logran desplazarse a lo largo de la distribución del ingreso independientemente de sus orígenes será asimismo más justa que una en la que los pobres y sus descendientes se mantienen consistentemente en el extremo bajo de la distribución.

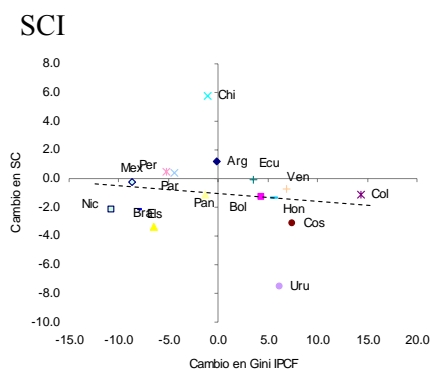
El Gráfico 4 presenta el cambio porcentual en los distintos índices de movilidad social con respecto al cambio porcentual en el coeficiente de Gini para el ingreso per cápita familiar para cada país entre los dos períodos considerados²⁷. De acuerdo a la pendiente promedio de los gráficos, se puede deducir a simple vista que existe una relación negativa entre ambas variables. En otras palabras, los países de la región que experimentaron una mayor reducción en sus índices de desigualdad son también los que evidenciaron un mayor aumento en sus índices de movilidad, y viceversa. Se destaca, por un lado, el caso de Brasil, con una importante caída en la desigualdad y un aumento en los índices SMI y PISMI. Por otro lado, en Colombia y Uruguay creció la desigualdad y se redujo la medida de movilidad de acuerdo a todos los indicadores considerados.

Gráfico 4

Cambios porcentuales en Índices de Movilidad y en el coeficiente de Gini



²⁷ Las relaciones son robustas a cambios en la variable de ingreso. Para ello se consideraron ingresos equivalentes para distintas escalas de adultos equivalentes. Los resultados pueden solicitarse a los autores.



Fuente: CEDLAS sobre la base de encuesta a hogares

En la Tabla 2 se presenta el resultado de un análisis de correlaciones simples entre las variaciones del indicador de desigualdad (Gini), la tasa de pobreza (índice FGT) y los cambios en los índices de movilidad. Estos resultados confirman la intuición que se desprende del Gráfico 3. Existe una relación negativa y estadísticamente significativa a un nivel del 20% de confianza entre el cambio porcentual en el coeficiente de Gini y el cambio porcentual en los índices SMI y PISMI. La correlación con el índice SCI también es negativa (-0.15), aunque no es estadísticamente significativa a los niveles de confianza estándar.

Tabla 2

**Coefficiente de correlación de las variaciones entre
Índices de movilidad, desigualdad y pobreza**

	FGT	GINI
GINI	0.58*	1
SMI	-0.35*	-0.37*
PISMI	-0.45*	-0.51*
SCI	-0.43*	-0.15

Cantidad de observaciones = 16

(*) Nivel de significatividad al 20%

Fuente: CEDLAS sobre la base de encuesta a hogares

Por otra parte, puede señalarse que los indicadores son siempre mayores para los estratos más altos que para los más bajos, de acuerdo a diferentes índices y definiciones de estrato (los resultados completos son presentados en Cruces et al., 2007). De acuerdo a la interpretación de los índices utilizados en este estudio, este resultado indica que el entorno familiar es un determinante más importante de los resultados de los jóvenes de estratos más bajos, indicando una persistencia de las condiciones más desfavorables.

Finalmente, puede observarse también en la segunda columna de la Tabla 2 que existe una correlación negativa y estadísticamente significativa entre el cambio porcentual en la tasa de pobreza (índice FGT) y las tres medidas de movilidad, aunque esta correlación es inferior en términos absolutos a la existente con el cambio en el Gini para los índices SMI y PISMI.

V. Conclusiones

Del análisis presentado en este documento pueden derivarse una serie de conclusiones y de alternativas para investigación futura.

En primer lugar, puede señalarse que para las tres alternativas metodológicas consideradas se observa un aumento de la movilidad en la mayoría de los países de América Latina entre principios de los años noventa y el presente. Se destacan los casos de Brasil, Venezuela y Chile en cuanto a aumentos de la movilidad, y las excepciones de Uruguay y Colombia, en los que se observa una disminución en los índices computados. En términos sub-regionales, este aumento es superior en los países de América del Sur e inferior en los de América Central. En términos generales, Venezuela, Chile, Perú y Argentina resultan ser los cuatro países con mayor movilidad en términos comparados.

La segunda conclusión se refiere a la relación entre desigualdad, pobreza y exclusión. Los países con mayores caídas en sus indicadores de desigualdad y pobreza fueron aquellos que experimentaron mayores aumentos relativos en los índices de movilidad social. Se observa entonces en América Latina una relación negativa entre desigualdad (y pobreza) y movilidad, tal como lo predicen los estudios teóricos sobre el tema.

En cuanto a las direcciones posibles de futuras investigaciones, pueden destacarse por lo menos dos aspectos en particular. Desde un punto de vista metodológico, los resultados se derivan de indicadores construidos de manera relativamente ad hoc para lidiar con las limitaciones de la información

disponible en la región. Esto motiva la búsqueda de alternativas metodológicas más directas y con resultados más comparables con los obtenidos en otras regiones del mundo.

Por otra parte, uno de los resultados más importantes del estudio realizado es la relación señalada entre movilidad, pobreza y desigualdad. Estos resultados de índole socioeconómica podrían contrastarse con las apreciaciones subjetivas que surgen de los estudios de opinión regionales, para verificar en qué medida la evolución de la movilidad social se traduce en expectativas sobre el futuro, confianza en las instituciones y nivel de conflictividad, entre otros indicadores relevantes. En última instancia, esta línea de investigación permitirá avanzar en el establecimiento empírico de una relación entre la movilidad y la cohesión social.

