

C | E | D | L | A | S

---

Centro de Estudios  
Distributivos, Laborales y Sociales

---

Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata



**E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad  
en América Latina**

Adriana Conconi, Guillermo Cruces, Sergio Olivieri y  
Raúl Sánchez

Documento de Trabajo Nro. 62  
Diciembre, 2007

---

***E pur si muove? Movilidad,  
Pobreza y Desigualdad en América Latina***

Diciembre de 2007

Adriana Conconi  
Guillermo Cruces\*  
Sergio Olivieri  
Raúl Sánchez

*CEDLAS* \*\*  
Universidad Nacional de La Plata

---

\* Dirigir consultas a: [gcrucce@depeco.econo.unlp.edu.ar](mailto:gcrucce@depeco.econo.unlp.edu.ar)

Este documento fue desarrollado en el marco del proyecto 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, y del taller Cohesión social, movilidad social y políticas públicas en América Latina, organizado por CIEPLAN e ICEFI en Antigua Guatemala, julio de 2007.

\*\* Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Calle 6 entre 47 y 48, 5to. piso, oficina 516, (1900) La Plata, Argentina. Teléfono-fax: (0221)-4229383 ([cedlas@depeco.econo.unlp.edu.ar](mailto:cedlas@depeco.econo.unlp.edu.ar)).

## **1 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, y sin embargo, no ha recibido el mismo grado de atención en los estudios empíricos de América Latina. En este documento se argumenta que 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 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. Para ello, es fundamental contar con indicadores cuantitativos sistemáticos de movilidad social que permitan comparar a los países entre sí y estudiar el grado de movilidad y su evolución en el tiempo. Por ello, este documento pone un énfasis particular en la evaluación y la aplicación de una serie de alternativas metodológicas adaptadas a las limitaciones de las fuentes de datos de la región.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se provee una breve discusión sobre la relación 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 3 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 4, a su vez, discute los resultados empíricos obtenidos a partir de las metodologías desarrolladas. Finalmente, la sección 5 presenta algunas conclusiones y perspectivas para investigaciones futuras.

## **2 Relación entre movilidad, desigualdad y la pobreza**

### **2.1 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, 2006) 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 intergeneracionales<sup>1</sup>, 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:

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

donde  $y$  es el indicador de status elegido,  $t$  y  $t-1$  representan los generaciones presente y anterior de una familia, respectivamente (o dos períodos de tiempo extremos en discusiones de movilidad más generales),  $\alpha$  representa la constante de la regresión y el parámetro  $\beta$  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, en 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 en cuanto más relacionados estén los resultados entre 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 más 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, respectivamente<sup>2</sup>.

## **2.2 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 intercambiablemente. Esto implica que la disminución del grado de desigualdad en una sociedad en el largo plazo pasa, en parte, por lograr mayores niveles de

<sup>1</sup> 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.

<sup>2</sup> Existe una tercera posibilidad, de poca relevancia empírica, que es aquella en la que se presenta movilidad 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.

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 responsabilidad<sup>3</sup>. 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.

Otra dimensión de la movilidad social, especialmente relevante para América Latina, es su relación con el conflicto distributivo y la cohesión social. Tal vez la mejor aproximación a esta dimensión sea el “efecto túnel”, descripto en el estudio de Hirschman (1973) sobre la tolerancia a la desigualdad a lo largo del proceso de desarrollo. De acuerdo a esta metáfora, si dos filas de autos se encuentran atascadas en un túnel, y una de ellas empieza a moverse, la señal que recibe la fila inmóvil es que, eventualmente, le tocará avanzar. Los avances de los demás (tanto en términos de crecimiento como de movilidad social) proveen información acerca de un ambiente externo más benigno. Mientras las personas tienen la expectativa de progresar (eventualmente, moverse y salir del túnel), la tolerancia respecto de las desigualdades e injusticias predominará sobre la impaciencia. Extendiendo esta metáfora, la relación percibida entre status de progenitores y descendientes, al afectar las percepciones de igualdad de oportunidades y de avance social intergeneracional, puede constituir un factor moderador de los conflictos sociales distributivos y potenciar así la cohesión social. Sin embargo, como señala Hirschman (1973), la frustración repetida de estas expectativas puede socavar la tolerancia y derivar en conflictos y fragmentación, especialmente entre los grupos relegados.

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

---

<sup>3</sup> 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.

### **2.3 Determinantes de la movilidad y su relación con la desigualdad**

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 estas, 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.

Solon (2003) presenta un marco teórico conciso y elegante para discutir los factores que determinan el nivel de movilidad en una sociedad. El punto de partida del modelo es una sociedad en la que los progenitores no pueden endeudarse para educar a sus descendientes usando como colateral los ingresos potenciales de estos, y por ello deben invertir recursos propios. De esta manera, los progenitores con mayores ingresos son los que más invertirán en el capital humano de sus descendientes. Esta inversión dependerá también de los retornos a la educación. En el modelo de Solon, el grado de persistencia o elasticidad intergeneracional es mayor (y por lo tanto la movilidad es menor) en cuanto: a) mayor es la persistencia de los factores innatos hereditarios, como la inteligencia o la habilidad; b) mayor sea el rendimiento de la inversión en capital humano; c) menos progresiva sea la inversión pública en capital humano; e, implícitamente, d) peor funcionen mercados de capitales<sup>4</sup>. Una de las derivaciones interesantes de este modelo es la influencia del grado de progresividad de la inversión pública en capital humano y de la presencia de mecanismos que faciliten la inversión en capital humano, ambos con efecto positivos en la movilidad.

En cuanto a la relación entre movilidad y distribución, un punto importante del modelo de Solon (2003) es 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.

---

<sup>4</sup> Un corolario de esta multiplicidad de factores es que el mismo nivel de movilidad puede deberse a distintas combinaciones. Esto implica que no existe una causa única ni un único “remedio” para la falta de movilidad en una sociedad.

### **3 Estimaciones de movilidad para América Latina: restricción de disponibilidad de datos y alternativas metodológicas**

#### **3.1 Disponibilidad de datos y estimaciones de movilidad para América Latina**

La implementación empírica de los cómputos 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). 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 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 BID<sup>5</sup>.

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 por el CEDLAS y el Banco Mundial. La base abarca a todos los países de Latinoamérica y la mayor parte de las encuestas a hogares incluidas son representativas a nivel nacional (Tabla 1). 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 Latina<sup>6</sup>.

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, el 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 la región<sup>7</sup>. Las alternativas presentadas a continuación son el índice de movilidad social

---

<sup>5</sup> 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).

