

Movilidad de ingreso y trampas de
pobreza: nueva evidencia para
los países del Cono Sur¹

Rodrigo Arim; Matías Brum; Andrés Dean;
Martín Leites; Gonzalo Salas
Diciembre 2010

INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Documentos de Trabajo

DT 06/10

ISSN: 1688-5090

¹ El presente trabajo contó con el financiamiento del programa I+D de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la UdelaR.

MOVILIDAD DE INGRESO Y TRAMPAS DE POBREZA NUEVA EVIDENCIA PARA LOS PAISES DEL CONO SUR

Rodrigo Arim
Matías Brum
Andrés Dean
Martín Leites
Gonzalo Salas²

Resumen

En este trabajo se testea la existencia de trampas de pobreza en tres países del Cono Sur: Argentina, Brasil y Uruguay. Se aplica la metodología desarrollada por Antman y McKenzie (2005): en base a pseudopaneles se modeliza la dinámica del ingreso de los hogares y se analiza la existencia de heterogeneidad en sus trayectorias y sus reacciones frente a fenómenos recesivos. Se estudian además las trayectorias para distintos niveles educativos así como la velocidad a la que los hogares superan situaciones de pobreza o vuelven a su ingreso de equilibrio tras un shock.

El historial de alta volatilidad y fuertes crisis macroeconómicas que comparten Argentina, Uruguay y en menor medida, Brasil, constituyen una oportunidad para la realización de este tipo de análisis, el cual se justifica a su vez como aporte para el diseño de políticas públicas. El trabajo tiene como eje la identificación de situaciones donde la trayectoria futura en el ingreso de los hogares se ubique sistemáticamente por debajo de cierto umbral, como consecuencia de su desempeño en el pasado.

Las estimaciones generales no confirman la presencia de trampas de pobreza en estos tres países durante el período de estudio. Sin embargo, las estimaciones considerando nivel educativo muestran la existencia de trampas de pobreza en los casos de Brasil y Uruguay para los hogares cuyo jefe pertenece a los niveles educativos bajos.

Palabras clave: trampas de pobreza, movilidad de ingresos, Uruguay, Argentina, Brasil.

JEL: O12, D31, I32.

² Los correos electrónicos de los autores son: rodrigo@iecon.ccee.edu.uy, mbrum@iecon.ccee.edu.uy, adean@iecon.ccee.edu.uy, mleites@iecon.ccee.edu.uy y gsalas@iecon.ccee.edu.uy.

Abstract:

This paper tests the existence of poverty traps in three Southern Cone countries: Argentina, Brazil and Uruguay. We apply the methodology developed by Antman and McKenzie (2005): based on pseudopanel, we model the income dynamics of households and analyze the existence of heterogeneity in their path 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 record of high volatility and strong macroeconomic crisis shared by Argentina, Uruguay and to a lesser extent Brazil, are an opportunity to carry out this type of analysis, which in turn is justified as a contribution to the design of public policies. This papers aims at identifying situations where the future trajectory of households' income will be systematically below a certain threshold, as a result of past performance.

General estimates do not confirm the presence of poverty traps in these three countries during the study period. However, when educational levels are taken into account, poverty traps are found in the cases of Brazil and Uruguay for households whose head belongs to low educational levels.

Key Words: poverty tramps, income mobility, Uruguay, Argentina, Brazil.

Índice

1. Introducción.....	5
2. Marco teórico.....	7
3. Tendencias recientes	10
4. Metodología.....	12
5. Los datos.....	17
6. Resultados.....	17
5.1 La dinámica del ingreso.....	18
5.2 Trampas de pobreza	21
5.3 Simulación de shock en los ingresos.....	26
7. Conclusiones.....	29
Referencias	31
Anexo	32

1. Introducción

Los problemas que enfrentan los individuos ante shocks negativos en el acceso a los recursos constituyen aspectos relevantes para el estudio de la calidad de vida, en tanto flujos deprimidos de ingresos por períodos prolongados inciden negativamente en la “función de producción” de bienestar. Un caso extremo de disfuncionalidades en esta dimensión son las denominadas *trampas de pobreza*. Este concepto refiere a los hogares o personas que sistemáticamente enfrentan dificultades para lograr niveles mínimos de bienestar, y que estarían por tanto sujetos a situaciones de privación de ingresos persistente a través del tiempo. Barrientos (2007) señala que las “trampas de pobreza” están asociadas a la vulnerabilidad de los hogares para producir mayor bienestar, por la escasez de recursos y/o las dificultades que enfrentan para transformar esos recursos en bienestar.

Sin embargo, aun en ausencia de trampas de pobreza, una baja movilidad de ingresos puede provocar dinámicas perversas que inciden negativamente en el espacio de bienestar a los que acceden las personas a lo largo del ciclo de vida. Las trampas de pobreza constituyen un caso extremo, en donde las personas quedan prisioneras de situaciones de privación ante eventos que golpean su ingreso efectivo en un momento del tiempo, no presentando luego trayectorias de convergencia hacia su nivel de ingreso anterior a una perturbación. Niveles bajos de movilidad, aun con dinámicas temporales de convergencia hacia ingresos que superen cierto umbral mínimo, pueden implicar que las personas se encuentren sometidas por largos períodos a la privación, acotando el bienestar al que pueden acceder en ese período.

Situaciones de esta naturaleza resultan particularmente importantes en el contexto de América Latina y el Caribe. Dos características justifican esta hipótesis. En primer lugar, América Latina es la región más desigual del mundo (Banco Mundial, 2004), 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. Entonces, contextos económicos adversos pueden generar que una proporción importante de la población afronte serias privaciones en sus ingresos. En segundo lugar, el subcontinente muestra un patrón de crecimiento caracterizado por lógicas de *go and stop*, con períodos 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 serios problemas de persistencia temporal de la privación. En otros términos, los efectos sociales de los shocks económicos no se revierten fácilmente una vez recuperado el dinamismo, por lo que la trayectoria de recuperación de los ingresos en la población no es homogénea.

Problemas de esta naturaleza pueden explicar, así sea parcialmente, la constatación empírica de que la desigualdad reacciona en forma asimétrica en el ciclo económico: aumenta en las recesiones, pero no muestra signos claros de reversión durante los períodos de expansión. Si las perturbaciones afectan más que proporcionalmente a los sectores más desfavorecidos de la población y a su vez estos sectores presentan mayores problemas de movilidad de ingresos, la consecuencia será un incremento de la desigualdad en la crisis que no se revertirá en la recuperación, en tanto el ingreso de estos sectores convergerá más lentamente hacia los niveles anteriores a la crisis. Estos aspectos hacen de América Latina una región particularmente interesante para explorar la existencia de trampas de pobreza.

Desde el punto de vista del diseño de políticas en una región como América Latina la determinación de la existencia de trampas de pobreza resulta particularmente relevante. La aplicación de políticas tales como programas de transferencias podrían justificarse en base a este tipo de resultados.

Con este objetivo 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 subregional, el MERCOSUR, por lo que la dinámica de sus economías está vinculada a través del comercio regional así como también tienen características comunes ante la exposición a los shocks internacionales. En los últimos años los ingresos en Argentina y Uruguay mostraron una volatilidad muy alta, existiendo profundas crisis macroeconómicas en ambos países. 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 que alcanza un bajo nivel educativo. Además de los ciclos económicos que enfrentan estas economías, comparten la persistencia de situaciones de pobreza y de desigualdad de ingreso. Estas características resultan de particular interés para analizar la presencia de trampas de pobreza en estos países.

En definitiva, se busca evidencia respecto a la existencia de trampas de pobreza; esto 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, lo que explicaría la permanencia de personas en situaciones de pobreza 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. Algunos antecedentes encuentran que la brecha en los retornos a la educación en estos países es muy superior a la encontrada en aquellos con mayor desarrollo

relativo (Banco Mundial, 2004), por lo que 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 tiempo de ser 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 cohortes con distintos niveles de educación.

Adicionalmente, la perspectiva dinámica que adopta el estudio, abarcando un período que comprende distintos contextos económicos –incluyendo 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 que alcanzan logros educativos diferentes superan situaciones de pobreza o vuelven a su ingreso de equilibrio luego de haber enfrentado una situación de crisis.

El trabajo se ordena como sigue. En la segunda sección, se resume brevemente la literatura teórica sobre trampas de pobreza. La sección tres presenta una breve discusión sobre la evolución de la actividad económica y la pobreza en los tres países analizados. Posteriormente en la sección cuatro se presenta la metodología utilizada para contrastar la presencia de trampas de pobreza y el grado de movilidad de los ingresos y se discute las características de la información que sustenta las estimaciones. En la sección cinco se presentan los principales resultados. En la sección seis se resumen las principales conclusiones.

