

MOVILIDAD DE INGRESO Y TRAMPAS DE POBREZA: NUEVA EVIDENCIA PARA LOS PAÍSES DEL CONO SUR*

Rodrigo Arim, Matías Brum, Andrés Dean,
Martín Leites, Gonzalo Salas

IECON, Universidad de la República

Resumen: Se evalúa la existencia de trampas de pobreza en Argentina, Brasil y Uruguay con la metodología propuesta por Antman y Mckenzie (2007). Se modeliza la dinámica del ingreso de los hogares y las reacciones frente a fenómenos recesivos. Además se estudian las trayectorias de ingresos para distintos niveles educativos, así como la velocidad a la que los hogares superan situaciones de pobreza o vuelven a un nivel de equilibrio tras un choque. Las estimaciones realizadas confirmarían la existencia de no linealidades en la dinámica del ingreso de los hogares. Se verifica la presencia de trampas de pobreza por no convexidad en los casos de los hogares de menor nivel educativo de Argentina, Brasil y Uruguay, lo que constituye una novedad respecto a aplicaciones empíricas anteriores.

Abstract: This paper uses the methods proposed by Antman y Mckenzie (2007) to tests the existence of poverty traps in Argentina, Brazil and Uruguay. We model the income dynamics of households and their reactions to recessions. We also focus in income trajectories for different educational levels, and estimate the rate at which households overcome poverty situations or return to their equilibrium income level after a shock. The results do find evidence of nonlinearities in household income dynamics. Further when educational levels are taken into account, poverty traps with non-convex income dynamics are found in the cases of Argentina, Brazil and Uruguay for households whose head belongs to low educational levels. These results are in stark contrast with previous empirical applications.

Clasificación JEL/JEL Classification: O12, D31, I32

Palabras clave/keywords: trampas de pobreza y movilidad de ingresos, poverty traps and income mobility.

Fecha de recepción: 12 IX 2011

Fecha de aceptación: 19 II 2013

* Investigación financiada por el programa I+D de la CSIC de la UdelaR. rodrigo@iecon.ccee.edu.uy, m.brum@qmul.ac.uk., adean@iecon.ccee.edu.uy, mleites@iecon.ccee.edu.uy y gsalas@iecon.ccee.edu.uy.

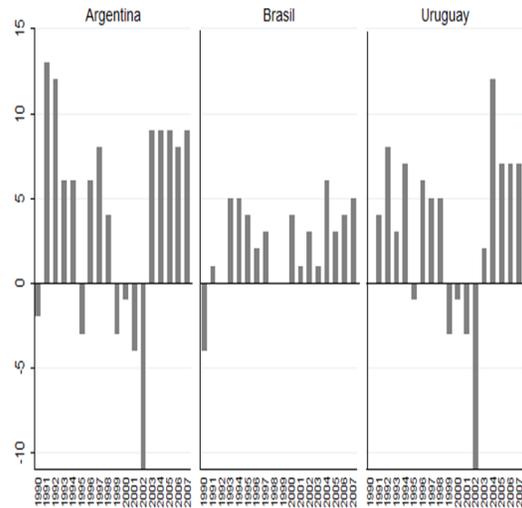
1. Introducción

Las dificultades que enfrentan los individuos ante choques negativos en sus ingresos se vuelven más relevantes en la medida que los flujos de bajos niveles de ingresos se mantengan por periodos prolongados. Un caso extremo de disfuncionalidades en esta dimensión es el de las denominadas trampas de pobreza. Dicho concepto refiere a los hogares o personas que sistemáticamente enfrentan problemas para lograr niveles mínimos de ingresos y que estarían, por tanto, sujetos a situaciones de privación persistentes. Las trampas de pobreza reflejan un caso severo de ausencia de movilidad, en donde las personas quedan prisioneras de situaciones de privación ante eventos que golpean su ingreso efectivo en un momento del tiempo, sin presentar después trayectorias de convergencia hacia el nivel de ingreso anterior a dicha perturbación. Sin embargo, aun en ausencia de trampas de pobreza, bajos niveles de movilidad puede implicar que las personas se encuentren sometidas por largos periodos a privaciones. Si bien en el largo plazo las dinámicas temporales del ingreso convergen hacia ingresos que superen cierto umbral mínimo, la velocidad de la recuperación puede provocar dinámicas perversas que incidan negativamente en el bienestar de las personas a lo largo del ciclo vital.

Situaciones de tal naturaleza resultan particularmente importantes en el contexto de América Latina. Dos características justifican esta hipótesis. En primer lugar, dicha región es la más desigual del mundo (Banco Mundial, 2006), lo que indica que, dado el mismo nivel de ingresos per cápita promedio, el porcentaje de personas que enfrenta restricciones en el acceso a los recursos es más elevado. Por tanto, contextos económicos adversos pueden generar que una proporción importante de la población afronte privaciones severas en sus ingresos. En segundo lugar, el subcontinente muestra un patrón de crecimiento caracterizado por lógicas de *go and stop*, con periodos de crecimiento relativamente acelerados, truncados por recesiones y crisis de envergadura. Si la movilidad de ingresos se encuentra acotada, entonces una dinámica de esta naturaleza generará problemas de persistencia temporal de la privación. En otros términos, los efectos sociales de los choques económicos no se revierten fácilmente una vez recuperado el dinamismo, por lo que la trayectoria de los ingresos en la población no es homogénea. Lo que permitiría constatar, aunque sea parcialmente, cómo la desigualdad reacciona en forma asimétrica en el ciclo económico: aumenta en las recesiones, pero no muestra signos claros de reversión durante los periodos de expansión. Estos aspectos hacen de América Latina una región particularmente interesante para explorar el fenómeno de las trampas de pobreza.

Por tal motivo se analiza la dinámica del ingreso en tres países del Cono Sur: Argentina, Brasil y Uruguay. Junto a Paraguay, estos tres países integran una unión comercial subregional, el Mercado Común del Sur, *Mercosur*, por lo que la dinámica de sus economías está vinculada a través del comercio regional, así como también presentan una exposición similar a los choques internacionales. En los últimos años los ingresos en Argentina y Uruguay mostraron una volatilidad muy alta, con profundas crisis macroeconómicas en ambos países (gráfica 1). Si bien Brasil registra menores oscilaciones en su crecimiento, presenta regiones con fuertes heterogeneidades en sus ingresos, con estados muy empobrecidos, y una alta proporción de la población aún con un bajo nivel educativo.

Gráfica 1
Variaciones del PBI en los países del Cono Sur, 1990-2007



Fuente: WDI - Banco Mundial

El periodo señalado también mostró importantes diferencias en la evolución de la pobreza en cada país (cuadro 1). Los periodos

de crisis en Argentina y Uruguay marcaron importantes incrementos en las tasas de pobreza, habiéndose ubicado previamente en niveles relativamente bajos para la región. Luego de los incrementos en la incidencia de la pobreza, que comenzaron a procesarse a fines de la década de los 90 y alcanzaron su punto máximo en los años 2002 y 2003, en 2007 los niveles de pobreza se encontraban aún en torno a los valores que se observaban en 1990. Por otro lado, en Brasil se ha observado una paulatina reducción de la incidencia de la pobreza, al grado que los niveles de 2007 son un tercio más bajos que los observados en 1990.

Esta diversidad en la evolución de los ingresos y la pobreza hace de dichos países un grupo especialmente adecuado para el análisis de las particularidades de la dinámica del ingreso de los hogares y de las diferentes velocidades de ajuste frente a choques en los ingresos.

Cuadro 1
Evolución de la incidencia de la pobreza en el
Cono Sur, 1990-2007

	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>Uruguay</i>
1990	21.2	48	17.9
1992	s/d	s/d	12
1993/1994	16.1	45.3	9.7
1996/1997	s/d	35.8	9.5
1999	23.7	37.5	9.4
2001	s/d	37.5	s/d
2002/2003	45.4	38.7	15.4
2004	29.4	37.7	20.9
2005	26	36.3	18.8
2006	21	33.3	18.5
2007	s/d	30.3	18.1

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe, CEPAL.

La principal contribución de esta investigación es aportar evidencia respecto a la existencia de trampas de pobreza, lo que implica estudiar si la trayectoria de los ingresos de los hogares se ubica sistemáticamente por debajo de cierto umbral crítico que impida su

movilidad ascendente. Ello explicaría la permanencia de personas en situaciones de pobreza de ingresos a lo largo del tiempo. En términos más generales, se busca identificar la presencia de comportamientos heterogéneos en la trayectoria de los ingresos de los hogares y de no linealidades respecto a los niveles alcanzados en el pasado. Hasta el momento la literatura empírica ha confirmado la presencia de no linealidades en la dinámica del ingreso y descartado la presencia de trampas de pobreza. Este es el caso de los trabajos de Antman y McKenzie (2007) para México y Casanova (2008) para Argentina.

En algunos antecedentes se encuentra que la brecha en los retornos a la educación en estos países es muy superior a la observada en aquellos con mayor desarrollo relativo (Banco Mundial, 2006). Por lo tanto, en este trabajo, se pone énfasis en la dinámica del ingreso de personas que alcanzan distintos niveles educativos. La educación constituye una característica que al mismo tiempo que es invariante entre la población adulta, condiciona fuertemente el tipo de inserción laboral que se logra. La ausencia de trampas de pobreza para toda la población en su conjunto puede ocultar la existencia de comportamientos específicos en la dinámica del ingreso de grupos con distintos niveles educativos. Incorporar esta perspectiva constituye una contribución en relación con los trabajos anteriores.

Adicionalmente, la perspectiva dinámica que adopta el estudio, al abarcar un periodo que comprende distintos contextos económicos (que incluyen tanto fases de crecimiento como de recesión y crisis), permite analizar cómo responden las trayectorias de los ingresos ante distintas coyunturas. En particular, se estudia la velocidad a la que los hogares con logros educativos diferentes superan situaciones de pobreza o vuelven a su ingreso de equilibrio luego de haber enfrentado un choque negativo.