Por último, los resultados presentados, aunque establecen una correlación entre movilidad, desigualdad y pobreza, no permiten dilucidar en sí mismos las direcciones de causalidad entre las alternativas posibles, ni permiten dar cuenta del papel que el crecimiento económico puede estar jugando en la evolución de estos indicadores (Gasparini et al., 2006). Investigaciones futuras podrían incorporar la interrelación entre crecimiento, movilidad y desigualdad en un mismo marco analítico y empírico.

Referencias

Andersen, L. (2000). "Social Mobility in Latin America." Mimeo, Banco Interamericano de Desarrollo.

Andersen, L. (2001). "Social mobility in Latin America: links with adolescent schooling." IADB Research Network Working Paper #R-433, Washington DC.

Beccaria, Luis A. (1978). "Una contribución al estudio de la movilidad social en la Argentina. Análisis de los resultados de una encuesta para el Gran Buenos Aires." *Desarrollo Económico*, Vol. 17 (68): 593-618.

Behrman, J. (2000). "Social mobility: concepts and measurements." En *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, ed. N. Birdsall y C. Graham. Brookings Institution.

Behrman, J., N. Birdsall y M. Székely (1998). "Intergenerational mobility and macro conditions and schooling policies in Latin America." Working Paper n° 386, IADB.

Behrman, J., N. Birdsall y M. Székely (2000). "Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference." En *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, ed. N. Birdsall y C. Graham. Brookings Institution.

Behrman, J., A. Gaviria y M. Székely (2001). "Intergenerational Mobility in Latin America." Working Paper 452, Research Department, IADB, Washington DC.

Blanden, J., P. Gregg y S. Machin (2005). "Intergenerational Mobility in Europe and North America. A Report Supported by the Sutton Trust." Mimeo, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.

Bowles, S. y H. Gintis (2002). "The inheritance of inequality." *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16(3): 3-30.

CEDLAS (2006). "A Guide To The SEDLAC Socio-Economic Database For Latin America And The Caribbean." *Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales*, Depto. de Economía, Universidad Nacional de La Plata.

CEPAL (1998). “Transmisión Intergeneracional de las oportunidades de bienestar.” En *Panorama Social de América Latina 1997*. LC/G.1982-P/E, Santiago, Chile.

CEPAL (2004). “Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar”. En CEPAL (2004), *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*. Libros de la CEPAL N. 77, Santiago de Chile.

Cuesta, J., H. Ñopo y G. Pizzolitto (2007). “Using Pseudo-panels to measure income mobility in Latin America”. BID, Washington.

Cruces, G. y Q. Wodon (2007). “Risk-Adjusted Poverty in Argentina: Measurement and Determinants.” En prensa, *Journal of Development Studies*, Vol. 43(7): 1189–1214.

Cruces, G., A. Conconi, S. Olivieri y R. Sanchez (2007). “Medición de la movilidad social en América Latina.” Mimeo, CEDLAS (La Plata) y CIEPLAN (Santiago de Chile).

Dahan, M y A. Gaviria (1999). “Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America.” Working Paper # 395, Inter-American Development Bank.

Feldman, M., S. Otto y F. Christiansen (2000). “Genes, Culture, and Inequality.” In *Meritocracy and economic inequality*, 61-85. Princeton, N.J.

Fields, G. (2000). “Income mobility: concepts and measures”. En *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, ed. N. Birdsall y C. Graham. Brookings Institution.

Fields, G. (2003). “Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States.” *Research in Labor Economics*.

Fields, G., R. Duval Hernández, S. Freije Rodríguez y M. Sánchez Puerta (2006). “Earnings Mobility in Argentina, Mexico, and Venezuela: Testing the Divergence of Earnings and the Symmetry of Mobility Hypotheses.” Mimeo, Cornell University.

Fields, G.S. (1996). “Accounting for Differences in Income Inequality.” Mimeo, Cornell University.

Galiani, S. (2007). "Social mobility: what is it and why does it matter." Mimeo, Washington University in St. Louis.

Gasparini, L., F. Gutiérrez. y L. Tornarolli (2005). "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys." Background paper for the World Bank LAC Flagship Report 2005, *Virtuous Circles of Poverty Reduction and Growth*.

Gaviria A. (2005). "Movilidad Social en América Latina: realidades y percepciones." Mimeo, Universidad de Los Andes.

Hirschman, A. (1973). "The changing tolerance for income inequality in the course of economic development." *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87(4): 544-566.

Hout M. (2003). "How Might Inequality affect Intergenerational Mobility? A review and an Agenda." Working paper, SRC Survey Research Center, Berkeley, USA.

Márquez, G., A. Chong, S. Duryea, J. Mazza y H. Ñopo (2007). "¿Los de afuera? Patrones cambiantes de exclusiones en América Latina y el Caribe." Informe de Progreso Económico y Social (IPES) en América Latina, Banco Interamericano de Desarrollo.

Navarro, A. I. (2006). "Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo-panel data." AAEP.

Scott, C. (2000). "Mixed Fortunes: A Study of Poverty Mobility among Small Farm Households in Chile, 1968-86." *Journal of Development Studies*, Vol. 36: 155-180.

Solon, G. (2002). "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16(3): 59-66.

Solon, G. (2003). "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place." En *Generational Income Mobility in North America and Europe*, ed. M. Corak. Cambridge University Press.

Solon, Gary (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States." *American Economic Review*, Vol. 82(3): 393-408.

