



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE TUCUMÁN



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONOMICAS
UNIVERSIDAD NACIONAL TUCUMAN

TRAMPAS DE POBREZA: EVIDENCIA PARA REGIONES DE ARGENTINA

Autores: **García, Bruno Rodrigo**
Millón Alderete, María Emilia

Director: **Cordomí, Mariana Delgado**

2015

Trabajo de Seminario: Licenciatura en Economía

Trampas de Pobreza: evidencia para regiones de Argentina

Bruno Rodrigo García – Ma. Emilia Millón

“Si los pobres aparecen de algún modo, suele ser como los personajes de alguna anécdota edificante o de algún episodio trágico, como alguien a quien admirar o por quién sentir pena, pero no como una fuente de conocimiento ni como personas a quienes se deba consultar lo que piensan, lo que desean o lo que hacen” (Banerjee y Duflo, 2011, prólogo “Repensar la Pobreza”)

Resumen

El objetivo de este trabajo es buscar evidencia de trampas de pobreza en Argentina centrándose en un enfoque a nivel hogar. Para ello utiliza una metodología basada en el modelo propuesto por Antman y McKenzie (2005), con los datos provistos por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), relevada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), para el periodo comprendido entre 1991-2014.

El modelo propone una especificación para la dinámica de ingreso a partir de pseudo paneles para cada una de las 6 regiones geográficas de Argentina. Además, el trabajo plantea una extensión a esta metodología.

Utilizando el modelo de la literatura, los resultados determinan la existencia de trampas de pobreza en forma débil para 4 de las 6 regiones. Con la extensión no solo se logra mayor robustez sino que se evidencia trampas de pobreza para algunas regiones.

JEL: C23, C81, I32.

Palabras claves: Trampas de pobreza, dinámica de ingresos, pseudo panel.

Introducción

Aquellos hogares que sistemáticamente enfrentan dificultades para lograr niveles mínimos de bienestar a través del tiempo estarían sujetos a situaciones de privación persistente; habitualmente se ha señalado que estos hogares enfrentan trampas de pobreza.

Una trampa de pobreza es un "mecanismo auto mantenido que provoca que la pobreza persista."¹. El nombre de trampa surge del concepto de entenderla como círculo vicioso, por ejemplo una familia con escasos recursos no puede permitirse comer lo suficientemente bien, por lo que son menos productivos, lo que se manifiesta en un menor salario, que los conduce a seguir alimentándose en forma subóptima, iniciando nuevamente el ciclo que los mantiene en la pobreza.

Existen diversas formas de probar las trampas de pobreza. En general los estudios intentan detectarla a través de su causa. Se habla entonces de trampas de hambre, salud, educación, etc. A partir de Jalan y Ravallion², se suma a la literatura considerar la dinámica del ingreso en el tiempo.

Las trampas de pobreza pueden ser analizadas en distintos niveles, desde lo macro (nación) hasta lo micro (hogares). Dentro de estos niveles existen situaciones de dualidad económica, es decir, una parte de la población se encuentra atrapada en un equilibrio de bajo nivel de renta per cápita mientras el resto de la sociedad conserva altos y medios niveles de ingreso.

En el presente trabajo el objetivo específico es buscar evidencia de trampas de pobreza a nivel hogar para las regiones de Argentina. Para ello se utilizan datos de la EPH y metodologías de pseudo paneles siguiendo a Antman & McKenzie (2005)³, además se replica el trabajo realizado por Casanova (2008) en Gran Buenos Aires (GBA),

¹AZARIADIS, Costas y STACHURSKI, John, Poverty Traps, en "Handbook of economic growth", (2005), pág. 326, (sic).

²JALAN, Jyotsna y RAVALLION, Martin, Geography Poverty Traps? A Micro Model of Consumption, Growth in Rural China, en "Journal of Applied Econometrics", (2002), pág. 329-346.