El trabajo se ordena como sigue. En la segunda sección se resume la literatura empírica y teórica sobre dinámica del ingreso y trampas de pobreza. Posteriormente, en la tres se presenta la fuente de información y en la cuatro la metodología utilizada para contrastar la presencia de trampas de pobreza y el grado de movilidad de los ingresos. En la sección cinco se presentan los principales resultados y en la seis se consideran las principales conclusiones.

2. Revisión de la literatura

En este apartado se sistematizan, en la primera parte, las principales contribuciones de la literatura con respecto a la dinámica de los ingresos y las trampas de pobreza (2.1.), mientras que en la segunda se

repasan los principales fundamentos que podrían explicar la existencia de trampas de pobreza (2.2.).

2.1. Movilidad de ingresos y trampas de pobreza

El estudio de la dinámica del ingreso ha recibido menor atención dentro de la literatura económica, tanto por la falta de bases de datos longitudinales comparables, como por la ausencia de una base teórica consolidada que ofrezca un marco al análisis. Sin embargo, este campo muestra avances sustantivos. Fields y Ok (1996) realizan importantes contribuciones para la medición de la movilidad de ingresos, proponen un enfoque axiomático y describen las propiedades analíticas de distintos indicadores. La literatura plantea diferentes aproximaciones para medir la movilidad pero hasta el momento no se ha consensuado cual es la metodología más adecuada. Debido a que sus bases normativas son muy distintas no resulta inmediato realizar juicios de valor que sean consistentes para los distintos indicadores. Por ejemplo, las fluctuaciones del ingreso tienen una connotación negativa cuando se interpreta como señal de inestabilidad y una positiva si se considera como un indicador de igualdad de oportunidades (Jarvis y Jenkins, 1998).

Por la disponibilidad de datos las aplicaciones empíricas se han concentrado en países desarrollados. Jarvis y Jenkins (1998) y Cantó (2000) miden la movilidad para Inglaterra y España, respectivamente. Aaberge *et al.* (2002) comparan la movilidad de los países escandinavos con respecto a Estados Unidos. Por su parte, Ayala y Sastre (2004) analizan la movilidad y su vínculo con la desigualdad para un grupo de países europeos y Estados Unidos. Estos estudios aportan evidencia sobre la consistencia de los distintos indicadores y una medición de los niveles de movilidad entre países o para distintos tramos de la distribución de ingresos. Adicionalmente, en Aaberge *et al.* (2002) se identifica a las variaciones en los ingresos relativos, asociados a los cambios en el mercado laboral o en la situación conyugal, como determinantes principales de la movilidad.

Una parte de la literatura se ha concentrado en analizar la dinámica de la pobreza a partir de paneles de hogares. Una sistematización de los principales desafíos teóricos y empíricos en este campo se encuentra en Jenkins (2000). Se distinguen al menos tres estrategias para el abordaje del tema: los modelos de índice de riesgo, los cuales analizan la probabilidad de salida e ingreso de una ventana de pobreza (Stevens, 1999; Jenkins, 2000); los que identifican los componentes

transitorios y permanentes de la varianza de ingresos (Stevens, 1999) y los modelos de transición que analizan la persistencia de la pobreza (Cantó, 2002; Cappellari y Jenkins 2002; Cappellari y Jenkins, 2004).

Los trabajos basados en los modelos de transición señalan la existencia de un “*state dependence in poverty*”, es decir, que la probabilidad de reingreso o salida de la pobreza está asociada a la duración de situaciones de pobreza en el pasado. Por otra parte, aquellas poblaciones con mayor probabilidad de permanecer en situaciones de pobreza comparten varias características, mientras que los hogares con mayor probabilidad de entrada son más heterogéneos. Por ejemplo, para el caso británico Cappellari y Jenkins (2004) señalan que la persistencia de la pobreza está asociada a bajos niveles educativos del jefe de hogar, al origen étnico y a un elevado número de niños en el hogar.

Con base en el análisis de la dinámica de los ingresos, Antman y McKenzie (2007) plantean un modelo teórico que les permite derivar las condiciones necesarias y suficientes para la existencia de trampas de pobreza. Los autores enfatizan la existencia de no linealidades en el proceso de generación de ingresos o activos por parte de los hogares, que determinan la existencia de umbrales críticos por debajo de los cuales los hogares pueden quedar atrapados en un equilibrio de bajos ingresos. Este enfoque tiene algunas ventajas: *a)* provee un modelo teórico y una base normativa consistente; *b)* a nivel empírico aporta una estrategia para checar la hipótesis de la existencia de tales trampas y *c)* no exige la utilización de datos de panel, ya que la metodología se basa en pseudo paneles, aspecto de suma relevancia para los países con inferior grado de desarrollo relativo, que en general carecen de datos longitudinales.

2.2. Fundamentos para la existencia de trampas de pobreza

Desde el punto de vista teórico buena parte de las explicaciones de la existencia de trampas de pobreza se apoyan en la presencia combinada de fallas de mercado y de desigualdades de riqueza. Tal como sugiere la economía de la información, cuando los individuos detentan información privada –o sus acciones son difíciles de monitorear a bajo costo– emergen diversos problemas de incentivos que tornan inviables determinadas transacciones. En este marco de análisis el resultado habitual es que los individuos de baja riqueza se vean privados de acceder al mercado de crédito o de emplearse de forma más eficiente bajo determinados contratos laborales. La riqueza juega un rol

“catalítico”: los individuos que han logrado acumular riqueza pueden ofrecerla como garantía y operar normalmente en determinados mercados, de esta forma potencian sus capacidades productivas (Hoff, 1998).

Recientemente Banco Mundial (2006) y Casanova (2008) revisan los distintos canales que se han propuesto a nivel microeconómico para dar cuenta de la existencia de trampas de pobreza. En primer lugar, las particularidades del proceso de inversión en capital humano, en un contexto de mercados de crédito imperfectos, hacen que los individuos con bajos niveles de riqueza inicial no puedan educarse (Galor y Zeira, 1993). Por otro lado, los niveles de riqueza afectan también el conjunto de oportunidades laborales de que disponen las personas. La imposibilidad de financiar las inversiones en capital físico requeridas para desarrollar un emprendimiento productivo condena a los individuos pobres a insertarse laboralmente como asalariados (Banerjee y Newman, 1994).

Asimismo, en algunos modelos de generaciones solapadas se discuten las decisiones de los padres en cuanto a la acumulación de capital humano de sus hijos. Encuentran que la existencia de diferentes retornos netos a la inversión según el nivel de riqueza de los hogares podría explicar situaciones de baja movilidad (Berti, 2001). Por otro lado, Santos (2007) analiza los problemas de segmentación de la calidad educativa: los niños de familias pobres asisten a escuelas de peor calidad e interactúan con personas de bajo nivel educativo, lo que podría conducir a situaciones de baja movilidad social.

En igual sentido, la influencia de las interacciones sociales y del comportamiento de pares sobre la movilidad socioeconómica ha sido enfatizada especialmente por la literatura sobre capital social (Durlauf, 2002). De acuerdo con este enfoque, los resultados a nivel individual están determinados por las características del grupo socioeconómico al que pertenece la persona. Por ejemplo, la ausencia en determinado grupo de adultos “exitosos” de transformación de oportunidades educativas en mayor bienestar, podría hacer que los niños que crecen en contextos más pobres desarrollen aspiraciones laborales poco exigentes, lo que los llevaría a demandar menores recursos educativos. De esta forma, las situaciones de pobreza se transmitirían intergeneracionalmente.

Otros autores exploran el vínculo entre nutrición, reproducción de la fuerza de trabajo y productividad como explicación de la existencia de trampas de pobreza (Dasgupta, 1997). En este marco, la productividad de un trabajador depende de las calorías y proteínas consumidas. Un trabajador de bajos ingresos puede no acceder a la

canasta de alimentos más adecuada para reponer la fuerza de trabajo desgastada, por lo que su productividad puede caer progresivamente. En la medida que salario y productividad estén vinculados, la caída de la productividad supone menores remuneraciones y menor capacidad de compra de alimentos, lo que genera un nuevo empeoramiento del estado nutricional. En un contexto en que el factor salud afecta los niveles de ingresos, Banco Mundial (2006) señala que al efecto sobre la productividad deben agregarse los efectos vinculados a una menor capacidad de aprendizaje, menor creatividad y menor expectativa de vida.

Carter y Barrett (2006) analizan la existencia de trampas de pobreza sobre la base del enfoque de activos. Dentro de este marco identifican dos grupos de factores que explican la salida de situaciones de pobreza. Por un lado, aquellos vinculados a la mejora de los rendimientos de los activos de que dispone el hogar; por otro, los relacionados al propio proceso de acumulación de dichos activos. Amplían el concepto estático de pobreza crónica al proponer un enfoque basado en la consideración de trayectorias no lineales en el proceso de acumulación. El modelo les permite distinguir entre hogares que tienen mayor probabilidad de salir de la pobreza y hogares que permanecen sistemáticamente “atrapados” por debajo de cierto umbral crítico. Los autores señalan que la existencia de retornos crecientes de los activos y de distintos niveles de acumulación de riqueza genera dos efectos inmediatos.¹ Por un lado, los hogares de bajos ingresos ven restringida su capacidad de acumulación y de ahorro. Por otro, las personas que toman decisiones, al no tener incentivos para ahorrar, adaptan su estrategia a una trayectoria de bajo nivel de ingresos como consecuencia de su falta de liquidez, bajos retornos, o “miopía” ante la lejanía de los rendimientos crecientes a escala.