Sosa-Escudero, W., M. Marchionni y O. Arias (2006). "Sources of Income Persistence: Evidence from Rural El Salvador." Documento de Trabajo CEDLAS Nro. 37, UNLP.

Swift, A. (2005). "Justice, Luck, and the Family: The Intergenerational Transmission of Economic Advantage from a Normative Perspective." En *Unequal chances: Family background and economic success*, 256-276. New York.

A. Apéndice Estadístico

Tabla A1

Encuestas de hogares utilizadas en el estudio

Pais	Nombre de la Encuesta	Sigla	Año	Relevamiento	Cobertura
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares	EPH	1992	Octubre	Urbano- 15 ciudades
	Encuesta Permanente de Hogares	EPH	1998	Octubre	Urbano-28 ciudades
	Encuesta Permanente de Hogares-Continua	EPH-C	2005	II Semestre	Urbano-28 ciudades
Bolivia	Encuesta Integrada de Hogares	EIH	1993	Noviembre	Urbano
	Encuesta Continua de Hogares- MECOVI	ECH	2002	Nov / Dic	Nacional
Brazil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	PNAD	1990	Septiembre	Nacional
	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios	PNAD	2005	Septiembre	Nacional
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	CASEN	1990	Noviembre	Nacional
	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	CASEN	2003	Noviembre	Nacional
Colombia	Encuesta Nacional de Hogares - Fuerza de Trabajo	ENH-FT	1992	Septiembre	Urbano
	Encuesta Nacional de Hogares - Fuerza de Trabajo	ENH-FT	2000	Septiembre	Nacional
	Encuesta Continua de Hogares	ECH	2000	III trimestre	Urbano
	Encuesta Continua de Hogares	ECH	2004	III trimestre	Nacional
Costa Rica	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	1992	Julio	Nacional
	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	2004	Julio	Nacional
Ecuador	Encuesta de Condiciones de Vida	ECV	1994	Jun/Oct	Nacional
	Encuesta de Condiciones de Vida	ECV	1998	Feb/May	Nacional
	Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo	ENEMDU	2003	Diciembre	Nacional
El Salvador	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	1991	Oct 91-Abr 92	Nacional
	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	2004	Ene-Dic	Nacional
Guatemala	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos	ENEI - 2	2004	Ago-Sep	Nacional
	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos	ENEI - 2	2004	Ago-Sep	Nacional
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	1992	Octubre	Nacional
	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	EHPM	2005	Marzo	Nacional
Mexico	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares	ENIGH	1992	11 Ago / 18 Nov	Nacional
	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares	ENIGH	2004	10 Ago / 24 Nov	Nacional
Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Nivel de Vida	EMNV	1993	21 Feb / 12 Jun	Nacional
	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Nivel de Vida	EMNV	2001	30 Abr / 31 Jul	Nacional
Panama	Encuesta de Hogares, Mano de Obra	EMO	1991	Agosto	Nacional
	Encuesta de Hogares	EH	2004	Agosto	Nacional
Paraguay	Encuesta de Hogares (Mano de Obra)	EH	1990		AMA
	Encuesta de Hogares (Mano de Obra)	EH	1995	Ago-Nov	Nacional
	Encuesta Permanente de Hogares	EPH	2005	Ago-Nov	Nacional
Peru	Encuesta Nacional de Hogares	ENAHO	1997	IV trimestre	Nacional
	Encuesta Nacional de Hogares	ENAHO	2004	Ene-Dic	Nacional
Uruguay	Encuesta Continua de Hogares	ECH	1989	II Semestre	Urbano
	Encuesta Continua de Hogares	ECH	2005	Año	Urbano
Venezuela	Encuesta de Hogares Por Muestreo	EHM	1989	II Semestre	Nacional
	Encuesta de Hogares Por Muestreo	EHM	2004	II Semestre	Nacional

Tabla A2
Movilidad Social (SMI)