2. Marco teórico

La literatura sobre trampas de pobreza enfatiza la existencia de no linealidades en el proceso de generación de ingresos o activos por parte de los hogares, que determina la existencia de umbrales críticos por debajo de los cuales los hogares pueden quedar atrapados en un equilibrio de bajos ingresos y/o activos.

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 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, potenciando de esta forma sus capacidades productivas (Hoff, 1998).

Recientemente, en Banco Mundial (2006) y Casanova (2008) se 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, 1993).

Asimismo, también se ha discutido el papel de las decisiones intra-hogar, particularmente en lo referido a las preferencias de los padres en cuanto a la acumulación de capital humano de sus hijos (Berti Ceroni, 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 a 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” en cuanto a la transformación de oportunidades educativas en mayor bienestar, podría hacer que los niños que crecen en barrios pobres desarrollen aspiraciones laborales poco exigentes, lo que los llevaría a demandar menores oportunidades educativas. 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, generando un nuevo empeoramiento del status nutricional.

En un contexto en que el factor salud afecta los niveles de ingresos, en Banco Mundial (2006) se señala que al efecto sobre la productividad, mencionado en el párrafo anterior, deben agregarse otros impactos vinculados a una menor capacidad de aprendizaje, menor creatividad y menor expectativa de vida.

Carter y Barrett (2005) analizan la existencia de trampas de pobreza sobre la base del enfoque de activos. En 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 que dispone el hogar; por otro, los relacionados al propio proceso de acumulación de dichos activos. Amplían el concepto estático de pobreza crónica, proponiendo 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. Estos autores indican que la existencia de retornos crecientes de los activos y de distintos niveles de acumulación de riqueza genera dos efectos inmediatos.³ Por un lado, los hogares de bajos ingresos ven restringida su capacidad de acumulación y de ahorro. Por otra parte, 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, fundamentalmente por la carencia de datos longitudinales. En particular, plantea que es necesario explicar en qué medida los shocks pueden ser generadores de trampas de pobreza. Esta problemática es notoriamente relevante para las economías de estos tres países, sometidas a fuertes shocks macroeconómicos periódicos, en el marco de una dinámica económica caracterizada por períodos relativamente breves de expansión seguidos por recesiones persistentes que en algunos casos desembocan en agudas crisis.⁴ Este enfoque es pertinente en tanto permite identificar la medida en que las

³ 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; porque cierto tipo de retornos a escala requieren una dimensión mínima, dado por la indivisibilidad de cierto tipo de bienes y la inexistencia de bienes perfectamente sustitutos, y por factores relacionados a la presencia de incertidumbre y la participación en el sistema financiero.

⁴ En la literatura se ha ahondado en la discusión sobre el vínculo entre crecimiento y pobreza. El término crecimiento pro-pobre ha sido utilizado para distinguir los procesos de crecimiento económico que conducen a una reducción de la pobreza ya sea en términos absolutos o relativos (Datt y Ravallion, 2002).

situaciones de privación constituyen fenómenos transitorios, asociados a shocks específicos (como 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.

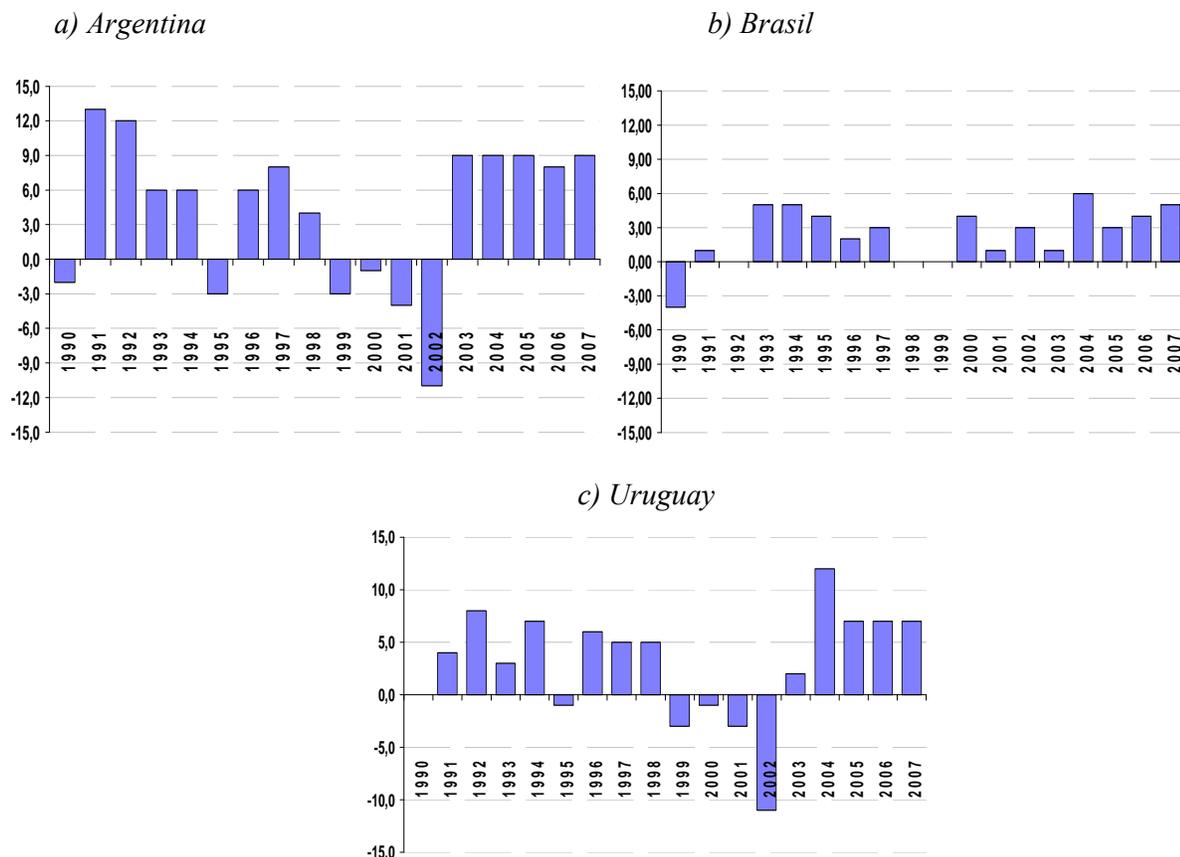
3. Tendencias recientes

En los tres países que abarca este estudio la incidencia de la pobreza ha presentado muy diferentes evoluciones a partir de 1990, asociadas a desempeños macroeconómicos diferenciados. Estas muestran sin embargo importantes oscilaciones en la evolución del nivel de actividad económica, por lo que los problemas de trampas de pobreza y baja movilidad de ingresos pueden constituir una dificultad relevante para lograr reducciones en el nivel de privación sostenida. Los casos más extremos fueron los de Argentina y Uruguay, que en dicho período enfrentaron fuertes variaciones en sus tasas de crecimiento, habiendo vivido a fines de la década de los 90 y principios del siglo XXI una de las crisis más fuertes de sus respectivas historias. Brasil presenta menores oscilaciones, aunque su tasa de crecimiento promedio durante el período fue menor. Las variaciones del PIB se muestran a continuación en la Gráfica 1.

El período señalado también mostró importantes diferencias en la evolución de la incidencia de la pobreza en cada país. Los períodos 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 los 90 y alcanzaron su punto máximo en 2002 y 2003 respectivamente, en la actualidad los niveles de pobreza se encuentran aun en torno a los valores que se observaban en 1990 (Cuadro 1).

Gráfica 1:

Variaciones del PBI en los Países del Cono Sur 1990-2007



Fuente: WDI – Banco Mundial

Cuadro 1:

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

	Argentina	Brasil	Uruguay
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: CEPAL

Por otro lado, en Brasil se ha observado en todo el período una paulatina reducción de los niveles de incidencia de la pobreza, especialmente en dos sub-períodos de marcada reducción, (1990 a 1997 y 2002 a 2007), al punto que los niveles actuales son un tercio más bajos que los observados en 1990. Esta diversidad en la evolución de los ingresos para los países del Cono Sur los hace especialmente adecuados para el análisis de las particularidades de la dinámica del ingreso de los hogares de cada país y de las diferentes velocidades de ajuste de los ingresos de los hogares frente a shocks en los ingresos.