Por último, Barrientos (2007) señala que el vínculo entre vulnerabilidad de los hogares y situaciones de pobreza crónica no ha sido suficientemente investigado, en especial por la carencia de datos longitudinales. En particular, plantea que es necesario explicar en qué medida los choques pueden ser generadores de trampas de pobreza. Dicha problemática es notoriamente relevante para las economías de los tres países analizados en nuestro trabajo, sometidas a fuertes

¹ Los retornos crecientes de los activos se explican por las tecnologías básicas de producción del hogar o porque los costos de transacción están relacionados con la escala de forma significativa; ya que cierto tipo de retornos a escala requieren una dimensión mínima debido a la indivisibilidad de cierto tipo de bienes y la inexistencia de bienes perfectamente sustitutos, así como por factores relacionados a la presencia de incertidumbre y la participación en el sistema financiero.

choques macroeconómicos periódicos, en el marco de una dinámica económica caracterizada por periodos relativamente breves de expansión seguidos por recesiones persistentes que, en algunos casos, desembocan en agudas crisis. Este enfoque es pertinente en tanto permite identificar la medida en que las situaciones de privación constituyen fenómenos transitorios, asociados a choques específicos (por ejemplo, episodios de desempleo o caída de los recursos que los hogares obtienen en el mercado de trabajo) de superación relativamente rápida o fenómenos persistentes de difícil reversión una vez que se configuran.

3. Análisis de datos

Las estimaciones se realizan a partir de las encuestas de hogares de Argentina, Brasil y Uruguay. Para el caso de Argentina se utiliza la información del Gran Buenos Aires dado que es la que se recoge por un periodo más prolongado (ver cuadro 2). En Uruguay se restringe la información a las localidades urbanas de más de 5 000 habitantes para contar con un marco muestral comparable a lo largo de todo el periodo. Los años considerados abarcan el periodo de 1991 a 2007 para Uruguay, 1992 a 2007 para Brasil (con excepción de 1994 y 2000) y de 1995 a 2007 para Argentina (con excepción del año 2000). Las excepciones responden a que en dichos años no se aplicaron las respectivas encuestas. Se utiliza el vector de ingresos per cápita del hogar derivado de la remuneración al trabajo, al capital y las transferencias por jubilaciones y pensiones.

Cuadro 2
Datos utilizados

<i>País</i>	<i>Encuesta</i>	<i>Años</i>	<i>Cobertura</i>	<i>Frecuencia</i>
Argentina	Encuesta permanente de hogares	1995-1999 2001-2007	Gran Buenos Aires	Datos semestrales (2do. semestre)
Brasil	Pesquisa nacional por amostra de domicilios	1992-1993 1995-1999 2001-2007	Nacional	Datos anuales
Uruguay	Encuesta continua de hogares	1991-2007	Loc. urbanas con más de 5 000 habitantes	Datos anuales

Las diferencias más relevantes entre los datos utilizados para cada país refieren a la cobertura de las encuestas y al tamaño de las muestras. El último aspecto determina la cantidad de observaciones que incluyen las cohortes construidas. Asimismo, y dada la magnitud de las encuestas, en el caso de Brasil las cohortes se construyen con base en tres generaciones, mientras que en Argentina y Uruguay cada cohorte reúne a cinco generaciones. En los cuadros A.1, A.2 y A.3 del anexo se presenta el número de observaciones por cohorte. Como se puede observar en dichos cuadros, la cantidad de observaciones resulta suficiente salvo para algunas pocas cohortes de Argentina. Esta constatación, sumada a la limitada cobertura de la Encuesta permanente de hogares, EPH, argentina, lleva a tomar los resultados para dicho país con mayor prudencia. A su vez, corresponde aclarar que, dada la diferente cobertura de las encuestas, los resultados obtenidos no estarán comparando a los mismos grupos poblacionales de cada país.

Se considera hogares que tienen jefes de hogar varones cuya edad está comprendida entre los 21 y 65 años, y en cada caso se expresan los ingresos en términos per cápita del hogar. Dado los distintos diseños institucionales que existen en los tres países, los tramos educativos que se consideran surgen en función de los años de educación aprobados. Se consideran tres tramos, los jefes de hogar con menos de nueve años de educación, los que tienen entre nueve y doce años de educación y aquellos con más de doce años de educación. Finalmente, para la identificación de la población pobre se utilizan los umbrales propuestos por la CEPAL. Para el caso de Brasil y Uruguay se utilizan las líneas de pobreza del año 2007. Dado que la CEPAL no publica el umbral para el año 2006 en el caso de Argentina, se considera la línea de pobreza del año 2006 y se actualiza dicho umbral mediante el IPC.²

4. Estrategia empírica

Con base en Antman y McKenzie (2007) en este trabajo se modela la dinámica del ingreso de los hogares a partir de polinomios de sus rezagos. Esto permite analizar la existencia de heterogeneidad en sus trayectorias y, en particular, las distintas reacciones ante la presencia de fenómenos recesivos. En particular, se identifica la existencia de

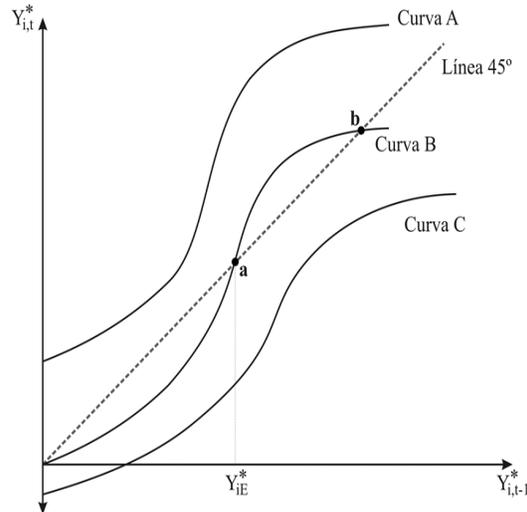
² Los valores utilizados son 222 reales brasileños, 2 650 pesos uruguayos y 276 pesos argentinos. Para ajustar el umbral de Argentina se utiliza el factor 1.103.

situaciones donde la trayectoria futura en el ingreso de los hogares se ubica sistemáticamente por debajo de cierto umbral, como consecuencia de su desempeño en el pasado. En este caso, las situaciones de pobreza persistente no son consecuencia exclusiva de los impactos que generan los choques económicos sobre el ingreso, sino de características específicas de los hogares, que los hacen más vulnerables y restringen sus oportunidades para acceder a mayores niveles de ingreso y para lograr mejores niveles de bienestar.

La dinámica del ingreso puede representarse en el plano $(Y_{i,t}^* ; Y_{i,t-1}^*)$. En la gráfica 2 se muestran diferentes ecuaciones de movimiento posibles. Los puntos del plano por debajo de la línea de 45° representan situaciones donde el ingreso está cayendo ($Y_{i,t}^* < Y_{i,t-1}^*$). El o los ingresos de equilibrio (Y_{iE}) se ubicarán en las intersecciones de la ecuación de movimiento con la línea de 45° , ya que en dichos puntos $Y_{i,t}^*$ será igual a $Y_{i,t-1}^*$. Según la forma y ubicación de la ecuación de movimiento se puede identificar dos tipos de trampas de pobreza, el Tipo I, caracterizadas por dinámicas del ingreso no convexas y el Tipo II donde la dinámica es convexa.

Gráfica 2

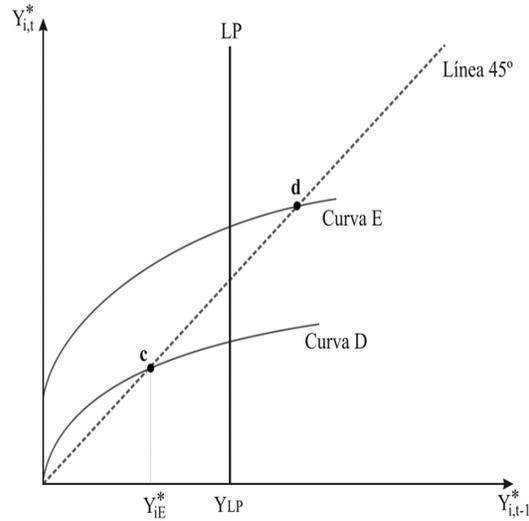
Dinámica del ingreso y trampas de pobreza
a) *Ejemplo de trampas de pobreza Tipo I*



Gráfica 2

(continuación)

b) Ejemplo de trampas de pobreza Tipo II



En la trampa de Tipo I la ausencia de convexidad abre la posibilidad de equilibrios múltiples, alguno de los cuales puede conducir a dinámicas de bajos niveles de ingresos. No obstante, la no convexidad no es una condición suficiente para la existencia de trampas de pobreza. Un ejemplo de ello es la curva A de la gráfica 2a), en donde el mapa de ingresos se encuentra por encima de la recta de 45 grados. En este caso, la dinámica del ingreso no converge a un punto determinado, de hacerlo, sería a niveles que descartan la presencia de problemas de pobreza. El tipo de trampas I, además de la no convexidad, requiere que la pendiente de la curva de ingresos evaluada en el punto de equilibrio de bajos ingresos sea mayor que uno (punto a de la curva B en la gráfica 2a). En este caso, para aquellos hogares que parten con un ingreso inicial por debajo de cierto nivel de equilibrio (punto a), la dinámica de su ingreso no les permitiría superar dicho umbral. Tal situación estaría reflejada en que su mapa de ingresos se ubicaría sistemáticamente por debajo de la recta de 45 grados. Otro caso de trampas podría surgir cuando un hogar que eventualmente dispone de un ingreso superior a dicho umbral enfrenta

un choque negativo lo suficientemente grande que lo traslada hacia una dinámica de bajos niveles de ingreso. Finalmente, en el caso de la curva C de la gráfica 2a) los hogares se encontrarían siempre en una trampa de pobreza.

En la trampa de Tipo II la ecuación de movimiento del ingreso es convexa. Sin embargo, el ingreso de equilibrio se ubica por debajo de la línea de pobreza ($Y_{iE}^* < Y_{LP}$). Esta situación es la que caracteriza el punto c de la curva D en la gráfica 2b).