			13 a 19 años				20 a 25 años			
			Valor	Error St.	95% Intervalo		Valor	Error St.	95% Intervalo	
					Bajo	Alto			Bajo	Alto
Argentina	1998	urbano	0.854	0.008	0.838	0.866	0.742	0.013	0.715	0.765
Argentina	2005	urbano	0.882	0.008	0.862	0.894	0.774	0.012	0.750	0.798
Bolivia	1993	urbano	0.873	0.014	0.852	0.904	0.830	0.021	0.787	0.870
Bolivia	2002	urbano	0.906	0.018	0.875	0.942	0.848	0.025	0.797	0.887
Brasil	1990	nacional	0.753	0.004	0.746	0.760	0.715	0.006	0.705	0.731
Brasil	2005	nacional	0.839	0.003	0.834	0.845	0.766	0.005	0.759	0.775
Chile	1990	nacional	0.879	0.007	0.867	0.893	0.788	0.009	0.762	0.802
Chile	2003	nacional	0.924	0.004	0.912	0.931	0.778	0.008	0.766	0.799
Colombia	1992	urbano	0.826	0.008	0.811	0.840	0.768	0.012	0.737	0.785
Colombia	2000	urbano	0.782	0.007	0.767	0.794	0.737	0.009	0.718	0.754
Costa Rica	1992	nacional	0.812	0.011	0.789	0.832	0.690	0.024	0.638	0.728
Costa Rica	2004	nacional	0.840	0.010	0.817	0.858	0.748	0.017	0.712	0.773
Ecuador	1994	urbano	0.788	0.017	0.763	0.822	0.762	0.025	0.706	0.804
Ecuador	1998	urbano	0.775	0.013	0.745	0.797	0.707	0.020	0.676	0.747
El Salvador	1991	nacional	0.784	0.006	0.774	0.799	0.765	0.012	0.741	0.788
El Salvador	2004	nacional	0.767	0.011	0.739	0.785	0.725	0.015	0.682	0.750
Guatemala	2004	nacional	0.804	0.011	0.784	0.830	0.716	0.024	0.671	0.756
Honduras	1992	nacional	0.818	0.012	0.793	0.842	0.739	0.024	0.684	0.785
Honduras	2005	nacional	0.809	0.011	0.793	0.821	0.635	0.023	0.594	0.662
Mexico	1992	nacional	0.834	0.009	0.817	0.854	0.716	0.019	0.675	0.750
Mexico	2004	nacional	0.854	0.010	0.833	0.873	0.695	0.013	0.667	0.722
Nicaragua	1993	nacional	0.775	0.015	0.749	0.802	0.796	0.024	0.749	0.838
Nicaragua	2001	nacional	0.787	0.015	0.764	0.822	0.744	0.025	0.699	0.790
Panama	1991	nacional	0.822	0.011	0.802	0.840	0.802	0.018	0.768	0.840
Panama	2004	nacional	0.842	0.011	0.819	0.861	0.710	0.014	0.687	0.723
Paraguay	1997	nacional	0.810	0.017	0.780	0.835	0.749	0.023	0.702	0.793
Paraguay	2004	nacional	0.833	0.015	0.806	0.858	0.762	0.025	0.706	0.803
Peru	1997	nacional	0.789	0.014	0.769	0.823	0.831	0.016	0.808	0.867
Peru	2004	nacional	0.906	0.012	0.889	0.936	0.875	0.014	0.851	0.901
Uruguay	1989	urbano	0.884	0.010	0.867	0.907	0.802	0.018	0.770	0.845
Uruguay	2005	urbano	0.818	0.009	0.795	0.832	0.677	0.012	0.645	0.697
Venezuela	1989	nacional	0.851	0.005	0.841	0.863	0.754	0.007	0.743	0.774
Venezuela	2004	nacional	0.927	0.006	0.914	0.941	0.777	0.010	0.755	0.794

Fuente: CEDLAS sobre la base de SEDLAC

Tabla A3
Movilidad Social Intergeneracional (PISMI)

	Promedio			10 a 12 años			13 a 15 años			16 a 18 años			19 a 21 años		
	Intervalo			95% Intervalo			95% Intervalo			95% Intervalo			95% Intervalo		
	Valor	Bajo	Alto	Valor	Bajo	Alto	Valor	Bajo	Alto	Valor	Bajo	Alto	Valor	Bajo	Alto
Argentina 1988	0.848	0.823	0.871	0.933	0.914	0.950	0.923	0.902	0.937	0.793	0.773	0.825	0.741	0.704	0.773
Argentina 2005	0.874	0.851	0.896	0.933	0.919	0.958	0.927	0.906	0.949	0.850	0.826	0.867	0.768	0.753	0.809
Bolivia 1983	0.881	0.848	0.917	0.908	0.883	0.939	0.889	0.858	0.927	0.876	0.830	0.911	0.851	0.822	0.891