4. Metodología

En este trabajo se modeliza la dinámica del ingreso de los hogares analizando la existencia de heterogeneidad en sus trayectorias y las distintas reacciones ante la presencia de fenómenos recesivos. En particular, se identifica la existencia de 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 shocks 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.

Las estrategias habituales para contrastar la existencia de trampas de pobreza exigen contar con información de los mismos hogares a lo largo del tiempo (panel de datos). Sin embargo, no se cuenta con información de estas características representativa del total del país para un período extenso de tiempo, para ninguno de los tres países. Una estrategia alternativa es utilizar pseudo-paneles, contruidos a partir de grupos de personas (cohortes) cuyos miembros, si bien seleccionados aleatoriamente en cada encuesta, comparten características similares.

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 en general 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 los efectos fijos, ésta no puede estimarse a nivel individual sino para el promedio de la cohorte (Antman y McKenzie, 2005).

En la especificación del modelo se sigue a Antman y Mckenzie (2005). 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 período (Jalan y Ravallion, 2002; Antman y Mckenzie, 2005; 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:

$$Y_{i,t}^* = \beta_1 Y_{i,t-1}^* + \beta_2 (Y_{i,t-1}^*)^2 + \beta_3 (Y_{i,t-1}^*)^3 + \alpha_i + \mu_{i,t} \quad \text{para } i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

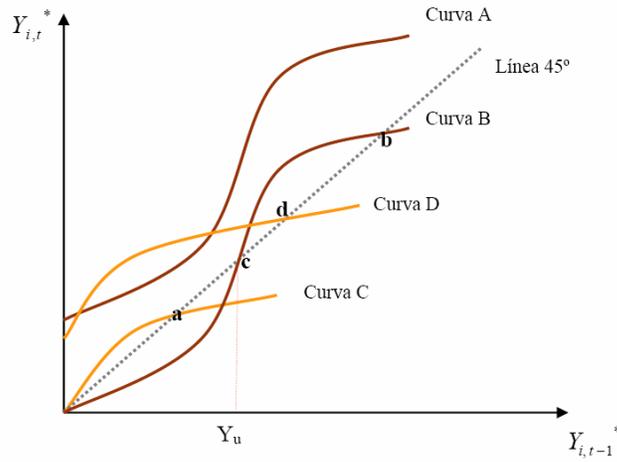
siendo α_i el efecto fijo no observable por hogar que capta la heterogeneidad individual y $\mu_{i,t}$ el término de error.

La estimación de los parámetros β_1 , β_2 y β_3 permite determinar la presencia de no convexidades en la dinámica de los ingresos. Específicamente, la no convexidad implica que la estimación del coeficiente β_3 sea estadísticamente significativa. No obstante, la no convexidad no es suficiente para que existan trampas de pobreza, como puede apreciarse en la Gráfica 2: la Curva A es un caso en que los ingresos se encuentran en todo momento por encima de la recta de 45°. En este caso, si la función que relaciona el ingreso en t con el ingreso en $t-1$ no es convexa en todo su recorrido, la tasa de crecimiento varía según el nivel de ingreso. Sin embargo, la presencia de trampas de pobreza exige ciertos tipos específicos de no convexidad. En particular, se requiere además que la pendiente de la curva de ingresos evaluada en el punto de equilibrio sea mayor que uno (punto c de la Curva B en la Gráfica 2). Alternativamente, pueden existir trampas de pobreza si el mapa de ingresos se ubica sistemáticamente por debajo de la recta de 45 grados (punto a de la Curva C). En el primer caso (que llamaremos trampa Tipo I), la ausencia de convexidad determina la presencia de equilibrios múltiples, alguno de los cuales puede caracterizarse por un bajo nivel de ingresos. Obsérvese que en este caso se configura un problema de umbral: un hogar puede encontrarse en una situación de equilibrio por encima de la línea de pobreza, pero un shock negativo suficientemente importante puede determinar que la dinámica de sus ingresos lo haga converger a un nivel de ingreso más bajo, potencialmente menor a la línea de pobreza. En el segundo caso (que llamaremos trampa Tipo

II), aun con un mapa de ingresos convexo, el ingreso de equilibrio es menor a la línea de pobreza.

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: $g'_i(Y_{i,t-1}^*) \Big|_{Y_{i,t}^* = Y_{i,t-1}^*} > 1$

Gráfica 2:
Dinámica del ingreso y trampas de pobreza



Fuente: Casanova (2008)

Esto equivale, en caso de considerar una relación cúbica entre el ingreso presente y pasado, a la siguiente expresión:

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

La expresión (1) presupone que no existe error de medida en los ingresos individuales.⁵ Sin embargo, la presencia de errores de medida supone que $Y_{i,t}^* = Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$. En este caso, el término de error de la expresión (1) debe reformularse, como:

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

⁵ 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 este estimador resulte inconsistente. Como se verá más adelante, la estimación con pseudo paneles permite superar esta limitación.

Bajo esta configuración del error, en general los estimadores obtenidos a partir de datos longitudinales vía MCO o Arellano-Bond resultan inconsistentes. Tal como demuestran Antman y McKenzie (2005), este problema es superable mediante la construcción de estimadores basados en pseudo paneles. En este caso, la dinámica de los ingresos se especifica en términos de los valores medios de las cohortes. Sustituyendo en (1) el verdadero valor de $Y_{i,t}^*$ (no observado) por $Y_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ y tomando promedios por cohortes para los n_c individuos observados en la cohorte c en el momento t , la dinámica se expresa como:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \beta_2 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) + \alpha_{c(t)} + \bar{\eta}_{c(t),t} + \lambda_{c(t),t} \quad (4)$$

donde $\alpha_{c(t)}$ es el efecto fijo a nivel de la cohorte c en el período 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 período t ; y

$$\begin{aligned} \lambda_{c(t),t} = & \beta_1 \left(\bar{Y}_{c(t),t-1} - \bar{Y}_{c(t-1),t-1} \right) + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \right) \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \\ & + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \right) \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) \end{aligned} \quad (5)$$

Cabe notar que el ingreso medio rezagado un período se denota como $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$. Esto se debe a que, en tanto en cada período se observan individuos diferentes, la media del ingreso en el período $t-1$ 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 período. En la medida en que el número de observaciones por cohorte tienda a infinito, el término $\lambda_{c(t),t}$ converge a cero, por lo que puede ser ignorado. No obstante, dicha condición puede no cumplirse frente a la presencia de fuertes movimientos migratorios.

El testeo empírico se realiza a partir de tres estimaciones: la dinámica lineal y la no lineal, tanto cuadrática como cúbica. Siempre que el número de observaciones por cohortes sea grande, las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de los β serán consistentes. No obstante, para el caso de dinámica no lineal, la estimación de los efectos fijos por cohorte α_c será sesgada. Para corregir el sesgo se requieren un conjunto de supuestos adicionales sobre los errores de

medición ε . Específicamente, se supone que los errores de medición son: i) simétricos, ii) estacionarios e iii) independientes de los verdaderos valores dentro de la cohorte. Bajo estos supuestos, el valor estimado de α_c converge a:

$$\hat{\alpha}_c \xrightarrow{p} \alpha_c - \beta_2 \sigma_\varepsilon^2 - 3\beta_3 E(Y_{i,t-1}^*) \sigma_\varepsilon^2 \quad (6)$$

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 $t-1$. En base a esta constatación, Antman y McKenzie (2005) proponen 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 período 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:

$$Var(Y_{i,t}) = Var(Y_{i,t}^*) + \sigma_\varepsilon^2 \quad (7)$$

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. Antman y McKenzie (2005) proponen utilizar valores alternativos del ratio $\theta = \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})}$ en base a estudios previos de validez. Siguiendo dicha propuesta, los parámetros

utilizados son $\theta = 0.5$ y $\theta = 0.8$. La estimación de α_c es entonces:

$$\hat{\alpha}_c = \hat{\alpha}_c - \beta_2 \sigma_\varepsilon^2 - 3\beta_3 (Y_{c(t-1),(t-1)}) \sigma_\varepsilon^2 \quad (8)$$

Dado el juego de estimadores obtenido, es posible establecer si cada cohorte enfrenta problemas de trampas de pobreza.