Formalmente, para un mapa de ingresos $Y_{i,t}^* = g_i(Y_{i,t-1}^*)$ una condición necesaria y suficiente para la existencia de trampas de pobreza del Tipo I (curva B) es: $g'_i(Y_{i,t-1}^*)|_{Y_{i,t}^*=Y_{i,t-1}^*} > 1$. En un análisis de la gráfica 2a) esta condición implicaría que el mapa de ingresos corta la recta de 45° desde abajo. Si se asume que la función $g_i(Y_{i,t-1}^*)$ representa una relación cúbica entre el ingreso presente y pasado, es decir:

$$Y_{i,t}^* = \beta_1 Y_{i,t-1}^* + \beta_2 (Y_{i,t-1}^*)^2 + \beta_3 (Y_{i,t-1}^*)^3 + \alpha_i \quad (1)$$

esta condición equivale a la siguiente expresión:

$$g'_i(Y_{i,t-1}^*)|_{Y_{i,t}^*=Y_{i,t-1}^*} = \beta_1 + 2\beta_2 Y_{i,t-1}^* + 3\beta_3 (Y_{i,t-1}^*)^2 > 1 \quad (2)$$

En el caso de las trampas Tipo II el mapa de ingresos es cóncavo, la dinámica converge a un nivel equilibrio inferior a la línea de pobreza. Si se define el umbral de pobreza como Y_{LP} , la condición que verifica la presencia de trampas se puede expresar formalmente como:

$$Y_{i,t}^* = g_i(Y_{i,t-1}^*) < Y_{LP} \quad \text{con} \quad g'_i(Y_{i,t}) > 0 \quad \text{y} \quad g''_i(Y_{i,t}) < 0 \quad (3)$$

Las estrategias habituales para contrastar la existencia de trampas de pobreza consisten en estimar la ecuación (1) con información de los mismos hogares a lo largo del tiempo (panel de datos). Sin embargo, no se cuenta con información representativa de estas características del total del país para un periodo extenso de tiempo,

para ninguno de los tres países. Una estrategia alternativa es utilizar pseudo-paneles, contruidos a partir de grupos de personas de la misma generación (cohortes), cuyos miembros si bien son seleccionados aleatoriamente en cada encuesta comparten algunas características similares e invariantes en el tiempo.

Aun cuando los pseudo-paneles no permiten analizar la dinámica dentro de las cohortes, presentan ciertas ventajas sobre los datos de panel. En particular, reducen las posibilidades de error de medición en tanto utilizan promedios o estadísticos similares por cohorte. Además, al construirse a partir de muestras nuevas cada año, no presentan el problema de desgranamiento o *attrition* de los hogares, característico de los datos de panel (Deaton, 1997).

En cambio, en los pseudo-paneles pueden presentarse problemas cuando existen cambios en el diseño de la muestra, cuando las probabilidades de entrar en la muestra dependen de la edad de las personas o frente a fuertes movimientos migratorios. En particular para el estudio de trampas de pobreza, el principal problema que presentan los pseudo-paneles es que, si bien incorporan la heterogeneidad de los grupos a través de la estimación de los efectos fijos, ésta no puede estimarse a nivel individual, sino para el promedio de la cohorte (Antman y McKenzie, 2007).

En la especificación del modelo a estimar se sigue a Antman y Mckenzie (2007). Distintos trabajos asumen que la forma funcional de la dinámica de los ingresos de los hogares es una función polinómica de grado tres del ingreso rezagado un periodo (Jalan y Ravallion, 2002; Antman y Mckenzie, 2007; Casanova, 2008). Además, se considera la existencia de heterogeneidad individual en la dinámica del ingreso, lo que permite que algunos individuos se enfrenten a trampas de pobreza y otros no. Por tanto, el proceso generador del verdadero valor del ingreso del hogar i en el momento t se puede expresar como:

$$Y_{i,t}^* = \beta_1 Y_{i,t-1}^* + \beta_2 (Y_{i,t-1}^*)^2 + \beta_3 (Y_{i,t-1}^*)^3 + \alpha_i + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$\text{con } i = 1, \dots, N \text{ y } t = 1, \dots, T$$

donde α_i refleja el efecto fijo del hogar y $\mu_{i,t}$ es un término aleatorio que captura el error de la estimación.

La estimación de los parámetros β_1 , β_2 y β_3 permite analizar la dinámica del ingreso y evaluar la presencia de no convexidades en la dinámica de los ingresos. Si β_2 es negativo y β_3 no significativo,

se confirmaría la convexidad de la dinámica del ingreso. Por otra parte, la no convexidad implicaría que las estimaciones de β_3 fueran estadísticamente significativas. Mientras los coeficientes β_1, β_2 y β_3 determinarán la forma de la ecuación de movimiento, el parámetro α_i determinará su ubicación en el plano. Un valor alto de α_i implicará que la curva se ubique más arriba, dando lugar a un curva A en la gráfica 2a), mientras un nivel bajo de α_i podrá dar lugar a una curva del tipo B en dicha gráfica. A partir de este polinomio se pueden identificar las trampas de pobreza de Tipo I, caracterizadas por dinámicas del ingreso no convexas. Cuando el polinomio estimado es de grado 2 se pueden identificar trampas de pobreza de Tipo II, donde la dinámica del ingreso es convexa.

La expresión (4) presupone que no existe error de medida en los ingresos individuales.³ No obstante, la presencia de errores de medida supone que el verdadero valor $Y_{i,t}^*$ no se observa, en su lugar se observa $Y_{i,t} = Y_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}$. En este caso, el modelo estimado será:

$$Y_{i,t} = \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 (Y_{i,t-1})^2 + \beta_3 (Y_{i,t-1})^3 + \alpha_i + \eta_{i,t} \quad (5)$$

cuyo término de error tendrá la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \eta_{i,t} = & \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} - (\beta_1 + 2\beta_2 Y_{i,t-1} + 3\beta_3 Y_{i,t-1}^2) \varepsilon_{i,t-1} \quad (6) \\ & + (\beta_2 + 3\beta_3 Y_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}^2 - \beta_3 \varepsilon_{i,t-1}^3 \end{aligned}$$

En esta configuración del error, en general, los estimadores obtenidos a partir de datos longitudinales vía MCO o Arellano-Bond resultan inconsistentes. Como lo demuestran Antman y McKenzie (2007) dicho problema es superable mediante la construcción de estimadores basados en pseudo paneles.

Para construir estimadores basados en pseudo paneles la dinámica de los ingresos se especifica en términos de los valores medios de las cohortes. Al sustituir en (4) el verdadero valor de $Y_{i,t}^*$ (no observado)

³ Bajo esta hipótesis, si se contara con información longitudinal podría estimarse consistentemente el mapa de ingresos a partir del estimador de Arellano-Bond. Sin embargo, la presencia de errores de medida provoca que tal estimador resulte inconsistente. Como se verá más adelante, la estimación con pseudo paneles permite superar esta limitación.

por $Y_{i,t} - \varepsilon_{i,t}$ y tomar promedios por cohortes para los n_c individuos observados en la cohorte c en el momento t , la dinámica se expresa como:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{c(t),t} = & \beta_1 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \beta_2 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) \\ & + \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) + \alpha_{c(t)} + \bar{\eta}_{c(t),t} + \lambda_{c(t),t} \end{aligned} \quad (7)$$

donde $\alpha_{c(t)}$ es el efecto fijo a nivel de la cohorte en el periodo t ; $\bar{Y}_{c(t),t} = \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t} \right)$ es la media de Y sobre los individuos en la cohorte c en el periodo t ; y

$$\begin{aligned} \lambda_{c(t),t} = & \beta_1 \left(\bar{Y}_{c(t),t-1} - \bar{Y}_{c(t-1),t-1} \right) \\ & + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \right) \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) \\ & + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \right) \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) \end{aligned} \quad (8)$$

Cabe notar que el ingreso medio rezagado un periodo se denota como $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$. Esto se debe a que, en tanto en cada periodo se observan individuos diferentes, la media del ingreso en el periodo $t-1$ de los individuos observados en la cohorte c en el período t no es observada. El término $\lambda_{c(t),t}$ representa los errores de medición (distintos a $\varepsilon_{i,t}$) que surgen de observar hogares distintos en cada periodo. En la medida en que el número de observaciones por cohorte tienda a infinito, el término $\lambda_{c(t),t}$ convergerá a cero, por lo que puede ser ignorado. No obstante, dicha condición puede no cumplirse frente a la presencia de fuertes movimientos migratorios.

El examen empírico se realiza a partir de dos estimaciones, se asume que la dinámica del ingreso es no lineal y sigue una forma cuadrática o cúbica. Siempre que el número de observaciones por

cohortes sea grande, las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de los β serán consistentes. Sin embargo, para el caso de dinámica no lineal la estimación de los efectos fijos por cohorte α_c será sesgada. Para corregir el sesgo se requiere un conjunto de supuestos adicionales sobre los errores de medición $\varepsilon_{i,t}$. Específicamente, se supone que los errores de medición son: *i*) simétricos, *ii*) estacionarios y *iii*) independientes de los verdaderos valores dentro de la cohorte. Bajo estos supuestos el valor estimado de α_c convergerá a:

$$\hat{\alpha}_c \xrightarrow{p} \alpha_c - \beta_2 \sigma_\varepsilon^2 - 3\beta_3 E(Y_{i,t-1}^*) \sigma_\varepsilon^2 \quad (9)$$

donde $E(Y_{i,t-1}^*)$ es la media de ingresos en el corte transversal de los individuos que pertenecen a la cohorte c en el momento $t - 1$. Con base en esta constatación, se puede corregir el sesgo a partir de la estimación de σ_ε^2 y $E(Y_{i,t-1}^*)$. El supuesto de que los errores de medida tienen media cero permite establecer que la media muestral del ingreso de la cohorte nacida en $t - 1$ en ese mismo periodo converge a $E(Y_{i,t-1}^*)$.