<sup>6</sup> Para más detalles acerca de la base de datos, véase la página web: [www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac)

<sup>7</sup> 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.

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)<sup>8</sup>.

### **3.2 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 descendientes<sup>9</sup>. 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: en 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.

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 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 estacionalidad y de errores de medición, como suele suceder con las medidas de 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 completados, la brecha es una medida válida para quienes aún asisten al sistema educativo<sup>10</sup>. 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, medidas mediante el indicador de brecha educativa, se obtiene de la siguiente manera<sup>11</sup>. 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

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Es decir, el parámetro  $\beta$  de la ecuación presentada más arriba.

<sup>10</sup> 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.

<sup>11</sup> Los detalles específicos del cálculo de los diferentes índices se presenta en el apéndice al final de este documento.

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 educativa<sup>12</sup>. Para determinar el peso o la importancia relativa de las dos variables de entorno familiar, se aplica la descomposición de Fields (1996, 2003), descripta en el apéndice, a los resultados de la regresión. El resultado es un indicador que permite determinar 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 cápita 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.

### **3.3 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 signas 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 familiar<sup>13</sup>. 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 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 permite también 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-

---

<sup>12</sup> Estas variables 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 con un solo parente, un indicador de autoempleo del jefe del hogar, el ingreso regional promedio y el nivel de educación promedio en la región de residencia.

<sup>13</sup> 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.

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.

### **3.4 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 descripta, 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 género<sup>14</sup>.

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 viceversa<sup>15</sup>. 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 mayor movilidad.

### **3.5 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,

<sup>14</sup> Como en el caso de la brecha educativa, tratado más arriba, 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.

<sup>15</sup> 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.

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 tienen ventajas y desventajas. La metodología propuesta por Behrman, Birdsall y 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.

## **4 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 realiza un análisis comparativo de la evolución de los niveles de movilidad, desigualdad y pobreza. En tercer lugar, se procura establecer en qué medida las medidas de movilidad difieren para distintos estratos sociales. Por último, se analizan las diferencias existentes en las medidas de movilidad para distintos grupos de edad.

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.

### **4.1 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 social<sup>16</sup>. En efecto, puede observarse en el Gráfico 1<sup>17</sup> 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 Chile<sup>18</sup>. Por otro lado, Uruguay y Colombia fueron los países que experimentaron una disminución 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. 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%<sup>19</sup>. De acuerdo al SMI y el PISMI, Venezuela, Chile, Perú y Argentina son los países con mayor movilidad en la región<sup>20</sup>. 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.

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 2 así lo indica: el coeficiente de correlación de Spearman<sup>21</sup> es casi 0.90 para el caso de la

<sup>16</sup> 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 menos 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).

<sup>17</sup> Los gráficos resultan de las tablas detalladas presentadas al final de este documento. Puede consultarse Cruces *et al.* (2007) para un análisis completo de estos índices para diferentes grupos de edad y estratos sociales.

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> 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.

<sup>20</sup> 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.

<sup>21</sup> A diferencia del coeficiente de correlación simple, el de Spearman indica la correlación no entre el valor de dos índices (como el SMI y el PISMI) para distintos países, sino 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

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

#### **4.2 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 3 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 considerados<sup>22</sup>. 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.

En la Tabla 3 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<sup>23</sup> 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.

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 (resultados 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.

---

(países, en este caso) de acuerdo a ciertos indicadores, y cuando las unidades de las dos series no tienen una métrica específica o compatible.

<sup>22</sup> 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.

<sup>23</sup> El nivel de 20% se utiliza dado el reducido tamaño de la muestra empleada (16 países).

Finalmente, puede observarse también en la segunda columna de la Tabla 3 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.

## 5 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.

## 6 Bibliografía

- 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, No. 68, pp. 593-618.
- Behrman, J. (2000), “Social mobility: concepts and measurements”, Capítulo 4 en Birdsall, N. y Graham, C. eds (2000), *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, Brookings Institution.
- Behrman, J., Birdsall, N. y Székely, M. (1998), “Intergenerational mobility and macro conditions and schooling policies in Latin America”, Working Paper nº 386, IADB.
- Behrman, J., Birdsall, N. y Székely, M. (2000), “Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference”, Capítulo 6 en Birdsall, N. y Graham, C. eds (2000), *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, Brookings Institution.
- Behrman, J., Gaviria, A. y Székely, M. (2001), “Intergenerational Mobility in Latin America”, Working Paper 452, Research Department, IADB, Washington DC.
- Blanden, J., Gregg, P. y Machin, S. (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 Gintis H. (2002), “The inheritance of inequality”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, Nº3, pp.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”, capítulo IV *Panorama Social de América Latina 1997*. LC/G.1982-P/E, Santiago, Chile.
- CEPAL (2004), “Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar”, Capítulo V en CEPAL (2004), *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*, Libros de la CEPAL N. 77, Santiago de Chile.
- Cruces, G. y Wodon, Q. (2006), “Risk-Adjusted Poverty in Argentina: Measurement and Determinants”. En prensa, *Journal of Development Studies*.
- Cruces, G., Conconi, A., Olivier, S. y Sanchez, R. (2007), “Medición de la movilidad social en América Latina”, mimeo, CEDLAS (La Plata) y CIEPLAN (Santiago de Chile).