5. Los 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 período más prolongado. En Uruguay se restringe la información a las localidades urbanas de más de 5000 habitantes para contar con un marco muestral comparable a lo largo de todo el período. Los años considerados abarcan el período de 1991 a 2007 para Uruguay, 1992 a 2007 para Brasil (con la excepción de 1994 y 2000) y 1995 a 2007 para Argentina (con la excepción de 2000). Las excepciones responden a que en dichos años no se aplicaron las respectivas encuestas. Se utiliza el vector de ingresos del hogar derivado de la remuneración al trabajo, al capital, y las transferencias por jubilaciones, dado que estos ingresos son los que se generan de manera autónoma.

Se trabaja con los jefes de hogar que tienen entre 21 y 65 años, y en cada caso se expresan los ingresos en términos per cápita. Dados 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 9 años de educación, los que tienen entre 9 y 12 años de educación, y aquellos con más de 12 años de educación. 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 por cohorte es alta salvo para algunos pocos casos de los datos de Argentina. Esta constatación lleva a tomar los resultados para dicho país con mayor prudencia. Finalmente, se utilizan los umbrales para la identificación de la población pobre propuestos por la CEPAL.

6. 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, retomando los dos criterios utilizados para ello: i) 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 shock 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 e incorporando efectos fijos (IG), suponiendo tanto heterogeneidad como homoscedasticidad al interior de la cohorte, para diferentes valores del parámetro theta. En lo que sigue se presentan los resultados de las estimaciones por MCO. Las estimaciones con efectos fijos se muestran en el cuadro A.5. del Anexo.

En el Cuadro 2 se presentan las estimaciones sin controlar por heterogeneidad inobservable y con el supuesto de que el ratio de varianza es 0.8. Los resultados refieren a la población en general y a los distintos niveles educativos, para la expresión cúbica, cuadrática y lineal. Se encuentra que el modelo cúbico es significativo en los tres países en el caso de los hogares con jefatura de menos de 9 años de educación. En Argentina es significativo únicamente para este tramo, ya que para los hogares del segundo y tercer tramo educativo solo los modelos 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, mostrando los modelos cuadráticos y lineales 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 idénticos shocks determinan trayectorias de ajuste diferenciadas en función del nivel de ingreso previo y de la dotación de capital humano de los hogares. Las implicancias 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 shocks 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 períodos 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 2:

Estimaciones MCO ($\theta=0.8$)

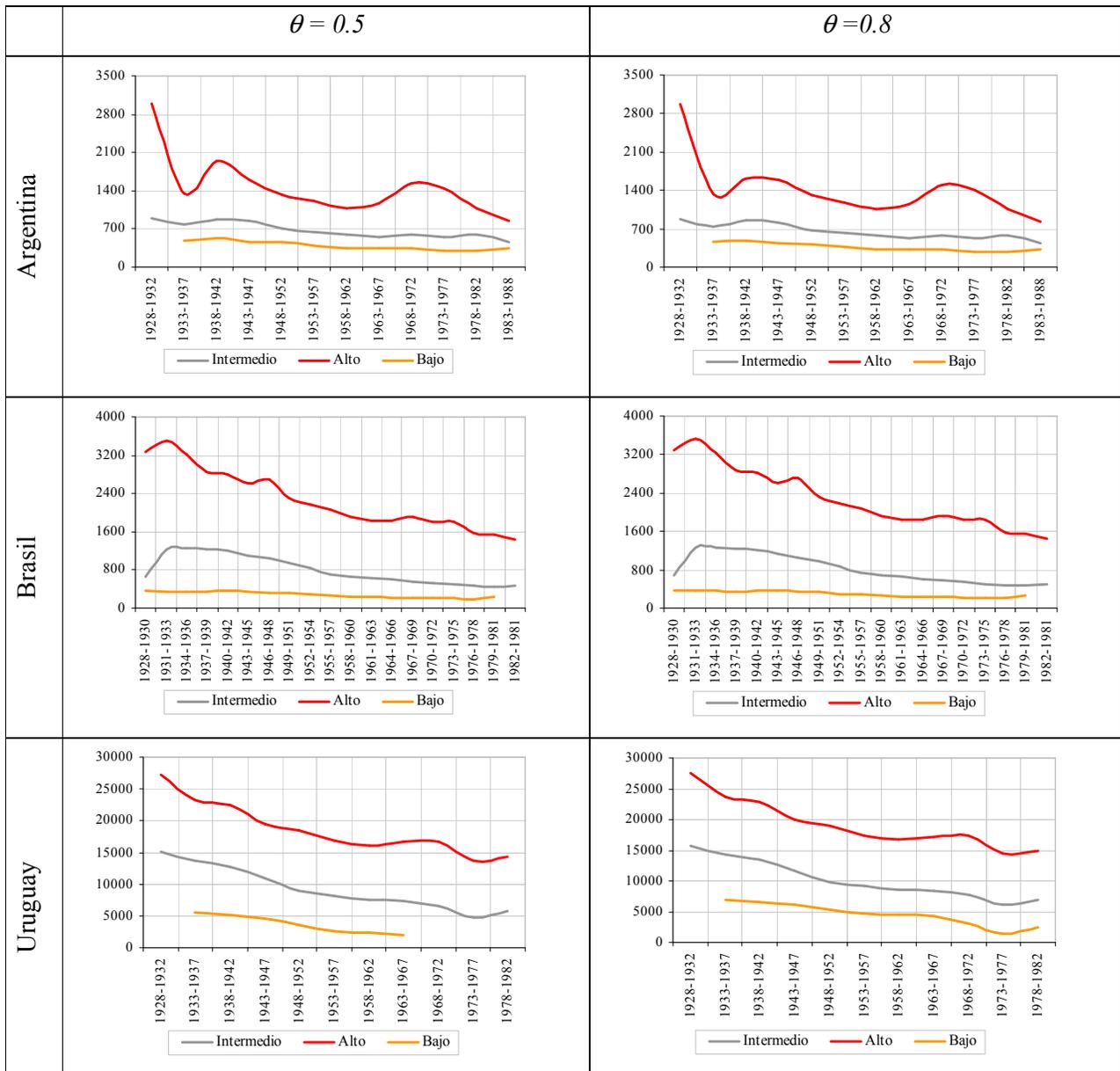
(sin controlar heterogeneidad inobservable)

		Argentina			Brasil			Uruguay		
General	Y^3_{t-1}	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>
		Y^2_{t-1}	-1.88E-09			1.2E-10			3.5E-11***	
Y_{t-1}	5.42E-5	1.37E-5		-2.12E-5**	-1.38E-5***		-1.26E-5***	-1.80E-6**		
Cte	0.3864***	0.5180***	0.5965***	0.7106***	0.6635***	0.529***	0.9688***	0.6259***	0.530***	
		442	395	354	363	406	490	2185	3986	4492
Menos de 9 años de educación	Y^3_{t-1}	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>
		Y^2_{t-1}	8.48E-8*			1.99E-09***			3.48E-10***	
Y_{t-1}	-0.000655**	-1.72E-4***		-1.15E-4***	-5.59E-02		-5.92E-5***	-2.49E-5***		
Cte	1.3814***	1.0299***	0.7559***	1.1204***	0.9545***	0.9304***	1.4020***	1.1079***	0.7393***	
		-97	28	83	-27	18	23	-507	462	1137
Entre 9 y 12 años de educación	Y^3_{t-1}	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>
		Y^2_{t-1}	4.63E-09			1.19E-09***			6.25E-11	
Y_{t-1}	-4.37E-5	1.82E-5		-9.0E-5***	-3.21E-5***		-1.84E-5*	-9.97E-6***		
Cte	0.5389**	0.4239***	0.4774***	0.9416***	0.6947***	0.4924***	1.2280***	1.0734***	0.7877***	
		329	367	348	161	288	389	-10	650	1662
Más de 12 años de educación	Y^3_{t-1}	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cúbica</i>	<i>Cuadrática</i>	<i>Lineal</i>
		Y^2_{t-1}	-5.13E-09			3.16E-11			5.62E-11***	
Y_{t-1}	0.000140*	0.000018		-1.46E-5	-1.25E-5*		-2.13E-5***	-3.14E-06**		
Cte	-0.0056	0.4800**	0.6033***	0.6685***	0.6544***	0.5253***	1.5107***	0.8970***	0.7269***	
		742	1022	603	782	796	928	154	610	498

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Un primer paso para caracterizar la movilidad de ingresos según cohortes en los tres países es analizar el nivel del ingreso de equilibrio según nivel educativo y período de “nacimiento” de la cohorte (Gráfica 2).