A su vez, los supuestos *ii*) y *iii*) hacen que la varianza del ingreso en un momento del tiempo pueda especificarse como:

$$Var(Y_{i,t}) = Var(Y_{i,t}^*) + \sigma_\varepsilon^2 \quad (10)$$

por lo tanto, se cumple que:

$$\sigma_\varepsilon^2 = Var(Y_{i,t}) \left[1 - \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})} \right]$$

Obsérvese que el problema para obtener un estimador de σ_ε^2 radica en que $Var(Y_{i,t}^*)$ no es observable. Para resolver este problema se utilizan valores alternativos del *ratio*

$$\theta = \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})}$$

con base en estudios previos de validez. Al seguir la propuesta de Antman y McKenzie (2007) los parámetros utilizados son $\theta = 0.5$ y $\theta = 0.8$. La estimación de α_c se expresa como:

$$\tilde{\alpha}_c = \hat{\alpha}_c - \hat{\beta}_2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2 - 3\hat{\beta}_3 \left(\bar{Y}_{c(t-1),(t-1)} \right) \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (11)$$

Dado el juego de estimadores obtenido a partir de las ecuaciones (6) y (11) es posible establecer si cada cohorte enfrenta o no problemas de trampas de pobreza.

5. Resultados

Los principales hallazgos se presentan en tres apartados. En el primero se hace referencia a la dinámica del ingreso en los tres países estudiados y se observa con particular detalle lo que ocurre en cada uno de los tramos educativos considerados. En el segundo se identifica la existencia de trampas de pobreza, para ello se retoman los dos criterios utilizados: el asociado al caso de ausencia de convexidades (trampa Tipo I) y el asociado al caso en que, si bien existe un mapa de ingresos convexo, el ingreso de equilibrio es menor a la línea de pobreza (trampa Tipo II). Finalmente, se simulan los impactos de un choque en los ingresos para observar el tiempo que demorarían en recuperar sus niveles iniciales.

5.1. La dinámica del ingreso

Las estimaciones se realizan por MCO y se incorpora una variable *dummy* por cada cohorte. Esta constituye una de las maneras de realizar una estimación intragrupos, en donde se estiman cada uno de los efectos fijos a través de las *dummies* utilizadas. Se supone tanto heterogeneidad como homoscedasticidad al interior de la cohorte y se asumen diferentes valores del parámetro theta.

En el cuadro 3 se presentan las estimaciones de la dinámica de ingresos, se asume que el *ratio* de varianzas es 0.8 y 0.5. Los resultados refieren a la población en general y a los distintos niveles educativos, para la expresión cuadrática (columna *a*) y cúbica (columna *b*). Se encuentra que el modelo cúbico es significativo en los tres países para

el caso de los hogares con jefatura de menos de nueve años de educación. En Argentina es significativo únicamente para este tramo, ya que para los hogares del segundo y tercer tramo educativo sólo los términos lineales son significativos. En Brasil, el modelo cúbico es significativo para los hogares con jefes que presentan un nivel educativo igual o menor a 12 años de educación, mientras que la especificación cuadrática predomina en los hogares con mayor dotación de capital humano. Para Uruguay la especificación cúbica no es significativa, solamente en el caso de los hogares cuya jefatura tienen entre 9 y 12 años de educación, el modelo cuadrático muestra un buen ajuste en todos los casos.

Por lo tanto, se concluye que la dinámica de ajuste muestra importantes no linealidades, evidencia que señala que choques idénticos determinan trayectorias de ajuste diferenciadas en función del nivel de ingreso previo y de la dotación de capital humano de los hogares. Las implicaciones de este resultado para países de América Latina resultan particularmente importantes, dada la relativa frecuencia con que la región se enfrenta a eventos de recesión o crisis. La ausencia de linealidades en la dinámica de ajuste implica que los costos de los choques se distribuyen en forma heterogénea entre la población, en tanto las velocidades de ajuste dependen de ciertas características socioeconómicas de los hogares, que determinan diferentes capacidades para beneficiarse de los periodos de expansión económica y para recuperarse ante eventos adversos. Cuanto más dificultoso o lento resulte el proceso de recuperación, más pertinente resulta la necesidad de políticas específicas que atiendan la situación de estos hogares.

Cuadro 3
Estimaciones MCO con efectos fijos

	<i>General</i>		<i>Más de 12 años de educación</i>		<i>Entre 9 y 12 años de educación</i>		<i>Menos de 12 años de educación</i>	
	<i>(1a)</i>	<i>(1b)</i>	<i>(2a)</i>	<i>(2b)</i>	<i>(3a)</i>	<i>(3b)</i>	<i>(4a)</i>	<i>(4b)</i>
<i>Argentina</i>								
$Y_t - 1$.518*** [.091]	.386*** [.143]	1.029*** [.085]	1.381*** [.226]	.424*** [.140]	.539** [.223]	.480** [.185]	-.005 [.380]
Y_{t-1}^2	.014 [.012]	.054 [.038]	-.171*** [.040]	-.655** [.290]	.018 [.039]	-.044 [.101]	.018 [.022]	.140* [.086]
Y_{t-1}^3		-.019 [.017]		.8479* [.505]		.046 [.069]		-.051 [.035]

Cuadro 3
(continuación)

	General		Más de 12 años de educación		Entre 9 y 12 años de educación		Menos de 12 años de educación	
	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(4a)	(4b)
$\bar{a}(\theta=0.8)$	389	446	-1.2	423	338	334	992	742
$\bar{a}(\theta=0.5)$	392	460	-45	415	293	334	948	772
Observaciones	348	348	116	116	116	116	116	116
<i>Brasil</i>								
$Y_t - 1$.663*** [.050]	.710*** [.072]	.954*** [.058]	1.120*** [.078]	.695*** [.077]	.941*** [.098]	.654*** [.090]	.668*** [.135]
Y_{t-1}^2	-.014*** [.004]	-.021*** [.009]	-.005 [.010]	-.115*** [.036]	-.032*** [.010]	-.090*** [.018]	-.012* [.007]	-.014 [.002]
Y_{t-1}^3		.001 [.001]		.020*** [.006]		.012*** [.003]		.0003 [.002]
$\bar{a}(\theta=0.8)$	391	364	17	-27	287	161	765	782
$\bar{a}(\theta=0.5)$	387	358	15	-62	285	134	793	777
Observaciones	462	462	154	154	154	154	154	154
<i>Uruguay</i>								
$Y_t - 1$.634*** [.058]	1.006*** [.103]	1.174*** [.087]	1.403*** [.112]	.906*** [.135]	1.103*** [.205]	.559*** [.112]	1.003*** [.232]
Y_{t-1}^2	-.002*** [.0005]	-.013*** [.0027]	-.024*** [.005]	-.051*** [.010]	-.008** [.003]	-.019** [.009]	-.001 [.0008]	-.013** [.005]
Y_{t-1}^3		.0004*** [.00009]		.003*** [.0009]		.0008 [.0006]		.0004** [.0002]
$\bar{a}(\theta=0.8)$	3426	1871	-203	-713	1540	850	6955	4317
$\bar{a}(\theta=0.5)$	3393	1630	-700	-1682	1371	502	6930	4075
Observaciones	384	384	128	128	128	128	128	128

Fuente: Elaborado con base en las encuestas de hogares de cada país. Notas: *significativa a 10%, **significativa a 5%, ***significativa a 1%. El coeficiente del ingreso cuadrático está multiplicado por 1000 y el del ingreso cúbico por 10000000.

Un primer paso para caracterizar la movilidad de ingresos en los tres países es analizar el nivel del ingreso de equilibrio según el nivel educativo y la cohorte de cada individuo. Se presentan los ingresos de equilibrio con base en la estimación con efectos fijos asumiendo distintos valores de θ (gráfica A.1. del anexo). Las tres curvas representan

los ingresos de equilibrio según las distintas cohortes y niveles educativos del jefe de hogar. Como era de esperarse, dicho nivel tiende a aumentar con el nivel educativo y cuando más avanzada es la generación del jefe. Sin embargo, es de señalar la mayor amplitud de los diferenciales en Brasil y Uruguay en relación con la dispersión que se observa en Argentina.

5.2. *Trampas de pobreza*

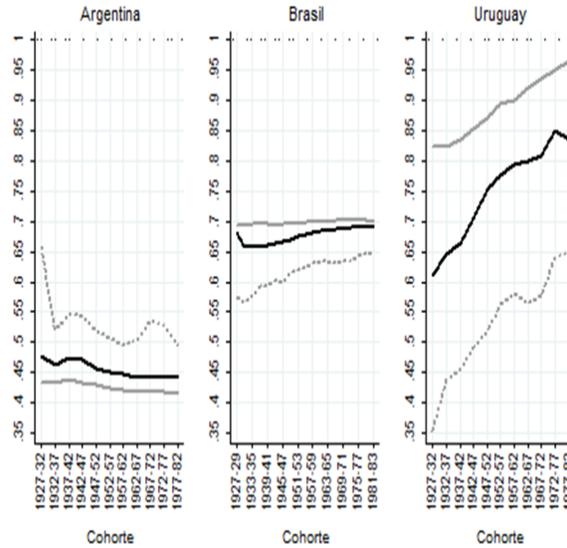
En la gráfica 3 se muestra la derivada en la solución de equilibrio para cada cohorte, se utilizan los coeficientes estimados en el modelo cúbico (columna 1b del cuadro 3), pero donde la constante (el efecto fijo) es diferente para cada cohorte. Tanto este resultado como los siguientes se muestran para el *ratio* de varianza de 0.8, en la medida que no existen diferencias sustantivas cuando se asume que dicho *ratio* toma valor 0.5.