Bolivia 2002	0.886	0.837	0.941	0.908	0.844	0.957	0.902	0.869	0.936	0.868	0.817	0.945	0.864	0.818	0.923
Brasil 1980	0.711	0.699	0.724	0.736	0.725	0.745	0.720	0.709	0.730	0.706	0.694	0.719	0.683	0.669	0.701
Brasil 2005	0.813	0.804	0.823	0.867	0.861	0.876	0.829	0.820	0.841	0.801	0.792	0.807	0.755	0.744	0.768
Chile 1980	0.865	0.846	0.885	0.933	0.918	0.951	0.895	0.865	0.905	0.856	0.839	0.878	0.786	0.763	0.805
Chile 2003	0.912	0.897	0.927	0.981	0.972	0.989	0.945	0.934	0.956	0.890	0.873	0.904	0.831	0.809	0.857
Colombia 1982	0.830	0.809	0.859	0.886	0.869	0.917	0.843	0.822	0.863	0.803	0.785	0.855	0.788	0.760	0.820
Colombia 2000	0.755	0.734	0.778	0.820	0.799	0.841	0.754	0.732	0.774	0.746	0.728	0.770	0.699	0.677	0.727
Costa Rica 1982	0.761	0.729	0.797	0.881	0.861	0.909	0.837	0.800	0.871	0.703	0.675	0.748	0.622	0.579	0.661
Costa Rica 2004	0.793	0.763	0.831	0.825	0.785	0.875	0.853	0.830	0.880	0.785	0.735	0.809	0.728	0.689	0.761
Ecuador 1984	0.760	0.716	0.805	0.815	0.772	0.851	0.771	0.738	0.822	0.706	0.667	0.745	0.749	0.688	0.801
Ecuador 1988	0.770	0.738	0.823	0.886	0.846	0.897	0.793	0.764	0.821	0.726	0.691	0.771	0.695	0.653	0.802
El Salvador 1981	0.744	0.726	0.757	0.765	0.748	0.778	0.769	0.749	0.781	0.749	0.734	0.761	0.682	0.671	0.708
El Salvador 2004	0.765	0.740	0.795	0.816	0.794	0.848	0.780	0.757	0.805	0.762	0.737	0.791	0.703	0.671	0.736
Guatemala 2004	0.749	0.712	0.785	0.811	0.778	0.837	0.809	0.778	0.848	0.726	0.702	0.755	0.653	0.590	0.698
Honduras 1982	0.719	0.682	0.760	0.789	0.759	0.826	0.782	0.756	0.821	0.755	0.718	0.791	0.549	0.497	0.601
Honduras 2005	0.691	0.655	0.730	0.851	0.833	0.881	0.793	0.773	0.814	0.590	0.537	0.643	0.530	0.476	0.593
México 1982	0.810	0.788	0.836	0.929	0.917	0.943	0.808	0.789	0.825	0.782	0.757	0.817	0.721	0.687	0.759
México 2004	0.833	0.807	0.859	0.896	0.880	0.914	0.879	0.859	0.899	0.827	0.803	0.853	0.732	0.685	0.770
Nicaragua 1983	0.747	0.705	0.800	0.780	0.734	0.805	0.739	0.699	0.793	0.751	0.688	0.794	0.739	0.691	0.809
Nicaragua 2001	0.746	0.695	0.794	0.789	0.738	0.823	0.750	0.697	0.787	0.766	0.718	0.840	0.678	0.626	0.727
Panamá 1981	0.801	0.773	0.841	0.832	0.811	0.864	0.845	0.819	0.883	0.760	0.730	0.790	0.768	0.731	0.826
Panamá 2004	0.816	0.783	0.853	0.880	0.854	0.905	0.862	0.830	0.891	0.796	0.763	0.828	0.725	0.684	0.788
Paraguay 1987	0.772	0.734	0.830	0.838	0.802	0.879	0.807	0.775	0.858	0.745	0.708	0.786	0.699	0.653	0.799
Paraguay 2004	0.817	0.773	0.852	0.856	0.818	0.881	0.831	0.796	0.871	0.817	0.774	0.863	0.764	0.705	0.802
Perú 1987	0.804	0.768	0.845	0.864	0.832	0.900	0.772	0.737	0.805	0.798	0.771	0.842	0.784	0.732	0.833
Perú 2004	0.867	0.845	0.898	0.871	0.851	0.902	0.890	0.870	0.919	0.843	0.817	0.872	0.866	0.840	0.898
Uruguay 1989	0.902	0.877	0.930	0.916	0.894	0.942	0.914	0.883	0.935	0.922	0.906	0.950	0.656	0.625	0.894
Uruguay 2005	0.826	0.801	0.858	0.916	0.893	0.951	0.869	0.849	0.889	0.799	0.776	0.852	0.721	0.686	0.759
Venezuela 1989	0.831	0.818	0.850	0.867	0.859	0.889	0.850	0.835	0.866	0.826	0.813	0.844	0.783	0.766	0.801
Venezuela 2004	0.904	0.886	0.926	0.919	0.907	0.941	0.890	0.871	0.906	0.922	0.901	0.941	0.886	0.864	0.917