Gráfica 2:
Ingreso de Equilibrio según cohorte y nivel educativo.
(Precios diciembre 2007. Moneda Local)



Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Las tres curvas representan los niveles educativos del jefe de hogar. Como era de esperar, el ingreso de equilibrio tiende a aumentar con el nivel educativo y con la edad del jefe. Sin

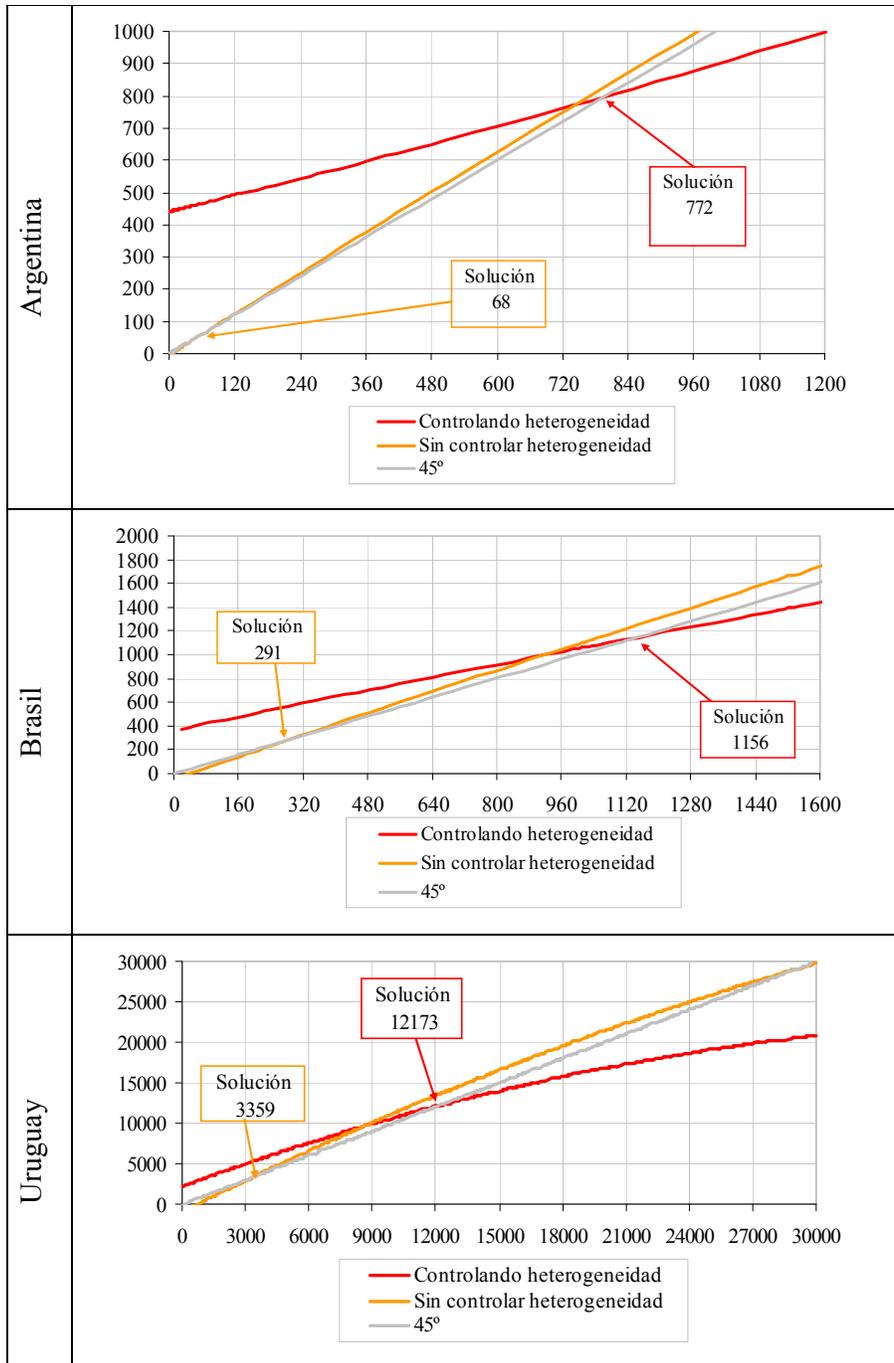
embargo, es de señalar la amplitud de los diferenciales en Brasil y Uruguay y la menor dispersión relativa que se observa en Argentina.

5.2 Trampas de pobreza

En la Gráfica 3 se muestran los perfiles de los mapas de ingreso en base al modelo que supone un polinomio de tercer grado, asumiendo que las cohortes cuentan con un intercepto común (línea naranja) o permitiendo la presencia de heterogeneidad en los efectos fijos por cohorte (línea roja). En este último caso, se utiliza el promedio de los efectos fijos (α_c) para calcular el perfil. Obsérvese que cuando no se asume homogeneidad en los tres países la línea prácticamente coincide con la recta de 45 grados, sugiriendo una relación casi uno a uno entre el ingreso actual y el ingreso en el período inmediato anterior. Asimismo la curva corta desde abajo la recta de 45 grados, resultado que se interpretaría como la presencia de una trampa de pobreza del tipo I.

Sin embargo, cuando se permite la presencia de heterogeneidad en el intercepto según cohorte, la pendiente de la curva se torna menos pronunciada, señalando una relación más diluida entre el ingreso presente y pasado. Cuando se grafica el mapa de ingresos con el promedio de los interceptos de las cohortes para los tres países, la curva corta a la recta de 45 grados desde arriba, por lo tanto no hay evidencia de trampas de pobreza para el promedio de las cohortes.

Gráfica 3: Dinámica de ingreso con y sin heterogeneidad en el intercepto ($\theta=0.5$).