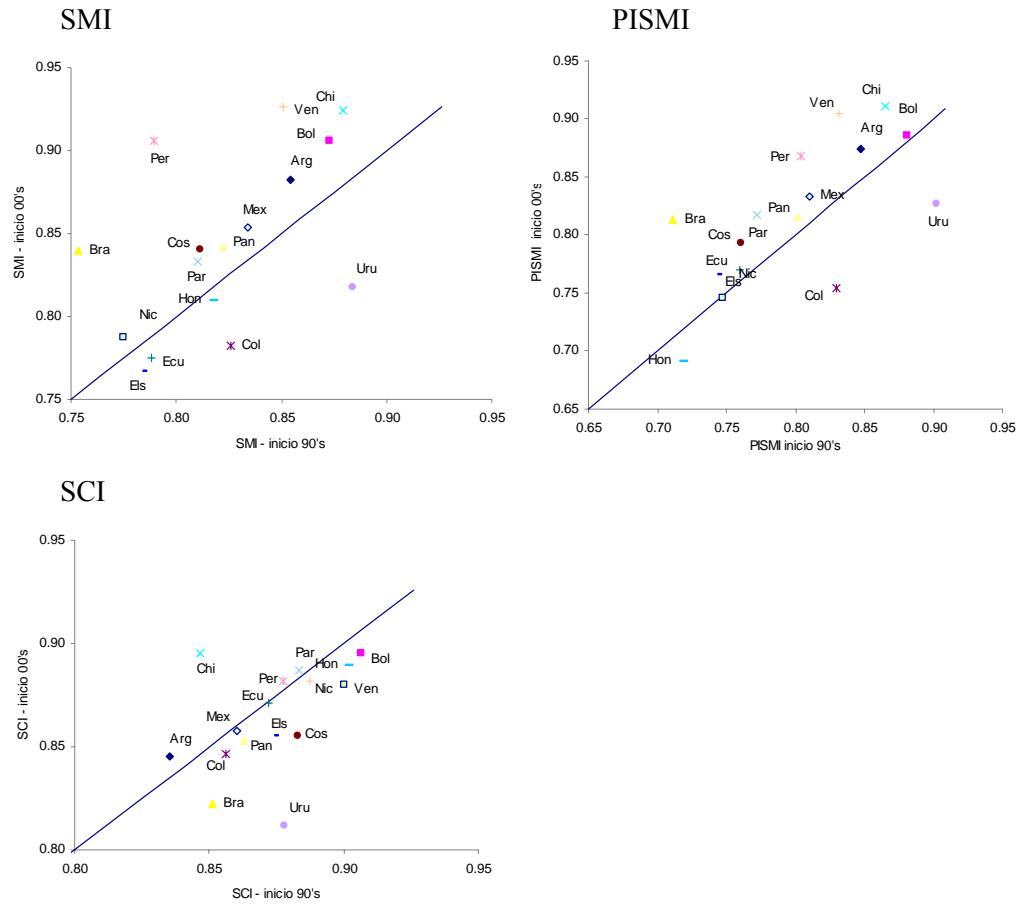
- Dahan, M y A. Gaviria (1999), "Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America", Inter –American Development Bank Working Paper # 395.
- Feldman, M., Otto, S., y Christiansen, F. (2000), "Genes, Culture, and Inequality" In *Meritocracy and economic inequality*, 61-85. Princeton, N.J.: 2000.
- Fields, G. (2000), "Income mobility: concepts and measures", Capítulo 5 en Birdsall, N. y Graham, C. eds (2000), *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, 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., Duval Hernández, R., Freije Rodríguez, S., y Sánchez Puerta, M. (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., Gutiérrez, F. y Tornarolli, L. (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, no. 4; pp. 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.; Chong, A.; Duryea, S.; Mazza, J. y Ñopo, H. (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.
- Scott, C. (2000), "Mixed Fortunes: A Study of Poverty Mobility among Small Farm Households in Chile, 1968-86," *Journal of Development Studies*, 36, 155-180.
- Solon, G. (2002), "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3, pp. 59-66.
- Solon, G. (2003), "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place", en M. Corak (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.
- Solon, Gary (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 3, pp. 393-408.

Sosa-Escudero, W., Marchionni, M. y Arias, O. (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: 2005.

## 7 Tablas y gráficos

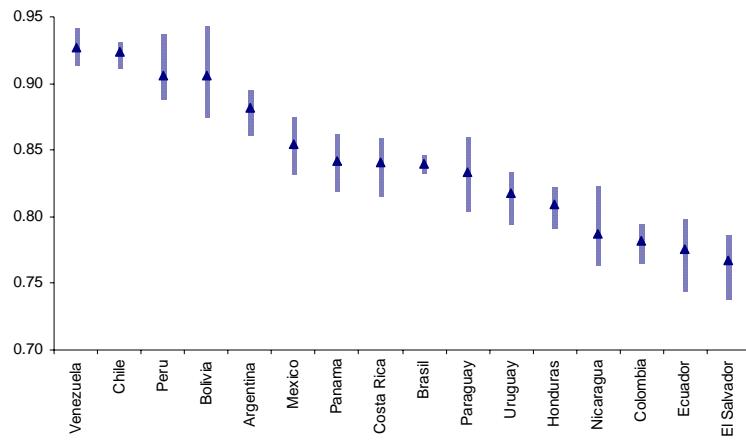
**Gráfico 1**  
**Evolución y niveles de los indicadores de movilidad en América Latina**



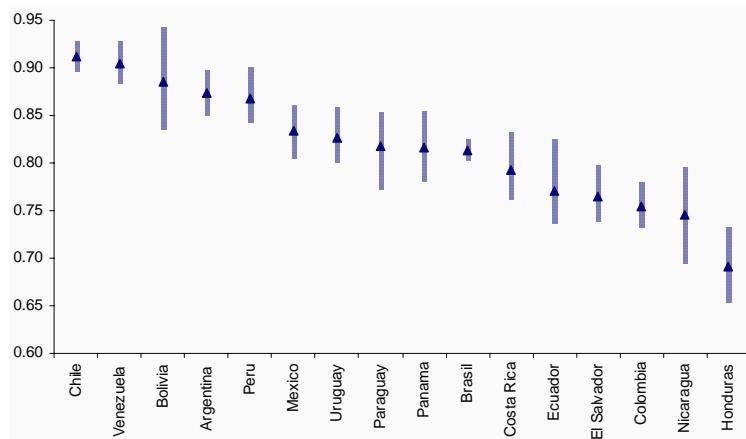
Fuente: CEDLAS sobre la base de encuesta a hogares

**Gráfico 2**  
**Índices de movilidad en América Latina - Última encuesta disponible**

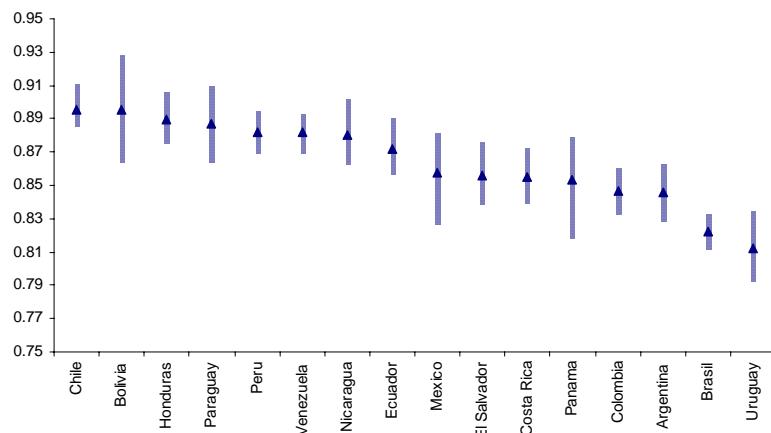
SMI (13-19 años)



PISMI (promedio de grupos de edad)