Fuente: CEDLAS sobre la base de SEDLAC.

Tabla A4
Movilidad Social Intergeneracional (PISMI)
Quintil de educación de los padres

	Promedio					10 a 12 años					13 a 15 años					16 a 18 años					19 a 21 años								
	Quintil					Quintil					Quintil					Quintil					Quintil								
	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	1	5	
Argentina	1998	urbano	0.886	0.966	0.907	0.980	0.879	0.930	0.918	0.975	0.910	0.977	0.918	0.975	0.910	0.977	0.918	0.975	0.910	0.977	0.918	0.975	0.910	0.977	0.918	0.975	0.910	0.977	
Argentina	2005	urbano	0.924	0.964	0.893	0.981	0.974	0.989	0.912	0.950	0.912	0.927	0.912	0.950	0.912	0.927	0.912	0.950	0.912	0.927	0.912	0.950	0.912	0.927	0.912	0.950	0.912	0.927	
Bolivia	1993	urbano	0.974	0.971	0.992	0.949	0.982	0.985	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	0.952	0.971	
Bolivia	2002	urbano	0.922	0.927	0.926	0.987	0.918	0.920	0.929	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916	0.901	0.916
Brasil	1990	nacional	0.907	0.919	0.930	0.931	0.932	0.937	0.899	0.914	0.895	0.883	0.899	0.914	0.895	0.883	0.899	0.914	0.895	0.883	0.899	0.914	0.895	0.883	0.899	0.914	0.895	0.883	
Brasil	2005	nacional	0.932	0.963	0.938	0.984	0.939	0.985	0.943	0.972	0.939	0.903	0.943	0.972	0.939	0.903	0.943	0.972	0.939	0.903	0.943	0.972	0.939	0.903	0.943	0.972	0.939	0.903	
Chile	1990	nacional	0.963	0.982	0.964	0.999	0.972	0.982	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	0.956	0.986	
Chile	2003	nacional	0.952	0.984	0.956	0.993	0.955	0.985	0.962	0.990	0.962	0.955	0.985	0.962	0.990	0.962	0.955	0.985	0.962	0.990	0.962	0.955	0.985	0.962	0.990	0.962	0.955	0.985	
Colombia	1992	urbano	0.950	0.972	0.925	0.986	0.946	0.982	0.968	0.953	0.962	0.957	0.968	0.953	0.962	0.957	0.968	0.953	0.962	0.957	0.968	0.953	0.962	0.957	0.968	0.953	0.962	0.957	
Colombia	2000	urbano	0.887	0.976	0.925	0.988	0.874	0.966	0.880	0.988	0.867	0.932	0.880	0.988	0.867	0.932	0.880	0.988	0.867	0.932	0.880	0.988	0.867	0.932	0.880	0.988	0.867	0.932	
Costa Rica	1992	nacional	0.937	0.931	0.940	0.963	0.900	0.959	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	0.920	0.913	
Costa Rica	2004	nacional	0.877	0.950	0.847	0.974	0.900	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	
Costa Rica	2004	nacional	0.877	0.950	0.847	0.974	0.900	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	0.932	0.960	
Ecuador	1994	urbano	0.919	0.925	0.903	0.959	0.853	0.940	0.911	0.863	0.909	0.838	0.911	0.863	0.909	0.838	0.911	0.863	0.909	0.838	0.911	0.863	0.909	0.838	0.911	0.863	0.909	0.838	
Ecuador	1998	urbano	0.918	0.909	0.938	0.966	0.862	0.907	0.935	0.904	0.836	0.858	0.935	0.904	0.836	0.858	0.935	0.904	0.836	0.858	0.935	0.904	0.836	0.858	0.935	0.904	0.836	0.858	
El Salvador	1991	nacional	0.977	0.905	0.890	0.931	0.976	0.941	0.987	0.883	0.952	0.856	0.987	0.883	0.952	0.856	0.987	0.883	0.952	0.856	0.987	0.883	0.952	0.856	0.987	0.883	0.952	0.856	
El Salvador	2004	nacional	0.923	0.953	0.932	0.954	0.934	0.968	0.929	0.969	0.897	0.922	0.929	0.969	0.897	0.922	0.929	0.969	0.897	0.922	0.929	0.969	0.897	0.922	0.929	0.969	0.897	0.922	
Guatemala	2004	nacional	0.967	0.905	0.894	0.974	0.967	0.894	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	
Guatemala	2004	nacional	0.967	0.905	0.894	0.974	0.967	0.894	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	0.985	0.876	0.902	0.886	
Honduras	1992	nacional	0.968	0.803	0.969	0.878	0.880	0.929	0.980	0.885	0.954	0.519	0.980	0.885	0.954	0.519	0.980	0.885	0.954	0.519	0.980	0.885	0.954	0.519	0.980	0.885	0.954	0.519	
Honduras	2005	nacional	0.921	0.907	0.933	0.982	0.929	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	
Honduras	2005	nacional	0.921	0.907	0.933	0.982	0.929	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742	0.959	
México	1992	nacional	0.905	0.951	0.988	0.989	0.923	0.934	0.900	0.959	0.811	0.923	0.900	0.959	0.811	0.923	0.900	0.959	0.811	0.923	0.900	0.959	0.811	0.923	0.900	0.959	0.811	0.923	
México	2004	nacional	0.932	0.974	0.954	0.996	0.868	0.989	0.951	0.978	0.865	0.924	0.951	0.978	0.865	0.924	0.951	0.978	0.865	0.924	0.951	0.978	0.865	0.924	0.951	0.978	0.865	0.924	
Nicaragua	1993	nacional	0.951	0.899	0.959	0.946	0.973	0.878	0.921	0.909	0.951	0.860	0.921	0.909	0.951	0.860	0.921	0.909	0.951	0.860	0.921	0.909	0.951	0.860	0.921	0.909	0.951	0.860	
Nicaragua	2001	nacional	0.939	0.912	0.938	0.937	0.934	0.921	0.923	0.949	0.962	0.841	0.923	0.949	0.962	0.841	0.923	0.949	0.962	0.841	0.923	0.949	0.962	0.841	0.923	0.949	0.962	0.841	
Nicaragua	1991	nacional	0.914	0.971	0.961	0.970	0.917	0.978	0.927	0.966	0.850	0.971	0.927	0.966	0.850	0.971	0.927	0.966	0.850	0.971	0.927	0.966	0.850	0.971	0.927	0.966	0.850	0.971	
Panamá	2004	nacional	0.884	0.956	0.947	0.980	0.882	0.976	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	
Panamá	2004	nacional	0.884	0.956	0.947	0.980	0.882	0.976	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	0.888	0.951	0.820	0.905	
Paraguay	1997	nacional	0.839	0.893	0.780	0.944	0.865	0.991	0.931	0.801	0.788	0.836	0.931	0.801	0.788	0.836	0.931	0.801	0.788	0.836	0.931	0.801	0.788	0.836	0.931	0.801	0.788	0.836	
Paraguay	2004	nacional	0.840	0.930	0.884	0.929	0.881	0.989	0.736	0.974	0.870	0.828	0.881	0.989	0.736	0.974	0.870	0.828	0.881	0.989	0.736	0.974	0.870	0.828	0.881	0.989	0.736	0.974	
Paraguay	2004	nacional	0.883	0.852	0.851	0.979	0.909	0.820	0.910	0.925	0.863	0.886	0.910	0.925	0.863	0.886	0.910	0.925	0.863	0.886	0.910	0.925	0.863	0.886	0.910	0.925	0.863	0.886	
Perú	1997	nacional	0.930	0.991	0.937	0.997	0.918	0.989	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	
Perú	2004	nacional	0.930	0.991	0.937	0.997	0.918	0.989	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	0.906	0.985	0.958	0.981	
Uruguay	1989	urbano	0.933	0.955	0.878	0.982	0.882	0.988	0.980	0.978	0.891	0.873	0.988	0.980	0.978	0.891	0.873	0.988	0.980	0.978	0.891	0.873	0.988	0.980	0.978	0.891	0.873	0.988	
Uruguay	2005	urbano	0.888	0.970	0.856	0.995	0.913	0.988	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	
Uruguay	2005	urbano	0.888	0.970	0.856	0.995	0.913	0.988	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	0.903	0.949	0.862	0.948	
Venezuela	1989	nacional	0.970	0.985	0.955	0.989	0.881	0.984	0.967	0.992	0.976	0.965	0.967	0.992	0.976	0.965	0.967	0.992	0.976	0.965	0.967	0.992	0.976	0.965	0.967	0.992	0.976	0.965	
Venezuela	2004	nacional	0.934	0.994	0.932	0.993	0.940	0.995	0.944	0.994	0.920	0.996	0.944	0.994	0.920	0.996	0.944	0.994	0.920	0.996	0.944	0.994	0.920	0.996	0.944	0.994	0.920	0.996	