En la gráfica se busca visualizar la presencia de trampas de pobreza para cada cohorte según años de educación. En todos los casos la pendiente en el punto de equilibrio es sistemáticamente menor que uno para los tres países, lo que resulta evidencia contraria a la hipótesis de la existencia de trampas. No obstante, en Uruguay es donde se observa una mayor heterogeneidad intergeneracional y entre grupos educativos.

Los modelos descritos hasta el momento capturan la heterogeneidad existente entre las cohortes únicamente en el intercepto (efecto fijo) de la función que mapea el ingreso actual con respecto al ingreso pasado. Sin embargo, es de esperar que la dinámica de ingresos también muestre patrones diferenciados en términos de la pendiente del mapa de ingresos. En términos de la ecuación (5) esto implica que los coeficientes β_1 , β_2 y β_3 puedan variar según el nivel educativo.

Para considerar tal posibilidad se realizan estimaciones por nivel educativo. Se confirma la presencia de no convexidades en la mayoría de las estimaciones a partir del signo y nivel de significación de las expresiones cúbicas, en relación con el ingreso pasado (ver columnas 2b, 3b y 4b del cuadro 3). Este aspecto potencialmente podría conducir a trampas de pobreza de Tipo I: un choque negativo podría determinar una caída en una situación de equilibrio de bajos ingresos. Como se señaló en el capítulo metodológico, una condición necesaria y suficiente para la presencia de trampas de pobreza de dicha naturaleza es que la derivada del polinomio sea mayor que uno, evaluada en el punto donde $Y_{i,t-1}^* = Y_{i,t}^*$. Los resultados se reportan en el cuadro 4.

Gráfica 3
Pendiente estimada según cohorte y nivel educativo ($\theta = 0.8$)



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país. Nota: La línea continua gris corresponde a la cohorte con más de 12 años de educación, la negra a la cohorte con 9 a 12 años de educación y la gris punteada a la cohorte con menos de 9 años de educación. Sólo se presenta la pendiente para el tramo de ingresos relevante.

Las estimaciones para Argentina muestran que la ecuación de movimiento del ingreso para los hogares menos educados de ese país no posee raíces reales positivas en el tramo relevante de ingresos.⁴ De hecho, en la medida que la ecuación de movimiento del ingreso permanece por debajo de la recta de 45° en todo el tramo relevante de ingresos, los resultados estarían indicando la presencia de trampas de pobreza para los hogares menos educados, incluso cuando sus ingresos de partida no son bajos. La dinámica de los ingresos para estos hogares sería similar a descrita por la curva C de la gráfica 2a).

⁴ En este trabajo se considera el ingreso de equilibrio en el tramo relevante, que se define como la solución donde el ingreso es el más bajo entre los valores positivos.

Para Brasil y Uruguay los resultados alcanzados detectan la presencia de trampas de pobreza de Tipo I para los hogares con menores niveles educativos del jefe del hogar, donde las pendientes estimadas son significativamente mayores que uno (columna 4b del cuadro 4).

Cuadro 4
Ingreso de equilibrio y contraste de trampas de pobreza ($\theta=0.8$)

	<i>General</i>		<i>Más de 12 años de educación</i>		<i>Entre 9 y 12 años de educación</i>		<i>Menos de 12 años de educación</i>	
	<i>(1a)</i>	<i>(1b)</i>	<i>(2a)</i>	<i>(2b)</i>	<i>(3a)</i>	<i>(3b)</i>	<i>(4a)</i>	<i>(4b)</i>
<i>Argentina</i>								
Ingreso de equilibrio relevante	826 [28.5]	779 [420.7]	1189 [297.0]	831 [263.9]	598 [17.6]	683 [382.9]	303 [31.6]	- -
Pendiente	0.540 [0.086]	0.467 [0.158]	0.554 [0.123]	0.217 [0.141]	0.445 [0.097]	0.486 [0.183]	0.538 [0.130]	- -
<i>Brasil</i>								
Ingreso de equilibrio relevante	1111 [44.5]	1162 [118.9]	2135 [93.4]	2154 [195.7]	862.3 [37.6]	1056 [96.5]	357 [114.4]	333 [83.4]
Pendiente	0.633 [0.062]	0.662 [0.071]	0.601 [0.066]	0.606 [0.069]	0.639 [0.083]	0.755 [0.076]	0.951 [0.033]	1.045 [0.034]
<i>Uruguay</i>								
Ingreso de equilibrio relevante	8983 [179.9]	12358 [975.2]	9539 [365.0]	24121 [1431.2]	9097 [564.4]	10316 [835.9]	5693 [791.0]	2647 [302.2]
Pendiente	0.600 [0.067]	0.697 [0.036]	0.535 [0.068]	0.439 [0.057]	0.755 [0.045]	0.74 [0.079]	0.897 [0.035]	1.137 [0.048]

Notas: Desvíos estándar entre paréntesis, construidos mediante técnica *bootstrap* con 500 replicas. El ingreso de equilibrio corresponde al tramo relevante, es decir, las soluciones con valores positivos más bajas. Las columnas (a) refieren a las estimaciones cuadráticas y las (b) a las estimaciones cúbicas.

La estimación mediante la técnica de *bootstrap* arroja evidencia de que 95% de las pendientes estimadas son mayores que uno, mientras que para Brasil lo son en 90% de los casos.⁵ Por otra parte,

⁵ Los desvíos estándar se calcularon a partir de las distribuciones empíricas estimadas con la técnica *bootstrap*, realizándose 500 muestras y replicas de las estimaciones.

obsérvese que el valor absoluto puntual de la estimación se reduce con el nivel educativo del jefe de hogar, lo cual representa un indicio que la educación puede constituir un mecanismo de seguro contra el riesgo de efectos negativos permanentes de choques agregados o idiosincrásicos.

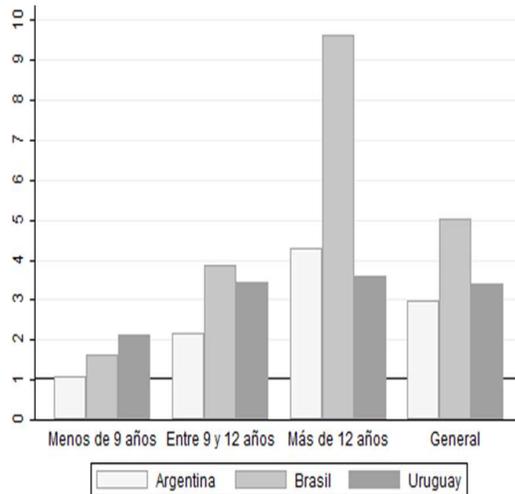
Una forma alternativa de trampas de pobreza es la presencia de equilibrios estables caracterizados por un nivel de ingreso inferior a las líneas de pobreza (trampa de Tipo II).⁶ Para evaluar la presencia de este tipo de trampa se consideran las estimaciones cuadráticas. En la gráfica 4 se presentan los ingresos de equilibrio (columnas (a) del cuadro 4) expresados como múltiplo de la línea de pobreza que utiliza CEPAL para cada país. Para el modelo general de cada uno de los países (columna 1a del cuadro 3) se rechaza la presencia de este tipo de trampas.

Como ya se mencionó pueden existir patrones diferenciados en términos de la dinámica de ingresos, lo que implicaría que los coeficientes β_1 y β_2 sean distintos según el nivel educativo. Para considerar esta posibilidad se utilizan las estimaciones específicas de cada nivel educativo (columnas 2a, 3a y 4a del cuadro 3). Se observa que los valores de equilibrio están siempre por encima del valor de la línea de pobreza. No obstante, entre la población menos educada de Argentina y Brasil no es posible rechazar la existencia de trampas de pobreza de este tipo, en tanto que a partir de la aplicación de *bootstrap* se rechaza la hipótesis de que los ingresos son superiores al valor de la línea de pobreza.

Los ingresos de equilibrio encontrados por cohorte y nivel educativo se muestran en la gráfica 5. En este caso el ingreso de equilibrio se estima considerando el efecto fijo específico de la generación. Como se puede observar en los tres países seleccionados, los ingresos de equilibrio de todas las cohortes se encuentran sobre la línea de pobreza. Los ingresos crecen con las generaciones más viejas, siendo los ingresos muy cercanos a la línea de pobreza en los grupos más jóvenes. En particular en Argentina y Brasil no se puede descartar la presencia de trampas de pobreza de Tipo II en la población menos educada, en las generaciones posteriores a 1960. El resultado podría responder a la lógica del ciclo de vida, no obstante el nivel de ingresos del grupo menos educado se mantiene relativamente estable para las distintas generaciones.

⁶ Curva D de la gráfica 2b), presentada en la sección anterior.

Gráfica 4
Relación de ingreso de equilibrio LP según nivel educativo
Especificación cuadrática (θ 0.8)



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país.

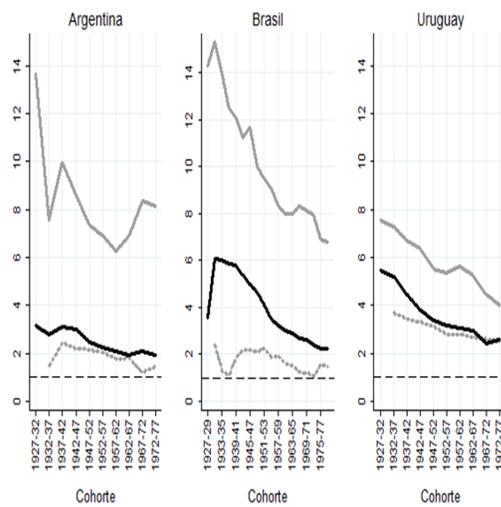
Con independencia de la presencia de trampas de pobreza, el nivel de movilidad relativo de los ingresos de los hogares representa una dimensión central para evaluar el grado en el que choques puntuales pueden generar consecuencias negativas prolongadas en el tiempo. Las trampas de pobreza constituyen un extremo en donde los hogares retornan a trayectorias de bajos niveles de ingreso (curva D) o de presencia de equilibrios múltiples que pueden determinar que, ante disturbios importantes, los hogares se trasladan desde equilibrios “buenos” hacia equilibrios “de bajos ingresos” (curva B), aprisionados en situaciones de privación. No obstante, bajos niveles de movilidad pueden determinar una trayectoria de ajuste lenta que implique un lapso muy prolongado para recuperar el nivel de bienestar previo al choque. Sin configurarse trampas absolutas, eventos puntuales pueden provocar deterioros marcados en el nivel de vida de difícil reversión.⁷ Por tal motivo en el apartado 5.3. se simulan los

⁷ Es de hacer notar que situaciones de permanencia prolongada en la pobreza luego de un choque transitorio pueden reforzar mecanismos de transmisión inter-

efectos que tendría un choque que redundara en una caída del ingreso de 10 por ciento. De esta forma se podrá observar la cantidad de años que demandaría recuperar los ingresos anteriores al choque.