SCI

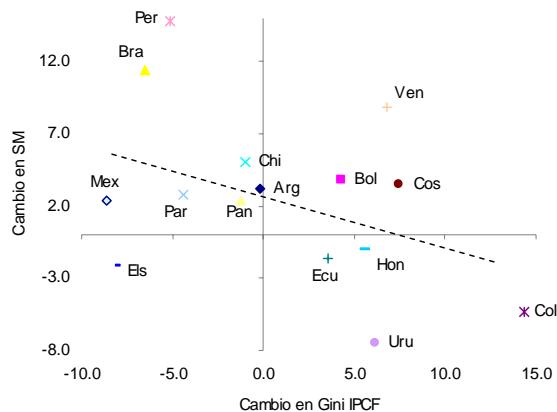


Fuente: CEDLAS sobre la base de encuesta a hogares

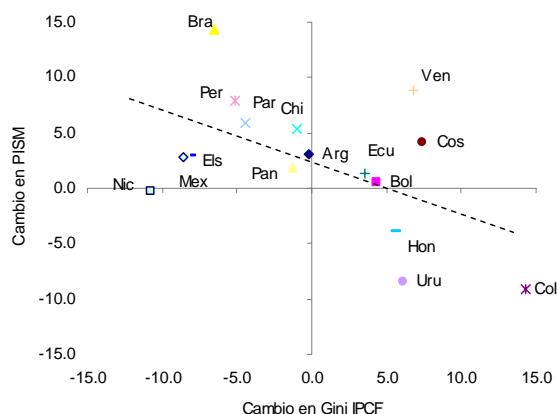
### Gráfico 3

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

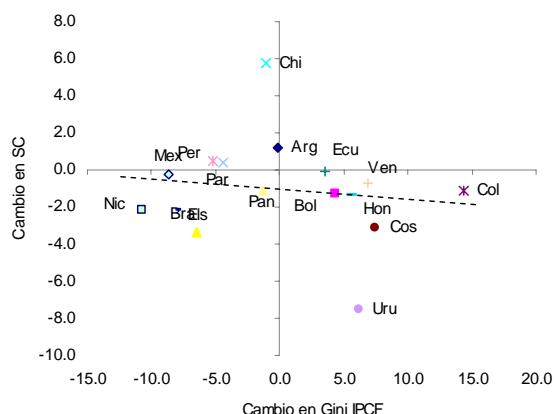
SMI



PISMI



SCI



Fuente: CEDLAS sobre la base de encuesta a hogares

**Tabla 1**  
**Encuestas de hogares utilizadas en el estudio**

País	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 Domicílios	PNAD	1990	Septiembre	Nacional
	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios	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
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	EPHPM	1992	Octubre	Nacional
	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	EPHPM	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	ENAO	1997	IV trimestre	Nacional
	Encuesta Nacional de Hogares	ENAO	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 2**  
**Coeficiente 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 encuesta a hogares

**Tabla 3**  
**Coeficiente 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

**Tabla 4**  
**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 5**  
**Movilidad Social Intergeneracional (PISMI)**

			Promedio			10 a 12 años			13 a 15 años			16 a 18 años			19 a 21 años		
			Valor	Intervalo		Valor	95% Intervalo										
				Bajo	Alto		Bajo	Alto		Bajo	Alto		Bajo	Alto		Bajo	Alto
Argentina	1998	urbano	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	urbano	0.874	0.851	0.896	0.933	0.919	0.958	0.927	0.906	0.949	0.850	0.826	0.867	0.786	0.753	0.809
Bolivia	1993	urbano	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	urbano	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	1990	nacional	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	nacional	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	1990	nacional	0.865	0.846	0.885	0.933	0.918	0.951	0.885	0.865	0.905	0.856	0.839	0.878	0.786	0.763	0.805
Chile	2003	nacional	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	1992	urbano	0.830	0.809	0.859	0.886	0.869	0.917	0.843	0.822	0.863	0.803	0.785	0.835	0.788	0.760	0.820
Colombia	2000	urbano	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	1992	nacional	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	nacional	0.793	0.763	0.831	0.825	0.785	0.875	0.853	0.830	0.880	0.765	0.735	0.809	0.728	0.699	0.761
Ecuador	1994	urbano	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	1998	urbano	0.770	0.738	0.823	0.866	0.846	0.897	0.793	0.764	0.821	0.726	0.691	0.771	0.695	0.653	0.802
El Salvador	1991	nacional	0.744	0.726	0.757	0.765	0.748	0.778	0.769	0.749	0.781	0.749	0.734	0.761	0.692	0.671	0.708
El Salvador	2004	nacional	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	nacional	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	1992	nacional	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	nacional	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	0.583
Mexico	1992	nacional	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
Mexico	2004	nacional	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	1993	nacional	0.747	0.705	0.800	0.760	0.734	0.805	0.739	0.699	0.793	0.751	0.698	0.794	0.739	0.691	0.809
Nicaragua	2001	nacional	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
Panama	1991	nacional	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
Panama	2004	nacional	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	1997	nacional	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	nacional	0.817	0.773	0.852	0.856	0.818	0.881	0.831	0.796	0.871	0.817	0.774	0.853	0.764	0.705	0.802
Peru	1997	nacional	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
Peru	2004	nacional	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	0.888
Uruguay	1989	urbano	0.902	0.877	0.930	0.916	0.894	0.942	0.914	0.883	0.935	0.922	0.906	0.950	0.856	0.825	0.894
Uruguay	2005	urbano	0.826	0.801	0.858	0.916	0.893	0.951	0.869	0.849	0.889	0.799	0.776	0.832	0.721	0.686	0.759
Venezuela	1989	nacional	0.831	0.818	0.850	0.867	0.858	0.889	0.850	0.835	0.866	0.826	0.813	0.844	0.783	0.766	0.801
Venezuela	2004	nacional	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 6****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
Argentina	1998	urbano	0.895	0.966	0.907	0.990	0.879	0.990	0.918	0.975	0.877	0.910
Argentina	2005	urbano	0.924	0.964	0.893	0.991	0.974	0.989	0.912	0.950	0.916	0.927
Bolivia	1993	urbano	0.974	0.971	0.992	0.949	0.992	0.995	0.952	0.971	0.959	0.968
Bolivia	2002	urbano	0.922	0.927	0.926	0.987	0.918	0.920	0.929	0.901	0.916	0.901
Brasil	1990	nacional	0.907	0.919	0.930	0.931	0.902	0.937	0.899	0.914	0.895	0.893
Brasil	2005	nacional	0.932	0.963	0.938	0.994	0.939	0.985	0.943	0.972	0.909	0.903
Chile	1990	nacional	0.963	0.982	0.964	0.999	0.972	0.992	0.956	0.986	0.959	0.950
Chile	2003	nacional	0.952	0.984	0.956	0.993	0.955	0.995	0.962	0.990	0.933	0.955
Colombia	1992	urbano	0.950	0.972	0.925	0.986	0.946	0.992	0.968	0.953	0.962	0.957
Colombia	2000	urbano	0.887	0.976	0.925	0.998	0.874	0.986	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	0.988	0.891
Costa Rica	2004	nacional	0.877	0.950	0.847	0.974	0.900	0.960	0.932	0.960	0.829	0.907
Ecuador	1994	urbano	0.919	0.925	0.903	0.959	0.953	0.940	0.911	0.863	0.909	0.938
Ecuador	1998	urbano	0.918	0.909	0.938	0.966	0.962	0.907	0.935	0.904	0.836	0.858
El Salvador	1991	nacional	0.977	0.905	0.990	0.931	0.976	0.941	0.987	0.893	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
Guatemala	2004	nacional	0.967	0.905	0.994	0.974	0.987	0.884	0.985	0.876	0.902	0.886
Honduras	1992	nacional	0.968	0.803	0.969	0.878	0.968	0.929	0.980	0.885	0.954	0.519
Honduras	2005	nacional	0.921	0.907	0.933	0.962	0.929	0.959	0.885	0.962	0.938	0.742
Méjico	1992	nacional	0.905	0.951	0.988	0.989	0.923	0.934	0.900	0.959	0.811	0.923
Méjico	2004	nacional	0.932	0.974	0.954	0.996	0.958	0.999	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
Nicaragua	2001	nacional	0.939	0.912	0.938	0.937	0.934	0.921	0.923	0.949	0.962	0.841
Panamá	1991	nacional	0.914	0.971	0.961	0.970	0.917	0.978	0.927	0.966	0.850	0.971
Panamá	2004	nacional	0.884	0.956	0.947	0.990	0.882	0.976	0.888	0.951	0.820	0.905
Paraguay	1997	nacional	0.839	0.893	0.780	0.944	0.855	0.991	0.931	0.801	0.788	0.836
Paraguay	2004	nacional	0.843	0.930	0.884	0.929	0.881	0.989	0.736	0.974	0.870	0.828
Perú	1997	nacional	0.883	0.852	0.851	0.979	0.909	0.820	0.910	0.925	0.863	0.686
Perú	2004	nacional	0.930	0.991	0.937	0.997	0.918	0.999	0.906	0.985	0.958	0.981
Uruguay	1989	urbano	0.933	0.955	0.878	0.982	0.982	0.988	0.980	0.978	0.891	0.873
Uruguay	2005	urbano	0.883	0.970	0.856	0.995	0.913	0.988	0.903	0.949	0.862	0.948
Venezuela	1989	nacional	0.970	0.985	0.955	0.989	0.981	0.994	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