Fuente: CEDIAS sobre la base de SEDJAC

Tabla A5
Índice de Correlación de Hermanos

			SCI			
			Valor	Error St.	95% Intervalo	
					Bajo	Alto
Argentina	1998	urbano	0.836	0.011	0.812	0.857
Argentina	2005	urbano	0.845	0.008	0.829	0.862
Bolivia	1993	urbano	0.906	0.008	0.882	0.922
Bolivia	2002	urbano	0.895	0.016	0.864	0.928
Brasil	1990	nacional	0.851	0.004	0.844	0.859
Brasil	2005	nacional	0.822	0.005	0.812	0.831
Chile	1990	nacional	0.847	0.008	0.831	0.862
Chile	2003	nacional	0.895	0.007	0.886	0.909
Colombia	1992	urbano	0.856	0.008	0.841	0.872
Colombia	2000	urbano	0.847	0.006	0.833	0.859
Costa Rica	1992	nacional	0.883	0.008	0.867	0.899
Costa Rica	2004	nacional	0.855	0.008	0.840	0.871
Ecuador	1994	urbano	0.872	0.013	0.847	0.898
Ecuador	1998	urbano	0.871	0.009	0.858	0.889
El Salvador	1991	nacional	0.874	0.005	0.864	0.885
El Salvador	2004	nacional	0.855	0.010	0.839	0.875
Guatemala	2004	nacional	0.876	0.010	0.859	0.896
Honduras	1992	nacional	0.902	0.011	0.880	0.924
Honduras	2005	nacional	0.890	0.007	0.876	0.904
Mexico	1992	nacional	0.860	0.009	0.844	0.878
Mexico	2004	nacional	0.858	0.011	0.827	0.880
Nicaragua	1993	nacional	0.900	0.011	0.881	0.921
Nicaragua	2001	nacional	0.880	0.010	0.863	0.901
Panama	1991	nacional	0.863	0.010	0.845	0.883
Panama	2004	nacional	0.853	0.013	0.819	0.878
Paraguay	1997	nacional	0.883	0.013	0.857	0.908
Paraguay	2004	nacional	0.887	0.011	0.864	0.908
Peru	1997	nacional	0.878	0.011	0.852	0.899
Peru	2004	nacional	0.882	0.006	0.870	0.894
Uruguay	1989	urbano	0.878	0.010	0.853	0.898
Uruguay	2005	urbano	0.812	0.011	0.793	0.834
Venezuela	1989	nacional	0.888	0.004	0.879	0.895
Venezuela	2004	nacional	0.882	0.005	0.870	0.892

Fuente: CEDLAS sobre la base de SEDLAC

B. Apéndice Metodológico: Estimación de los Índices de Movilidad Social

Índice de movilidad social de Andersen (2001) – SMI

La Descomposición de Fields

En el marco de un análisis de regresión múltiple, la descomposición de Fields permite establecer la influencia relativa de cada variable independiente en términos de cuánto “explica” la variación de la variable dependiente. De esta manera, puede indicarse si la variable X “explica” más de Y que la variable Z en una regresión del tipo:

$$Y = \alpha + \beta X + \delta Z + \varepsilon \quad (B1)$$

Este resultado se obtiene calculando, para cada variable explicativa, un factor de ponderación, que es el producto entre el coeficiente estimado de cada variable, el desvío estándar de esa misma variable y la correlación entre la variable en cuestión y la dependiente. Todos los factores de ponderación son reescalados para sumar el R^2 y cada uno se interpreta como el porcentaje de la varianza total que es explicado por la variable respectiva.

Consideremos la regresión de la brecha educativa explicada anteriormente:

$$BE = \sum_j a_j Z_j \quad (B2)$$

donde BE es un vector de la brecha educativa para cada individuo de la muestra y Z es una matriz con j variables explicativas (todas las mencionadas anteriormente, incluyendo las del entorno familiar). La varianza de la brecha educativa se calcula tomando la varianza a ambos lados de la ecuación. El lado derecho puede reescribirse de la siguiente manera:

$$\text{cov} \left[\sum_{j=1}^J a_j Z_j; BE \right] = \sum_{j=1}^J \text{cov} [a_j Z_j; BE] \quad (B3)$$

Pero como el lado izquierdo de la ecuación es simplemente la covarianza entre BE y ella misma, es simplemente la varianza de BE. Por lo tanto,

$$\sigma^2 (BE) = \sum_{j=1}^J \text{cov} [a_j Z_j; BE] \quad (B4)$$

O, dividiendo por $\sigma^2 (BE)$

$$1 = \frac{\sum_{j=1}^J \text{cov}[a_j Z_j; BE]}{\sigma^2(BE)} \equiv \sum_{j=1}^J s_j \quad (B5)$$

Donde cada s_j está dado por:

$$s_j = \frac{\text{cov}[a_j Z_j; BE]}{\sigma^2(BE)} = \frac{a_j \cdot \sigma(Z_j) \cdot \text{cor}[Z_j; BE]}{\sigma(BE)}$$

Los S_j son los factores de ponderación de cada variable. La suma del S_j para todo j suma 1. Cada S_j se puede descomponer de forma intuitiva. Por ejemplo, el ingreso per cápita familiar explica una mayor parte de la varianza de la brecha educativa:

- cuanto mayor sea el coeficiente del IPCF en la regresión de BE, α_{IPCF} .
- cuanto mayor sea el desvío estándar del IPCF, σ_{IPCF} .
- cuanto mayor sea la correlación entre el IPCF y la brecha educativa, $\text{cor}[IPCF; BE]$

Construyendo el Índice de Movilidad Social

El Índice de Movilidad Social (SMI, por sus siglas en inglés) se define como 1 menos la proporción de la varianza de la brecha educativa que es explicada por el entorno familiar, es decir 1 menos la suma de los factores de las dos variables del entorno. Analíticamente,

$$SMI = 1 - S_{IPCF} - S_{maxedu} \quad (B6)$$

donde S_{IPCF} es el factor de ponderación del IPCF y S_{maxedu} es el factor de ponderación de la variable que mide el máximo nivel educativo entre el del padre y el de la madre.