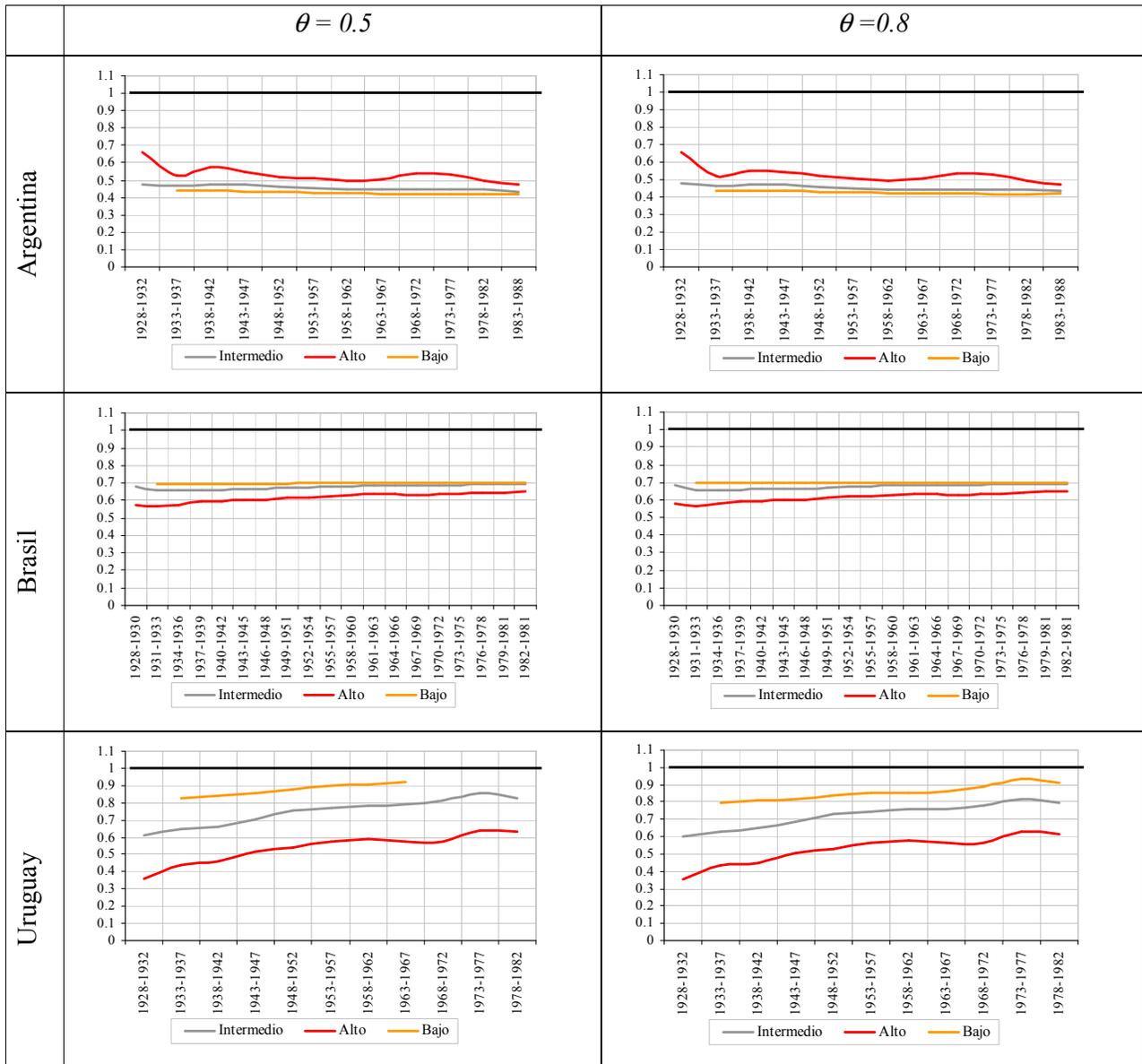


Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Para superar las situaciones que puede esconder trabajar con promedios ante la presencia de heterogeneidad, en la Gráfica 4 se muestra la derivada en la solución de equilibrio para cada cohorte, lo que permitiría visualizar la presencia de trampas de pobreza para alguna cohorte específica. La derivada a lo largo de la distribución de las soluciones es sistemáticamente menor a uno en los tres países, no existiendo evidencia de trampas de pobreza bajo estas especificaciones.

Gráfica 4:

Dinámica del ingreso con heterogeneidad en el intercepto según cohorte y nivel educativo.



Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Los modelos descritos hasta el momento capturan la heterogeneidad existente entre las cohortes únicamente en el intercepto 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.

Para considerar cambios en la pendiente del mapa de ingresos 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 al ingreso pasado.

Este aspecto potencialmente podría conducir a trampas de pobreza de tipo I: un shock 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 esta naturaleza es que la derivada del polinomio sea mayor que 1, evaluada en sus puntos fijos, $Y_{i,t-1}^* = Y_{i,t}^*$. Dichos resultados se reportan en el Cuadro 3.⁶

Cuadro 3:
Solución y contraste de trampas de pobreza con heterogeneidad de interceptos y pendientes según nivel educativo

	Argentina		Brasil		Uruguay	
	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.8$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.8$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.8$
Solución según nivel educativo						
Menos de 9 años	-	-	529	333	1769	1664
Entre 9 y 12 años	657	673	941	1056	12409	12916
Más de 12 años	870	831	2124	2154	25781	26043
Trampas de pobreza según nivel educativo						
Menos de 9 años	-	-	1.001	1.045	1.196	1.208
Entre 9 y 12 años	0.487	0.486	0.775	0.755	0.800	0.784
Más de 12 años	0.227	0.217	0.607	0.606	0.524	0.516

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

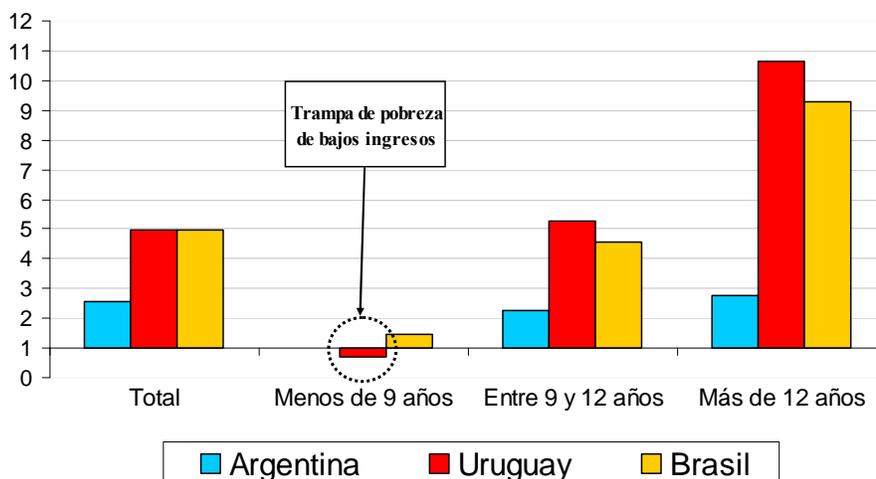
Las estimaciones para Argentina muestran que, a pesar de la ausencia de convexidad en las trayectorias de ajuste de los ingresos, no se registra evidencia de trampas de pobreza en ninguna de las tipologías de hogar. Cabe aclarar que la ecuación de movimiento del ingreso para los hogares menos educados en Argentina no posee raíces reales positivas en el tramo relevante de ingresos, por lo que no se puede determinar la existencia de trampas de pobreza. 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, podría ser evidencia de vulnerabilidades para los hogares menos educados incluso cuando sus ingresos no son bajos. Por su parte, si bien no se registra evidencia de fenómenos de esta naturaleza para el conjunto de los hogares en Brasil y Uruguay, los resultados alcanzados sugieren la presencia de trampas de pobreza para los hogares con menores niveles educativos del jefe del hogar. 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 nocivos permanentes de shocks agregados o idiosincrásicos.

⁶ Resultados más detallados, incluyendo los coeficientes estimados, aparecen en los cuadros A.9., A.10. y A.11. del Anexo.

En el Gráfico 5 se presentan las soluciones de equilibrio por nivel educativo.⁷ Como era de esperar, el ingreso tendencial aumenta con los años de educación del jefe de hogar. Una forma particular de trampas de pobreza es la presencia de equilibrios estables caracterizados por un nivel de ingreso inferior a las líneas de pobreza (trampa tipo II).⁸ En el siguiente gráfico se presentan los valores de las soluciones expresadas como múltiplos de la línea de pobreza que utiliza CEPAL. Se observa que los valores de equilibrio están siempre por encima del valor de la línea de pobreza, salvo en el caso de Uruguay, cuando se trata de jefes de hogar no calificados, lo que da cuenta de la existencia de trampas de pobreza de bajos ingresos. En el caso de Brasil, cuando se trata de jefes de hogar menos calificados, si bien el nivel de equilibrio es superior a la línea de pobreza, los resultados también estarían mostrando la existencia de trampas de bajos ingresos (aunque el equilibrio se encuentre ligeramente por encima de la línea de pobreza).

Gráfico 5:

Trampas de pobreza de tipo II: Cantidad de líneas de pobreza que equivale a la solución de equilibrio según años de educación



Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

No obstante, aun en ausencia 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 shocks puntuales pueden generar consecuencias negativas prolongadas en el tiempo. Las trampas de pobreza constituyen un extremo en el cual los hogares retornan a niveles de ingreso deprimidos (Curva C) 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

⁷ Las soluciones se calcularon en todos los casos para el modelo cúbico.

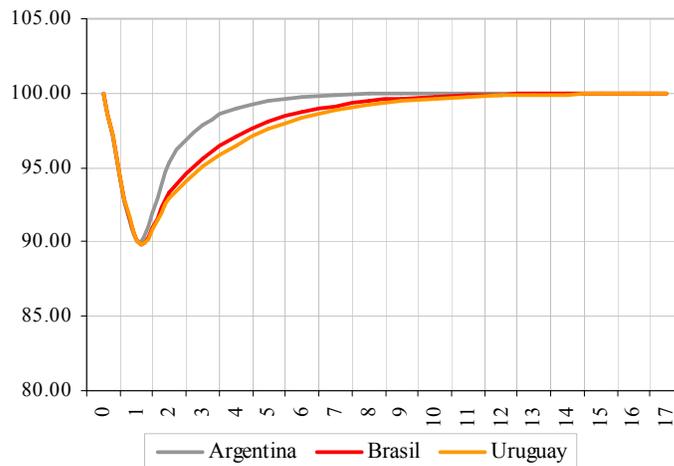
⁸ Curva D de la ilustración 1, presentada en la sección anterior.

movilidad pueden determinar una trayectoria de ajuste lenta que implique un lapso muy prolongado para recuperar el nivel de bienestar previo al shock. Sin configurarse trampas absolutas, eventos puntuales pueden provocar deterioros marcados en el nivel de vida de difícil reversión.⁹ Por ello, en el siguiente apartado se simulan los efectos que tendría un shock que redundara en una caída del ingreso del 10%. De esta forma, se podrá observar la cantidad de años que demandaría recuperar los ingresos anteriores al shock.