Fuente: CEDLAS sobre la base de SEDLAC

**Tabla 7**  
**Índice de Correlación de Hermanos**

			SCI		95% Intervalo	
			Valor	Error St.	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

## 8 Apéndice Metodológico: Estimación de los Índices de Movilidad Social

### 8.1 Índice de movilidad social de Andersen (2001) – SMI

#### 8.1.1 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:

$$Y = \alpha + \beta X + \delta Z + \varepsilon$$

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:

$$BE = \sum_j a_j Z_j$$

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:

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

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,

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

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

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

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,  $\alpha_{IPCF}$ .
- cuanto mayor sea el desvío estándar del IPCF,  $\sigma_{IPCF}$ .
- cuanto mayor sea la correlación entre el IPCF y la brecha educativa,  $\text{cor}[IPCF; BE]$

### 8.1.2 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,

$$SMI = 1 - s_{IPCF} - s_{\max edu}$$

donde  $s_{IPCF}$  es el factor de ponderación del IPCF y  $s_{\max edu}$  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.

## 8.2 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 familiar<sup>24</sup>. 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:

$$BE = \alpha + \beta_1 IPCF + \beta_2 EDUC + \beta_3 FEM + e$$

---

<sup>24</sup> 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.

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:

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

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.

### **8.3 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 sub-muestra 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:

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

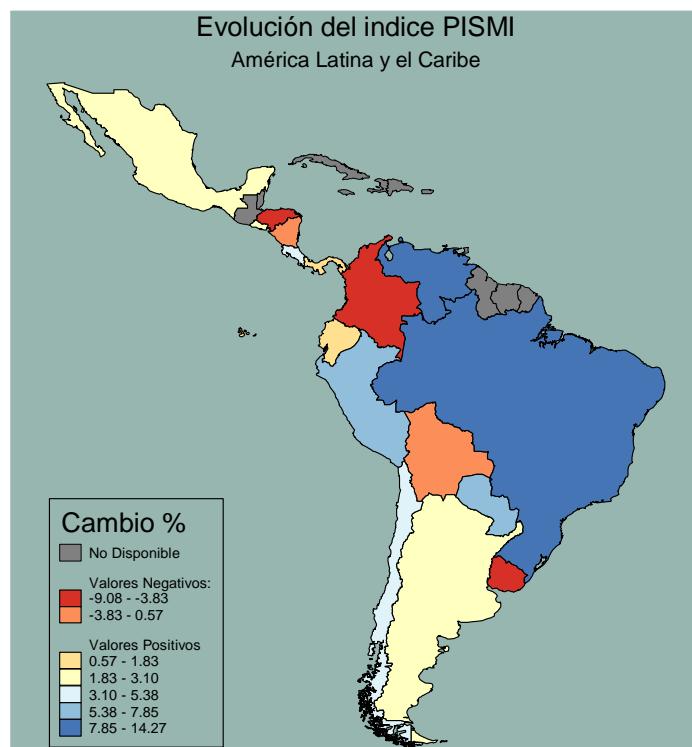
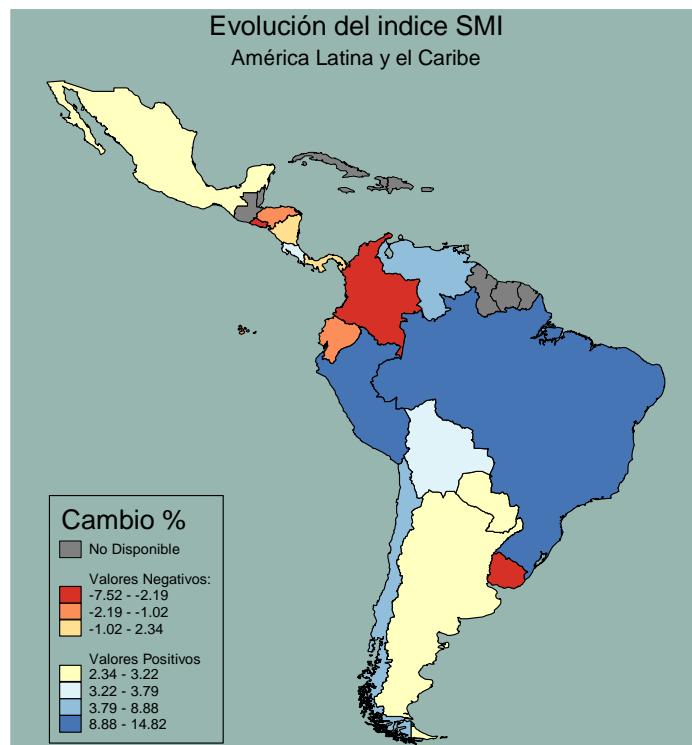
donde  $g_{sf}$  es una variable que indica si el individuo  $s$  de la familia  $f$  tiene más años de educación que la mediana de su cohorte menos uno,  $\bar{g}_f$  es el valor promedio de  $g_{sf}$  en la familia  $f$ ,  $B_f$  es el número de hermanos de 16-20 años en la familia  $f$ ,  $\bar{g}$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