En una economía con muy baja movilidad, el entorno familiar será muy importante en la determinación de los resultados educativos de los niños y, por lo tanto, el índice será cercano a cero.

Índice de movilidad educativa intergeneracional de Behrman, Birdsall y Székely (1998) – PISMI

El punto de partida de este índice, como en el caso del SMI, es una regresión que determina qué proporción de la brecha educativa de cada grupo de jóvenes puede ser “explicada” por variables de entorno familiar²⁸. Con este propósito, se llevan a cabo estimaciones para distintos grupos de edad (10-12, 13-15, 16-18, 19-21) y quintiles de educación de los padres, para los distintos países de América Latina.

Se realiza una regresión (para cada una de estas submuestras) de la brecha educativa en función de dos variables del entorno, el ingreso per cápita familiar y el nivel de educación promedio de los padres, más una variable de control para hogares con jefe mujer y un término de error. La regresión corresponde a:

$$BE = \alpha + \beta_1 IPCF + \beta_2 EDUC + \beta_3 FEM + e \quad (B7)$$

donde BE es la brecha educativa, IPCF constituye el ingreso per cápita familiar, EDUC es el nivel promedio de educación de los padres y FEM es una dummy que toma valor uno cuando el jefe del hogar es una mujer. Los coeficientes obtenidos en esta regresión son luego utilizados para obtener los índices de movilidad.

El PISMI se basa en la proporción de la varianza total de la brecha educativa que está asociada con el promedio ponderado de las variables del entorno familiar, en el que los ponderadores son los coeficientes estimados. La varianza de estas variables es dividida por la varianza real observada de la brecha educativa, de manera de obtener un índice independiente de la magnitud absoluta de la brecha educativa. El PISMI se define como uno menos la proporción de la varianza total que es explicada por el promedio ponderado de las variables del entorno familiar:

$$PISMI = 1 - \frac{\hat{\beta}_1 Var(IPCF) + \hat{\beta}_2 Var(EDUC)}{Var(BE)} \quad (B8)$$

²⁸ Las variables utilizadas para representar el entorno familiar son: el ingreso per cápita familiar, el nivel de educación promedio de los padres y una variable de control para el caso de hogares con jefe mujer.

Este índice de movilidad se mueve en un rango entre 0 y 1. Un valor cercano a cero indica bajos niveles de movilidad mientras que un valor del índice aproximado a la unidad muestra un alto nivel de movilidad.

Índice de correlación de hermanos de Dahan y Gaviria (1999)

Finalmente, el índice de correlación de hermanos de Dahan y Gaviria se basa en la intuición, desarrollada en el cuerpo principal del documento, de que en una sociedad completamente móvil no existiría correlación entre los resultados socioeconómicos de hermanos, ya que el entorno familiar no debería determinar estos resultados.

El índice de correlación entre hermanos se computa a partir de una submuestra de jóvenes de entre 16 y 20 años, pertenecientes a familias con dos o más hijos dentro de este rango de edad. Para cada cohorte y género se calcula el nivel de educación mediano, y a partir de este se construye un indicador binario de “éxito” escolar, que asigna un uno a aquellos cuyo nivel de educación es mayor a la mediana menos uno, y un cero a quienes tienen menos de este nivel.

El índice se construye a partir de la correlación de esta variable de “éxito” escolar entre dos hermanos de una misma familia. Sin embargo, dado que existen familias con más de dos hijos, se debe realizar un ajuste para computar una especie de “correlación múltiple”. Si todas las familias seleccionadas tuvieran sólo dos hijos en ese rango de edad, el cómputo descrito a continuación se reduce al coeficiente de correlación simple de esta variable.

Siguiendo a Behrman, Gaviria y Székely (2001), se computó la siguiente versión del índice de correlación:

$$\rho_g = \frac{\sum_{f=1}^F B_f (g_f - \bar{g})^2}{B\bar{g}(1-\bar{g})} \quad (B9)$$

donde g_{sf} es una variable que indica si el individuo s de la familia f tiene más años de educación que la mediana de su cohorte menos uno, \bar{g}_f es el valor promedio de g_{sf} en la familia f , B_f es el número de hermanos de 16-20 años en la familia f , \bar{g} es el valor medio de g en el total de la muestra, B es el número de individuos, y F es el número de familias.

Dado que ρ_g podría presentar valores positivos aun cuando el entorno familiar no fuera una variable significativa (lo cual, por ejemplo, podría suceder si los jóvenes fueran asignados aleatoriamente a las familias), se utiliza una versión modificada del índice anterior:

$$\rho_a = 1 - (1 - \rho_g) \frac{B-1}{B-F} \quad (\text{B10})$$

Este nuevo índice arrojará valores positivos sólo si ρ_g es mayor que el valor esperado por la asignación aleatoria de hermanos en la población. Por lo tanto, valores positivos de pueden interpretarse como evidencia de que el entorno familiar tiene algún impacto en la determinación del éxito escolar.