5.3 Simulación de shock en los ingresos

En el Gráfico 6 se simula la trayectoria de ajuste promedio del ingreso de los hogares ante un shock en los niveles de ingreso. Para ello, se simula una caída del 10% de los ingresos y se predice su evolución futura; de este modo en base a las dinámicas del ingreso estimadas se describe cual es la trayectoria que enfrentan estos grupos ante la caída de su ingreso promedio.

Gráfico 6:
Dinámica del ingreso ante un shock negativo equivalente a 10% del ingreso
($\theta = 0.8$)



Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Argentina es el país que presenta una mayor velocidad de ajuste, mientras que Uruguay y Brasil parecen presentar mayores dificultades en este aspecto. Obsérvese que al cabo de cuatro años la

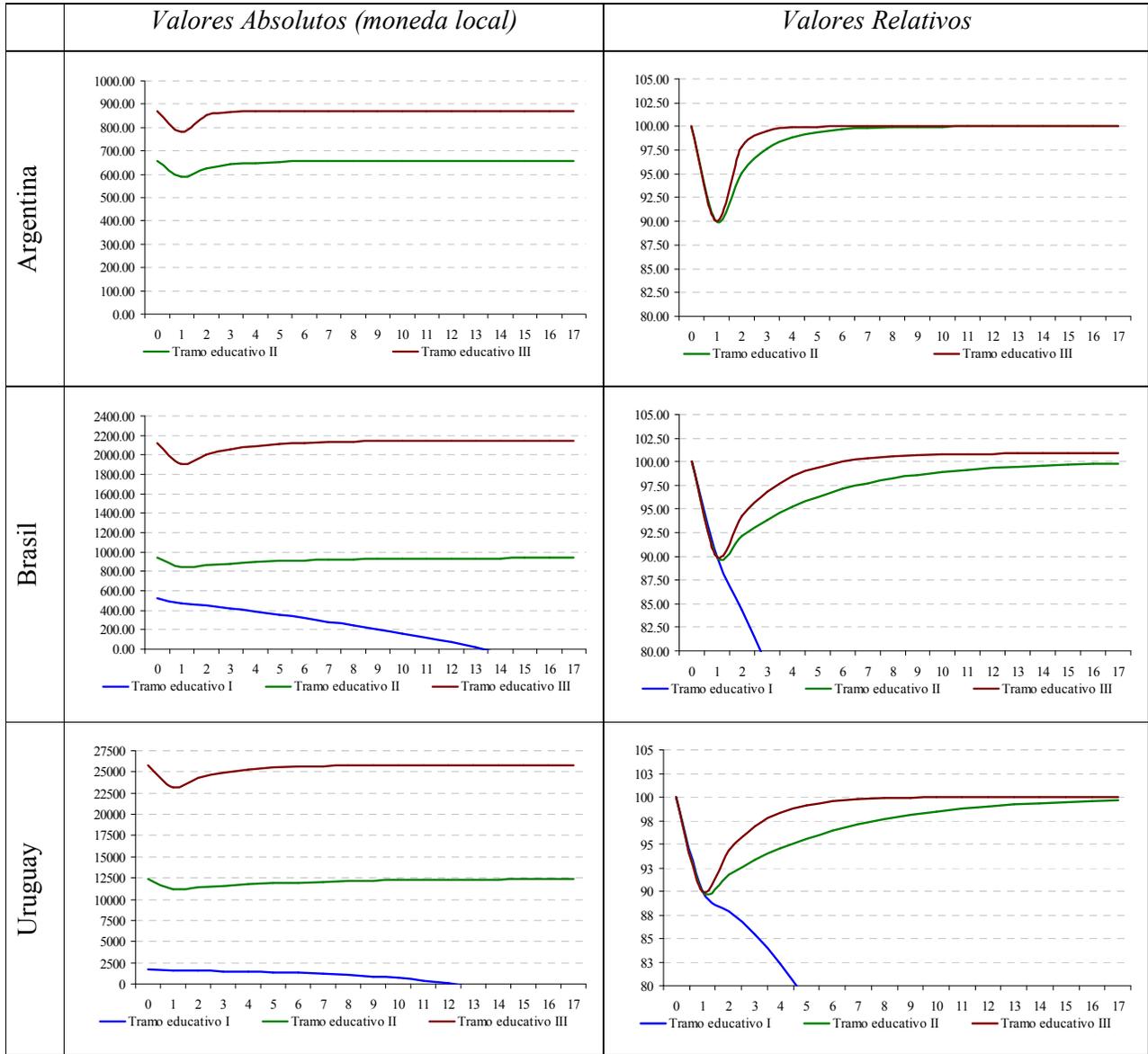
⁹ Es de hacer notar que situaciones de permanencia prolongada en la pobreza luego de un shock transitorio pueden reforzar mecanismos de transmisión intergeneracional de la pobreza, desde que una recuperación extendida en el tiempo hace más probable que se produzcan efectos nocivos sobre otros resultados 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.

familia promedio en Argentina recupera el 99% de su nivel de ingresos, mientras que en Uruguay y Brasil la convergencia a dicho nivel se extiende hasta por 7 años. Se puede afirmar que ante shocks negativos en estos países la recuperación del bienestar es relativamente lenta y determina que los hogares enfrentan 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 observan diferencias considerables en Brasil y Uruguay, en tanto Argentina presenta un comportamiento más homogéneo (ver Gráfico 7). En todos los casos los 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 shock redundaría en una caída sistemática del ingreso en los años posteriores.

En la Gráfica 5 se comparan las reacciones de los distintos grupos educativos en los diferentes países. En todos los grupos la respuesta en Argentina es más rápida, al 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. Como ya se comentó, el Gráfico 7 muestra la existencia de trampas de pobreza entre los menos educados en Brasil y Uruguay, consistente con los resultados ya comentados.

Gráfico 7:
Dinámica del ingreso ante un shock negativo equivalente a 10% del ingreso, según
años de educación del jefe de hogar ($\theta=0.8$)



Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

7. Conclusiones

En este artículo se aplica la estrategia metodológica propuesta en Antman y McKenzie (2005) para la identificación empírica de trampas de pobreza. Esta metodología se basa en la construcción de pseudo-paneles sobre la base de las encuestas de hogares de los tres países para el período 1992-2007.

Las estimaciones generales no confirman la presencia de trampas de pobreza en estos tres países durante el período de estudio. Si bien para el caso de Brasil y Uruguay existen algunas especificaciones que sugieren su existencia, estos resultados no son robustos y cuando se asume heterogeneidad en el intercepto se descarta la hipótesis de trampas de pobreza. Asimismo, resulta clara la no linealidad en las trayectorias del ingreso, lo que tiene consecuencias en las distintas velocidades de recuperación en el ingreso de los hogares ante la presencia de shocks.

Sin perjuicio de lo anterior, cuando las estimaciones se realizan considerando el nivel educativo, se observan importantes diferencias en la dinámica del ingreso. Como es esperable, se encuentran diferencias significativas en las trayectorias de ingresos de equilibrio, con menor intensidad para el caso de Argentina. Estas especificaciones también descartan la presencia de trampas en este país para todos los tramos educativos.¹⁰ Sin embargo, los resultados alcanzados estarían indicando la existencia de trampas de pobreza en los casos de Brasil y Uruguay para los hogares cuyo jefe pertenece a los niveles educativos bajos. La persistencia de shocks negativos sobre el ingreso resulta importante, por lo que existe evidencia de niveles bajos de movilidad que determinan sendas de privación relativamente prolongadas luego de los shocks. Por su parte, las simulaciones realizadas sugieren que frente a un shock en el ingreso los hogares argentinos se recuperan de forma más rápida.

Los resultados confirman la importancia de la educación en la capacidad de generar ingresos laborales de los hogares y sugiere que los diferentes niveles de inversión generan distintos niveles de vulnerabilidad ante los shocks. La educación parece constituir un mecanismo de protección, en tanto mejora la capacidad de reacción una vez superadas las perturbaciones. Los hogares cuyo jefe tienen menores niveles de educación son los que enfrentan mayores dificultades no sólo para recuperar su nivel de ingresos inicial sino para lograr superar umbrales mínimos.

¹⁰ Cabe recordar que la menor densidad de los datos en el caso argentino obliga a tomar los resultados con mayor prudencia.

En términos de políticas, la confirmación de la existencia de trampas de pobreza tendría consecuencias significativas. 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 shocks negativos es necesario diseñar políticas específicas para atender la situación de algunos hogares cuyas características les impidan recuperar sus ingresos de forma autónoma.