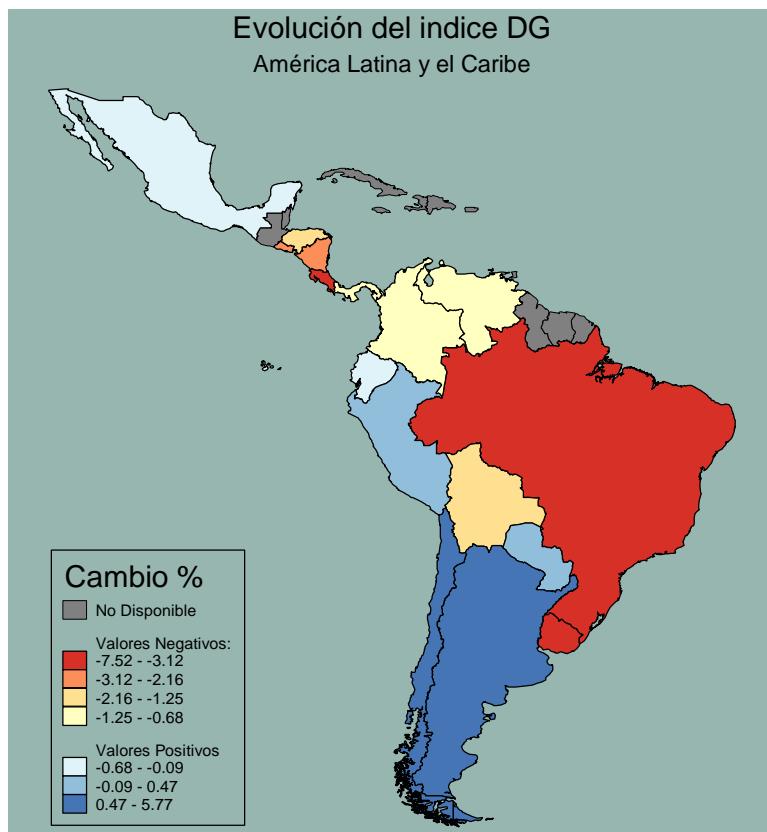
Dado que  $\rho_g$  podría presentar valores positivos aun cuando el entorno familiar no fuera una variable significativa (lo cual, por ejemplo, podría suceder si los jóvenes fueran asignados aleatoriamente a las familias), se utiliza una versión modificada del índice anterior:

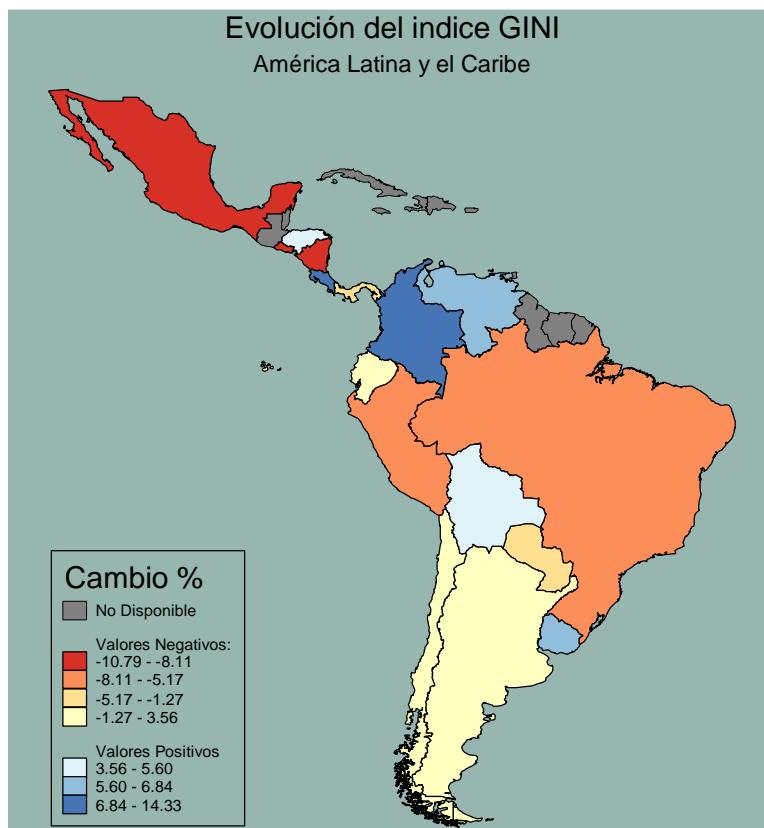
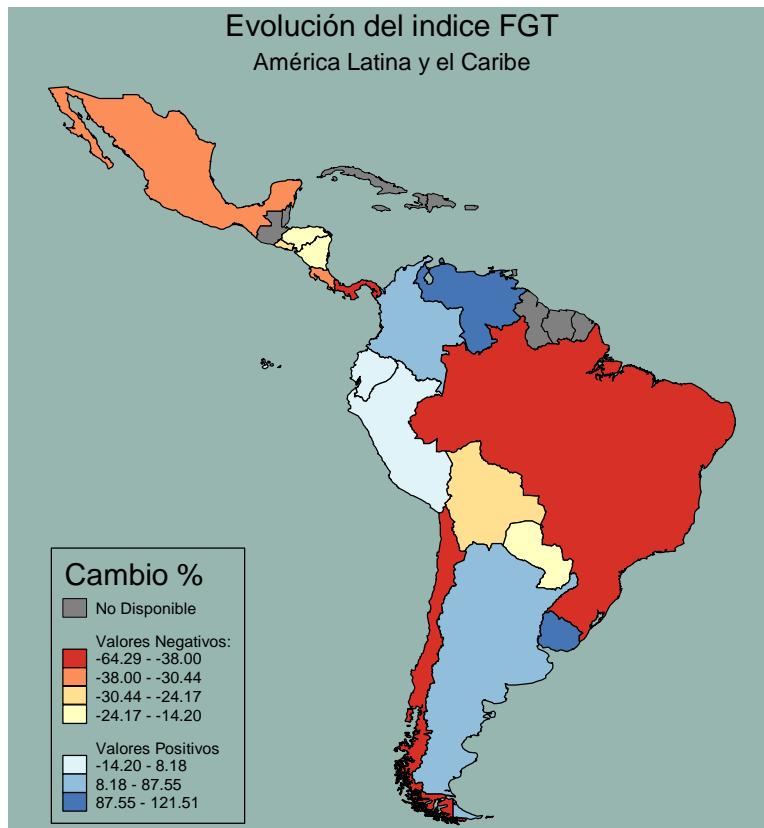
$$\rho_a = 1 - (1 - \rho_g) \frac{B - 1}{B - F}$$