Gráfica 5

Relación de ingreso de equilibrio LP según cohorte y nivel educativo



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país. Nota: La línea continua gris corresponde a la cohorte con más de 12 años de educación, la negra a la cohorte con 9 a 12 años de educación y la gris punteada a la cohorte con menos de 9 años de educación. Sólo se presenta la pendiente para el tramo de ingresos relevante.

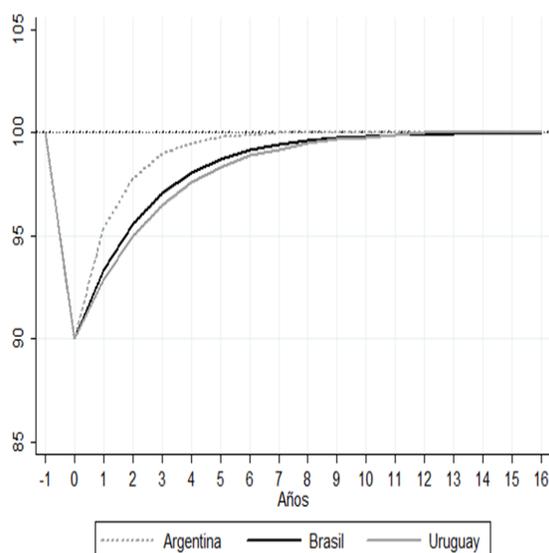
5.3. Simulación de choque en los ingresos

En la gráfica 6 se simula la trayectoria de ajuste promedio del ingreso de los hogares ante un choque en los niveles de ingreso. Para ello,

generacional de la pobreza, desde que una recuperación extendida en el tiempo hace más probable que se produzcan efectos nocivos sobre otros resultados constituyentes de la calidad de vida de las personas, como el nivel educativo de las cohortes más jóvenes del hogar, la infraestructura hogareña o la salud de sus integrantes. En ese sentido, si bien bajos niveles de movilidad no pueden interpretarse estrictamente como trampas de pobreza, representan un mecanismo de persistencia de la privación en el ciclo de vida y entre generaciones.

se simula una caída de 10% de los ingresos y se predice su evolución futura; de este modo con base en las dinámicas del ingreso estimadas se describe cual es la trayectoria que enfrentan dichos grupos ante la caída de su ingreso promedio.

Gráfica 6
Dinámica del ingreso
Choque negativo equivalente a 10% del ingreso (θ 0.8)



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país.

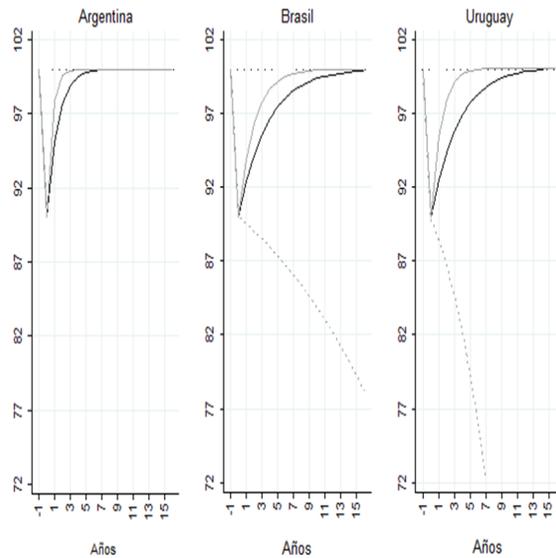
Argentina es el país que presenta una mayor velocidad de ajuste, mientras que Uruguay y Brasil parecen tener mayores dificultades en este aspecto. Obsérvese que al cabo de cuatro años la familia promedio en Argentina recupera 99% de su nivel de ingresos, mientras que en Uruguay y Brasil la convergencia a dicho nivel se extiende hasta por siete años. Se puede afirmar que, ante choques negativos, en dichos países la recuperación del bienestar es relativamente lenta y determina que los hogares enfrenten situaciones de privación persistentes. Las crisis no sólo determinan situaciones de contracción brusca en el acceso a los recursos en el corto plazo, también implican ingresos

deprimidos durante varios años. Por lo tanto, evitar perturbaciones importantes constituye una prioridad de política para los países de la región.

Al observar las velocidades de ajuste según nivel educativo se ven diferencias considerables en Brasil y Uruguay, en tanto que Argentina presenta un comportamiento más homogéneo (ver gráfica 7). En todos los casos los hogares con jefes de hogar con más de 12 años de educación recuperan su ingreso inicial de manera más rápida que el resto de los grupos. En el caso de Brasil y Uruguay, quienes presentan menor acumulación de capital humano se encuentran en una situación muy vulnerable en la medida que existe evidencia de trampas de pobreza, por lo que un choque redundaría en una caída sistemática del ingreso en los años posteriores.

Gráfica 7

*Dinámica del ingreso según nivel educativo del jefe de hogar
Choque negativo equivalente a 10% del ingreso (θ 0.8)*



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país. Notas: La línea continua gris corresponde a la cohorte con más de 12 años de educación, la negra a la cohorte con 9 a 12 años de educación y la gris punteada a la cohorte con menos de 9 años de educación.

Asimismo, en todos los grupos la respuesta en Argentina es más rápida, al mismo tiempo que Uruguay presenta una situación muy similar a Brasil, aunque la recuperación en los dos grupos de hogares con mayor nivel educativo es ligeramente más lenta. Finalmente, en esta gráfica también se observa la existencia de trampas de pobreza entre la población menos educada en Brasil y Uruguay, consistente con los resultados ya comentados.

6. Conclusiones

En el presente artículo se aplicó la estrategia metodológica propuesta en Antman y McKenzie (2007) para la identificación empírica de trampas de pobreza. Las estimaciones realizadas confirmarían la presencia de trampas de pobreza por no convexidad (Tipo I) en los casos de los hogares de menor nivel educativo de Argentina, Brasil y Uruguay. Por otro lado, en Argentina y Brasil no puede descartarse la existencia de trampas de pobreza convexas (Tipo II) en los casos de las cohortes más jóvenes y de menor nivel educativo. Asimismo, es evidente la no linealidad en las trayectorias de ingreso, lo que tiene consecuencias en las distintas velocidades de recuperación ante la presencia de choques. La persistencia de resultados negativos sobre el ingreso ante choques resulta importante, por lo que existe evidencia de niveles bajos de movilidad que determinan sendas de privación relativamente prolongadas luego de dichos episodios.

Estos hallazgos representan una novedad respecto a aplicaciones empíricas anteriores, en otros contextos, las cuales con una metodología similar utilizada han rechazado la existencia de trampas de pobreza.

En términos de políticas, la confirmación de la existencia de trampas de pobreza para los grupos menos educados sugiere que evitar la volatilidad en las trayectorias de crecimiento de las economías es un objetivo deseable para impedir situaciones de privación prolongada entre los hogares más vulnerables. Como estrategia de largo plazo la inversión en capital humano parece disminuir estos riesgos. Finalmente, ante la presencia de choques negativos es necesario diseñar políticas específicas para atender la situación de aquellos hogares cuyas características les impidan recuperar sus ingresos de forma autónoma.

No obstante, estas conclusiones dependen de que la modelización de la trayectoria de ingresos, a través de funciones polinómicas, sea consistente con el proceso generador de datos. Adicionalmente, hay

que recordar que la consistencia de los resultados obtenidos depende crucialmente de que el número de observaciones en cada cohorte sea grande. Esta no es la situación en unos pocos casos para Argentina, lo cual obliga a tomar los resultados para dicho país con mayor precaución. Otra limitación es que se supone que los hogares no cambian su comportamiento ante la presencia de choques. Por ejemplo, como estrategia de supervivencia los hogares podrían responder mediante el ingreso de otros miembros al mercado de trabajo. Finalmente, si bien esta metodología confirma la importancia de la educación, no permite explorar su incidencia y la forma en que juegan otros canales en la dinámica del ingreso y de la conformación de trampas de pobreza.