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. Otra limitación es que supone que los hogares no cambian su comportamiento ante la presencia de shocks. 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

- Antman F., y D. McKenzie** (2005), *Poverty Traps and Nonlinear Income Dynamics with Measurement Error and Individual Heterogeneity*. Policy Research Working Paper No. 3764. World Bank
- Banco Mundial** (2006), *Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circle*. Washington DC.
- Banerjee A., y A. Newman** (1994), “Poverty, Incentives and Development”, en *American Economic Review*, vol. 84, núm. 2, págs. 211-215.
- Barrientos A.** (2007) “Does vulnerability create poverty traps?”, CPRC Working Paper, 76
- Berti Ceroni C.** (2001), “Poverty Traps and Human Capital Accumulation”, en *Economica*, vol. 68, núm, 270, págs. 203-219.
- Casanova L.** (2008), *Trampas de pobreza en Argentina: Evidencia empírica a partir de un pseudo panel*. DT 64. CEDLAS.
- Carter M. y C. Barrett** (2005), *The economics of poverty traps and persistent poverty: an asset-based approach*. United States Agency for International Development.
- Dasgupta P.** (1997), “Nutritional status, the capacity to work, and poverty traps”, en *Journal of Econometrics*, vol. 77, núm. 1, págs. 5-37.
- Datt y Ravallion** (2002) “Why Has Economic Growth Been More Pro-Poor in Some States of India than Others?”, *Journal of Development Economics*, núm 68, págs. 381-400.
- Deaton A.** (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric 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*. Mimeo. Department of Economics, University of Wisconsin.
- Galor O., y J. Zeira** (1993), “Income Distribution and Macroeconomics”, en *Review of Economics Studies*, vol. 60, núm. 1, enero, págs. 35-52.
- Hoff K.** (1998), “Market failures and the distribution of wealth: a perspective from the economic of information”, en Bowles, S. y Gintis, H. (eds), *Recasting Egalitarianism. New Rules of Communities, States and Markets*. The Real Utopias Project. vol. III.
- Jalan J., y M. Ravallion** (2002), “Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China”, en *Journal of Applied Econometrics*, vol. 17, núm. 4, págs. 329-346.
- 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.

Anexo

Cuadro A.1: Cantidad de observaciones por cohorte para Argentina (nombrada en base al año de nacimiento del miembro más antiguo de la cohorte)

Año	Cohorte											
	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 en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.2: Cantidad de observaciones por cohorte para Brasil (nombrada en base al año de nacimiento del miembro más antiguo de la cohorte)

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

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.3: Cantidad de observaciones por cohorte para Uruguay (nombrada en base al año de nacimiento del miembro más antiguo de la cohorte)

Año	Cohorte										
	1927	1932	1937	1942	1947	1952	1957	1962	1967	1972	1977
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 en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.4: Estimaciones MCO ($\theta=0.8$) (sin controlar heterogeneidad inobservable)

	Argentina	Brasil	Uruguay
Y_{t-1}	1.0714	1.1676	1.32
Y^2_{t-1}	-0.0000341	-0.0000318	-0.0000106
Y^3_{t-1}	7.92E-10	1.5E-10	2.5E-11
Cte	-4.73	-46.15	-955
Ingreso de Equilibrio	68	291	3354
Pendiente en $Y_t = Y_{t-1}$	1.0691	1.1492	1.2492

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.5: Estimaciones IG ($\theta=0.8$) (estimando heterogeneidad inobservable según cohorte y nivel educativo)¹¹

	Argentina	Brasil	Uruguay
Y_{t-1}	0.3863	0.7105	0.9687
Y^2_{t-1}	0.0000542	-0.0000212	-0.0000126
Y^3_{t-1}	-1.88E-09	1.2E-10	3.5E-11
$\bar{\alpha}$	442	363	2185
Ingreso de Equilibrio	772	1156	12173
Pendiente en $Y_t = Y_{t-1}$	0.4271	0.711	0.6775

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

¹¹ En estas estimaciones y en las siguientes $\bar{\alpha}$ surge de $\bar{\alpha} = \sum_c \frac{o_c}{o_T} \bar{\alpha}_c$ siendo o_c el número de observaciones de

la cohorte c , o_T la suma del número de observaciones de todas las cohortes y $\bar{\alpha}_c$ surge de la ecuación (7).

Cuadro A.6: Distribución de los resultados de la estimaciones IG para Argentina ($\theta=0.8$) (estimando heterogeneidad inobservable según cohorte y nivel educativo)

percentil	$\theta=0.5$				$\theta=0.8$			
	cohorte	tramo educativo	raíz	Pendiente	cohorte	tramo educativo	raíz	pendiente
0.1	1968-1972	1	335	0.422	1968-1972	1	312	0.420
0.25	1983-1987	2	458	0.435	1983-1987	2	435	0.432
0.5	1948-1952	2	701	0.460	1948-1952	2	616	0.451
0.75	1963-1967	3	1177	0.506	1963-1967	3	1154	0.504
0.9	1968-1972	3	1524	0.539	1968-1972	3	1500	0.536

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.7: Distribución de los resultados de la estimaciones IG para Brasil ($\theta=0.8$) (estimando heterogeneidad inobservable según cohorte y nivel educativo)

percentil	$\theta=0.5$				$\theta=0.8$			
	cohorte	tramo educativo	raíz	pendiente	cohorte	tramo educativo	raíz	pendiente
0.1	1964-1966	1	226	0.701	1964-1966	1	247	0.700
0.25	1937-1939	1	337	0.696	1937-1939	1	359	0.695
0.5	1928-1930	2	661	0.683	1928-1930	2	681	0.682
0.75	1973-1975	3	1812	0.635	1973-1975	3	1830	0.634
0.9	1946-1948	3	2687	0.599	1946-1948	3	2703	0.599

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.8: Distribución de los resultados de la estimaciones IG para Uruguay ($\theta=0.8$) (estimando heterogeneidad inobservable según cohorte y nivel educativo)

percentil	$\theta=0.5$				$\theta=0.8$			
	cohorte	tramo educativo	raíz	pendiente	Cohorte	tramo educativo	raíz	pendiente
0.1	1962-1966	1	1961	0.920	1962-1966	1	4228	0.864
0.25	1942-1946	1	4629	0.854	1942-1946	1	6118	0.818
0.5	1952-1956	2	8088	0.772	1952-1956	2	9088	0.748
0.75	1957-1961	3	16152	0.589	1957-1961	3	16710	0.577
0.9	1942-1946	3	19437	0.518	1942-1946	3	19914	0.508

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.9: Estimaciones IG para las cohortes del primer tramo educativo (estimando heterogeneidad inobservable según cohorte)

	Argentina		Brasil		Uruguay	
Y_{t-1}	0.3863		0.7105		0.9687	
Y_{t-1}^2	0.0000542		-0.0000212		-0.0000126	
Y_{t-1}^3	-1.88E-09		1.2E-10		3.5E-11	
	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$
α	-231	-97	-62	-27	-528	-507
Ingreso de Equilibrio	-	-	528	333	1769	1664
Pendiente en $Y_t = Y_{t-1}$	-	-	1.001	1.045	1.196	1.208

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.10: Estimaciones IG para las cohortes del segundo tramo educativo
(estimando heterogeneidad inobservable según cohorte)

	Argentina		Brasil		Uruguay	
Y_{t-1}	0.5389		0.9415		1.2280	
Y_{t-1}^2	-0.0000437		-0.0000900		-0.0000184	
Y_{t-1}^3	4.63E-09		1.19E-09		6.25E-11	
	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$
α	321	329	133	161	-116	-10
Ingreso de Equilibrio	657	673	941	1051	12409	12916
Pendiente en $Y_t = Y_{t-1}$	0.487	0.486	0.775	0.755	0.8	0.784

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país

Cuadro A.11: Estimaciones IG para las cohortes del tercer tramo educativo
(estimando heterogeneidad inobservable según cohorte)

	Argentina		Brasil		Uruguay	
Y_{t-1}	-0.0056		0.6685		1.5106	
Y_{t-1}^2	0.0001402		-0.0000146		-0.0000213	
Y_{t-1}^3	-5.13E-09		3.16E-11		5.62E-11	
	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$	$\theta=0.5$	$\theta=0.8$
α	772	742	777	781	28	154
Ingreso de Equilibrio	870	831	2124	2154	25781	26043
Pendiente en $Y_t = Y_{t-1}$	0.227	0.217	0.601	0.601	0.524	0.516

Fuente: Elaborado en base a encuestas de hogares de cada país