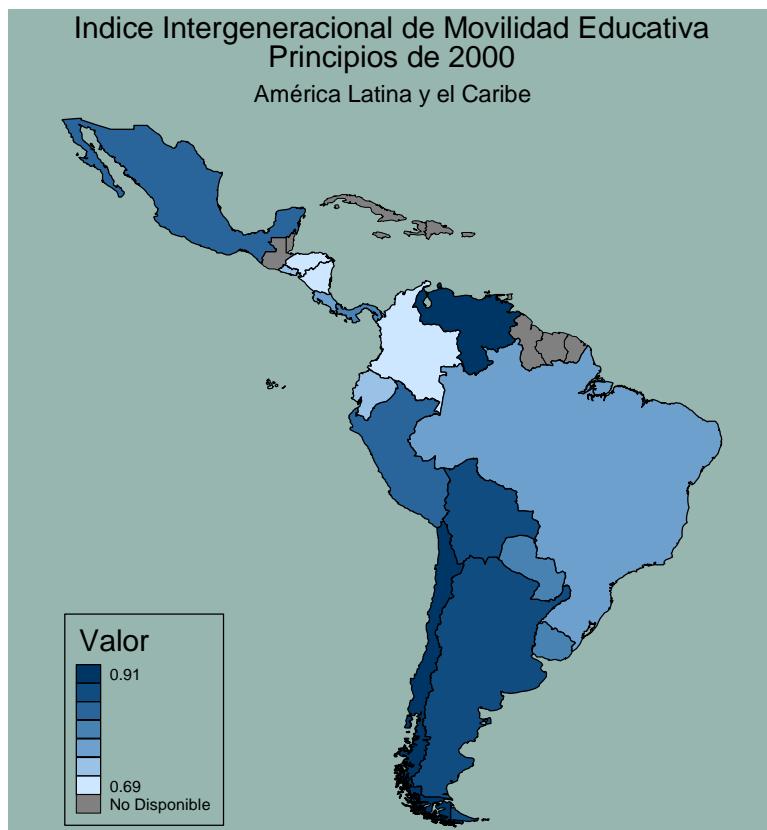
Este nuevo índice arrojará valores positivos sólo si  $\rho_g$  es mayor que el valor esperado por la asignación aleatoria de hermanos en la población. Por lo tanto, valores positivos de pueden interpretarse como evidencia de que el entorno familiar tiene algún impacto en la determinación del éxito escolar.

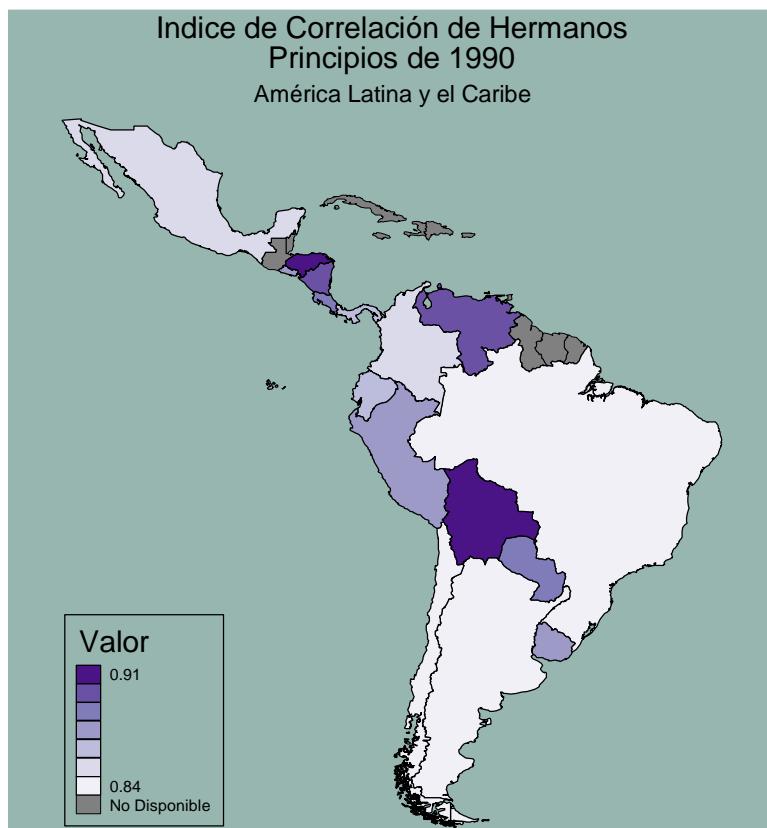
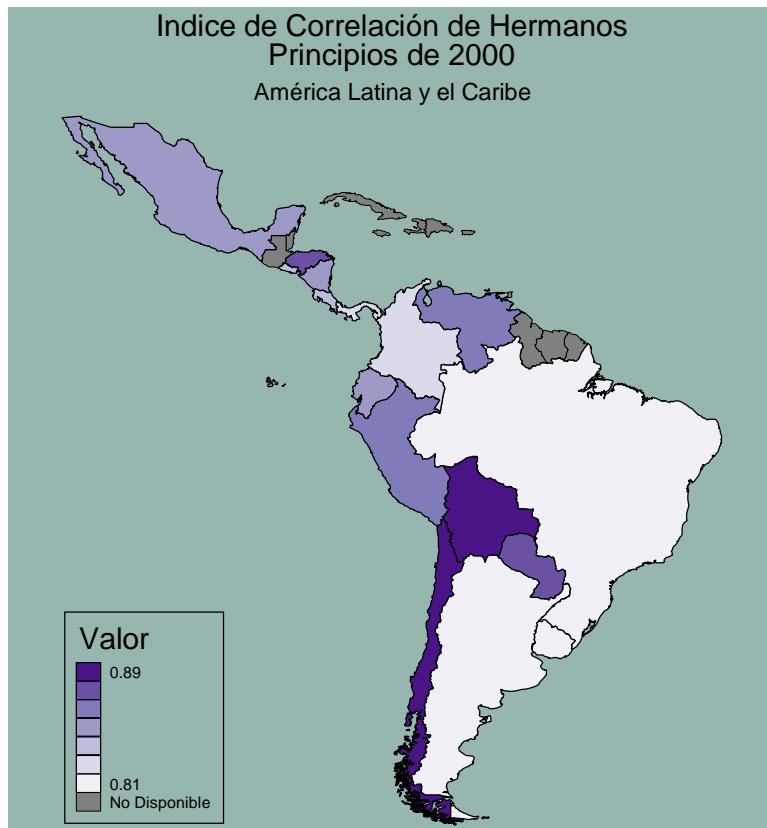
## 9 Mapas