Referencias

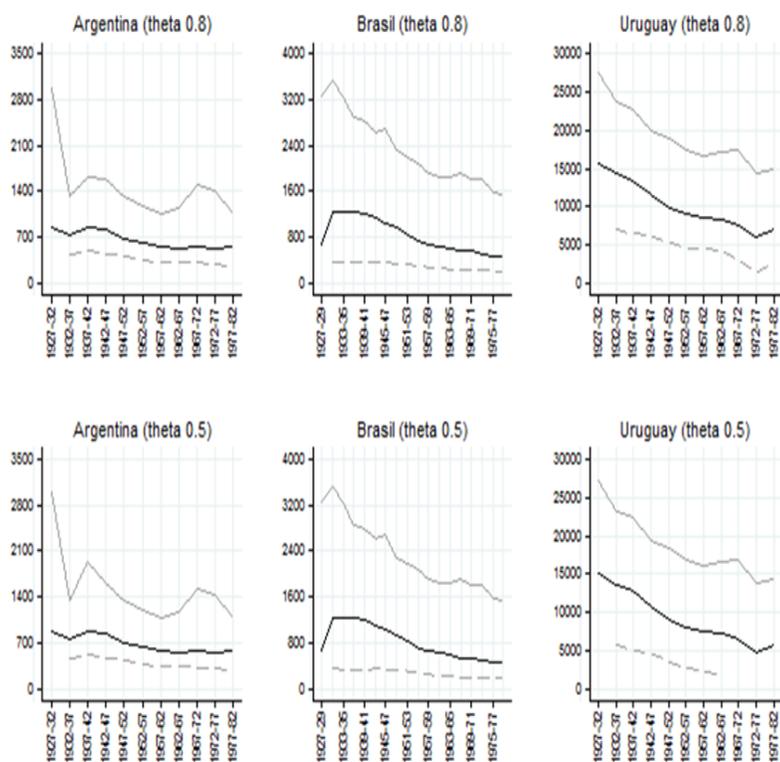
- Aaberge, R., A. Björklund, M. Jäntti, M. Palme, P. Pedersen, N. Smith y T. Wennemo. 2002. Income Inequality and Income Mobility in the Scandinavian Countries Compared to the United States, *Review of Income and Wealth*, 48: 443-469.
- Antman, F. y D. McKenzie. 2007. Poverty Traps and Nonlinear Income Dynamics with Measurement Error and Individual Heterogeneity, *The Journal of Development Studies, Taylor and Francis Journals*, 43(6): 1057-1083.
- Ayala, L. y M. Sastre. 2004. Europe vs. the United States: Is There a Trade-off Between Mobility and Inequality? *Journal of Income Distribution*, 13(1-2): 56-75.
- Banerjee, A. y A. Newman. 1994. Poverty, Incentives and Development, *American Economic Review*, 84(2): 211-215.
- Barrientos, A. 2007. Does Vulnerability Create Poverty Traps? CPRC Working Paper, núm. 76.
- Berti, C. 2001. Poverty Traps and Human Capital Accumulation, *Economica*, 68(270): 203-219.
- Cappellari, L. y S.P. Jenkins. 2002. Who Stays Poor? Who Becomes Poor? Evidence From The British Household Panel Survey, *Economic Journal*, 112(478): C60C67.
- . 2004. Modelling Low Income Transitions, *Journal of Applied Econometrics*, 19(5): 593-610.

- Cantó, O. 2000. Income Mobility in Spain: How Much Is There? *Review of Income and Wealth*, 46(1): 85-102.
- . 2002. Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Low Income Stability in Spain, *Applied Economics*, 31(15): 1903-1916.
- Carter, M. y C. Barrett. 2006. The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-based Approach, *The Journal of Development Studies*, 42(2): 178-199.
- Casanova, L. 2008. Trampas de pobreza en Argentina: evidencia empírica a partir de un pseudo panel, CEDLAS, documento de trabajo, núm. 64.
- Dasgupta, P. 1997. Nutritional Status, the Capacity to Work, and Poverty Traps, *Journal of Econometrics*, 77(1): 5-37.
- Deaton A. 1997. *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, The John Hopkins University Press, Baltimore.
- Durlauf, S. 2002. Groups, Social Influences and Inequality: A Membership Theory Perspective of Poverty Traps, Department of Economics, University of Wisconsin (mimeo).
- Fields, G. y E. Ok. 1996. The Meaning and Measurement of Income Mobility, *Journal of Economic Theory*, 71(2): 349-377.
- Galor, O. y J. Zeira. 1993. Income Distribution and Macroeconomics, *Review of Economics Studies*, 60(1): 35-52.
- Hoff, K. 1998. Market Failures and the Distribution of Wealth: A Perspective from the Economic of Information, en S. Bowles y H. Gintis (comps.) *Recasting Egalitarianism. New Rules of Communities, States and Markets*, The Real Utopias Project, vol. III.
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. 2012. Encuesta permanente de hogares, <www.indec.com.ar>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estadística. 2012. Pesquisa nacional por amostra de domicílios, Rio de Janeiro, Brasil.
- Instituto Nacional de Estadística. 2012. Encuesta permanente de hogares, <www.ine.gub.uy>
- Jalan, J. y M. Ravallion. 2002. Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China, *Journal of Applied Econometrics*, 17(4): 329-346.
- Jarvis, S. y S.P. Jenkins. 1998. How Much Income Mobility Is There in Britain? *Economic Journal*, 108: 428-443.
- Jenkins, S. 2000. Modelling Household Income Dynamics, *Journal of Population Economics*, 13(4): 529-567.
- Santos, M. 2007. Un modelo de trampas de pobreza con capital humano y calidad de la educación, *Anales de la XLII Reunión Anual de la AAEP*, Bahía Blanca.
- Stevens, A.H. 1999. Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty Over Multiple Spells, *Journal of Human Resources*, 34(3): 557-588.

Anexo

Gráfica A.1

*Ingreso de equilibrio según cohorte y nivel educativo
(Precios diciembre 2007, moneda local)*



Fuente: con base en las encuestas de hogares de cada país. Notas: La línea continua gris corresponde a la cohorte con más de 12 años de educación, la negra a la cohorte con 9 a 12 años de educación y la gris punteada a la cohorte con menos de 9 años de educación.

Cuadro A.1*Cantidad de observaciones por cohorte para Argentina*

<i>Cohorte</i>												
Año	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978	1983
1995	143	244	279	318	343	349	296	237	140	31	0	0
1996	88	244	276	306	328	335	283	247	153	59	0	0
1997	54	242	293	319	326	325	277	249	215	69	0	0
1998	0	235	296	322	367	350	312	297	250	99	0	0
1999	0	153	278	303	379	365	289	294	231	134	11	0
2001	0	67	222	294	318	317	325	289	251	168	45	0
2002	0	21	124	128	159	159	174	141	127	97	57	0
2004	0	0	213	305	359	416	410	395	408	339	168	18
2005	0	0	161	309	342	344	398	342	372	327	196	30
2006	0	0	122	353	411	396	443	420	415	471	293	72
2007	0	0	27	168	188	175	239	181	206	193	130	44

Fuente: Elaborado con base en la encuesta de hogares de Argentina.

Cuadro A.2

Cantidad de observaciones por cohorte para Brasil

<i>Cohorte</i>																			
Año	1928	1931	1934	1937	1940	1943	1946	1949	1952	1955	1958	1961	1964	1967	1970	1973	1976	1979	1982
1992	2867	3107	3389	3745	4111	4290	5040	5674	6010	6208	6386	6089	5227	3673	0	0	0	0	0
1993	2983	3173	3331	3723	4149	4535	5015	5669	6147	6349	6483	6291	5596	4052	2402	0	0	0	0
1995	0	3224	3408	3733	4231	4554	5084	5645	6238	6629	6810	6722	6222	5115	3723	0	0	0	0
1996	0	3091	3494	3533	4105	4382	5206	5676	6193	6562	6729	6537	6371	5109	3849	2303	0	0	0
1997	0	0	3370	3785	4237	4540	5180	5766	6311	6851	7064	6965	6897	5889	4720	3080	0	0	0
1998	0	0	3393	3714	4019	4537	5187	5666	6377	6737	7227	7127	6829	5983	5121	3601	0	0	0
1999	0	0	3381	3746	4118	4585	5094	5804	6318	6857	7104	7246	7238	6387	5446	4253	2657	0	0
2001	0	0	0	3631	4275	4512	5296	5980	6569	7105	7763	7962	8035	7313	6712	5867	4374	0	0
2002	0	0	0	3725	4331	4643	5351	5925	6650	7148	7859	8092	8133	7624	7255	6058	4630	2908	0
2003	0	0	0	0	4243	4508	5173	6134	6635	7088	7682	7976	8235	7703	7393	6657	5333	3618	0
2004	0	0	0	0	4289	4694	5268	6081	6789	7415	7942	8170	8674	8046	7766	7148	5987	4460	0
2005	0	0	0	0	4360	4647	5403	6173	6796	7357	8090	8498	8662	8223	8096	7428	6608	5318	3205
2006	0	0	0	0	0	4521	5449	6036	7169	7407	7866	8490	8972	8431	8338	7699	6998	5859	3739
2007	0	0	0	0	0	4488	5211	5966	6718	7364	7744	8095	8721	8377	8073	7843	7251	6138	4367

Fuente: Elaborado con base en la encuesta de hogares de Brasil.

Cuadro A.3*Cantidad de observaciones por cohorte para Uruguay*

<i>Cohorte</i>											
Año	1928	1933	1938	1943	1948	1953	1958	1963	1968	1973	1978
1991	986	836	862	830	761	674	596	368	109	0	0
1992	957	888	772	753	709	667	526	361	156	0	0
1993	1686	1720	1751	1690	1625	1690	1414	1074	484	46	0
1994	1110	1732	1600	1670	1615	1694	1537	1121	598	95	0
1995	486	956	888	830	799	758	679	460	308	75	0
1996	425	1811	1705	1794	1686	1772	1639	1251	811	301	0
1997	0	990	861	759	779	740	664	434	323	186	0
1998	0	1024	1183	1151	1215	1219	1233	1069	754	422	30
1999	0	533	758	748	750	714	722	556	400	283	57
2000	0	343	866	790	776	764	721	556	428	315	129
2001	0	377	1655	1694	1750	1754	1822	1553	1206	911	378
2002	0	0	1652	1787	1687	1767	1818	1576	1210	951	491
2003	0	0	1378	1608	1702	1788	1823	1524	1260	1024	563
2004	0	0	990	1572	1719	1821	1819	1714	1269	1050	722
2005	0	0	618	1626	1646	1805	1802	1668	1339	1229	811
2006	0	0	1069	5052	5296	5740	5880	5642	4881	4486	3127
2007	0	0	0	5069	3412	3058	5140	4294	3511	3358	2794

Fuente: Elaborado con base en la encuesta de hogares de Uruguay.