## **SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS**

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en <[www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas)>.

---

- Nro. 62 (Diciembre, 2007). Adriana Conconi, Guillermo Cruces, Sergio Olivieri y Raúl Sánchez. "E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina".
- Nro. 61 (Diciembre, 2007). Mariana Marchionni, Germán Bet y Ana Pacheco. "Empleo, Educación y Entorno Social de los Jóvenes: Una Nueva Fuente de Información".
- Nro. 60 (Noviembre, 2007). María Gabriela Farfán y María Florencia Ruiz Díaz. "Discriminación Salarial en la Argentina: Un Análisis Distributivo".
- Nro. 59 (Octubre, 2007). Leopoldo Tornarolli y Adriana Conconi. "Informalidad y Movilidad Laboral: Un Análisis Empírico para Argentina".
- Nro. 58 (Septiembre, 2007). Leopoldo Tornarolli. "Metodología para el Análisis de la Pobreza Rural".
- Nro. 57 (Agosto, 2007). Adriana Conconi y Andrés Ham. "Pobreza Multidimensional Relativa: Una Aplicación a la Argentina".
- Nro. 56 (Agosto, 2007). Martín Cicowiez, Luciano Di Gresia y Leonardo Gasparini. "Políticas Públicas y Objetivos de Desarrollo del Milenio en la Argentina".
- Nro. 55 (Julio, 2007). Leonardo Gasparini, Javier Alejo, Francisco Haimovich, Sergio Olivieri y Leopoldo Tornarolli. "Poverty among the Elderly in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 54 (Julio, 2007). Gustavo Javier Canavire-Bacarreza y Luís Fernando Lima Soria. "Unemployment Duration and Labor Mobility in Argentina: A Socioeconomic-Based Pre- and Post-Crisis Analysis".
- Nro. 53 (Junio, 2007). Leonardo Gasparini, Francisco Haimovich y Sergio Olivieri. "Labor Informality Effects of a Poverty-Alleviation Program".
- Nro. 52 (Junio, 2007). Nicolás Epele y Victoria Dowbley. "Análisis Ex-Ante de un Aumento en la Dotación de Capital Humano: El Caso del Plan Familias de Transferencias Condicionadas".
- Nro. 51 (Mayo, 2007). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "Vulnerabilidad Individual: Evolución, Diferencias Regionales e Impacto de la Crisis. Argentina 1995 – 2005".
- Nro. 50 (Mayo, 2007). Paula Giovagnoli. "Failures in School Progression".

- Nro. 49 (Abril, 2007). Sebastian Galiani, Daniel Heymann, Carlos Dabús y Fernando Tohmé. "Land-Rich Economies, Education and Economic Development".
- Nro. 48 (Abril, 2007). Ricardo Bebczuk y Francisco Haimovich. "MDGs and Microcredit: An Empirical Evaluation for Latin American Countries".
- Nro. 47 (Marzo, 2007). Sebastian Galiani y Federico Weinschelbaum. "Modeling Informality Formally: Households and Firms".
- Nro. 46 (Febrero, 2007). Leonardo Gasparini y Leopoldo Tornarolli. "Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata".
- Nro. 45 (Enero, 2007). Georgina Pizzolitto. "Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina".
- Nro. 44 (Diciembre, 2006). Rafael Di Tella, Sebastian Galiani y Ernesto Schargrodsky. "Crime Distribution and Victim Behavior during a Crime Wave".
- Nro. 43 (Noviembre, 2006). Martín Cicowicz, Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Areas Rurales y Objetivos de Desarrollo del Milenio en America Latina y El Caribe".
- Nro. 42 (Octubre, 2006). Martín Guzmán y Ezequiel Molina. "Desigualdad e Instituciones en una Dimensión Intertemporal".
- Nro. 41 (Septiembre, 2006). Leonardo Gasparini y Ezequiel Molina. "Income Distribution, Institutions and Conflicts: An Exploratory Analysis for Latin America and the Caribbean".
- Nro. 40 (Agosto, 2006). Leonardo Lucchetti. "Caracterización de la Percepción del Bienestar y Cálculo de la Línea de Pobreza Subjetiva en Argentina".
- Nro. 39 (Julio, 2006). Héctor Zacaria y Juan Ignacio Zoloa. "Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas: Un Análisis de Microdescomposiciones".
- Nro. 38 (Julio, 2006). Leonardo Gasparini, Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Economic Polarisation in Latin America and the Caribbean: What do Household Surveys Tell Us?".
- Nro. 37 (Junio, 2006). Walter Sosa-Escudero, Mariana Marchionni y Omar Arias. "Sources of Income Persistence: Evidence from Rural El Salvador".
- Nro. 36 (Mayo, 2006). Javier Alejo. "Desigualdad Salarial en el Gran Buenos Aires: Una Aplicación de Regresión por Cuantiles en Microdescomposiciones".
- Nro. 35 (Abril, 2006). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "La Evolución de la Pobreza en Argentina: Crónica, Transitoria, Diferencias Regionales y Determinantes (1995-2003)".

- Nro. 34 (Marzo, 2006). Francisco Haimovich, Hernán Winkler y Leonardo Gasparini. "Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países".
- Nro. 33 (Febrero, 2006). Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi. "Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires".
- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowicz y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowicz. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowicz. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".

- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconometricas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowicz, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".
- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
- Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
- Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowicz. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".

- Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
  - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-