³ANTMAN, Francisca y MCKENZIE, David, Poverty traps and Nonlinear Income Dynamics with Measurement Error and Individual Heterogeneity, en "World Bank Group eLibrary", (noviembre 2005).

incorporando las cinco regiones restantes: noroeste argentino (NOA), noreste argentino (NEA), cuyo, pampeana, patagónica.⁴

En la primera sección se describe el marco teórico de las trampas de pobreza. En la segunda, se especifica el modelo econométrico desarrollado. En la tercera, se detallan los datos utilizados y la metodología de trabajo llevada a cabo sobre los mismos. En la parte cuarta, se presentan los resultados obtenidos y una extensión del modelo. Por último, la quinta sección concluye sobre los resultados obtenidos.

I. Marco teórico

En general, los modelos clásicos de crecimiento económico comparten la estructura básica de equilibrio general que consiste en encontrar el estado estacionario (equilibrio) al que debería llegar la economía. La variable endógena es el capital (físico y humano), es decir lo que permite que la economía crezca, o dicho de otra forma el motor de crecimiento de los países es la acumulación del capital. Por otro lado, estos modelos se diferencian según las variables adicionales que incorporan, de acuerdo a los resultados que se quieren explicar. Llevando estas teorías de alcance macroeconómicos a unidades más pequeñas, los hogares deberían comportarse de forma similar. Es decir, se esperaría que crezcan en ingresos hasta cierto estado estacionario.

Si se siguen las formas de las funciones que toman las teorías neoclásicas, la dinámica de ingresos a nivel hogar tendría la forma del gráfico n°1. Este modelo está reflejado en una curva cuadrática, si bien podría seguir otras especificaciones funcionales. Matemáticamente:

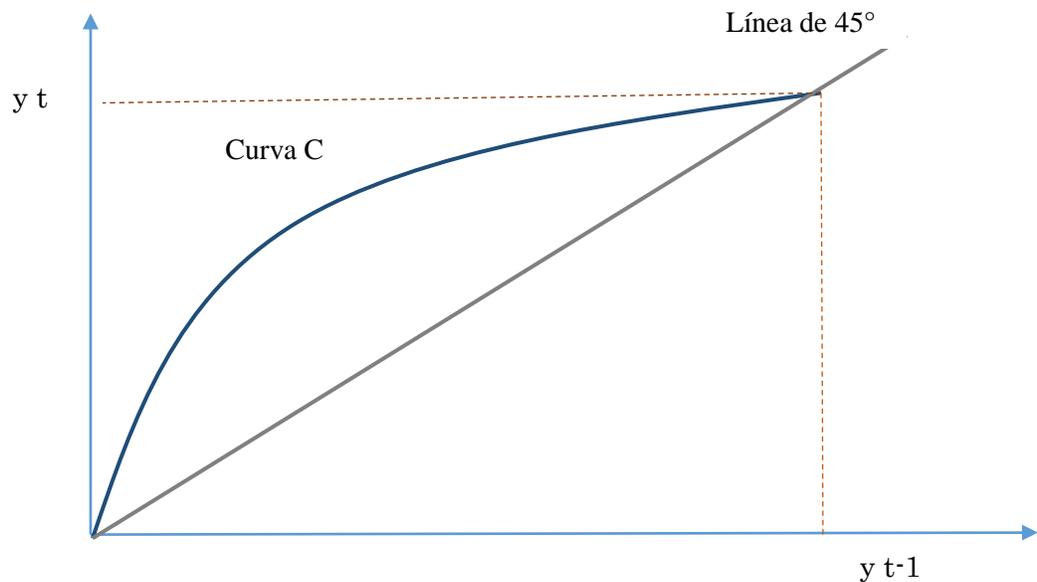
$$Y_{i,t}^* = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1}^* + \beta_2 (Y_{i,t-1}^*)^2$$

⁴Se adjuntan en el Apéndice las provincias que pertenecen a cada región.

En donde $Y_{i,t}^*$ es el ingreso del individuo i al momento t , en función de sus ingresos pasados. Los α_i , β_1 y β_2 son los parámetros que gobiernan la dinámica de ingresos.

En el gráfico n°1 el eje de las ordenadas detalla el ingreso actual y en el de las abscisas el ingreso rezagado un periodo, la recta de 45° es el conjunto de puntos en los que ambos son idénticos. La curva azul describe la dinámica de ingresos del modelo. El punto donde ésta curva y la recta se interceptan se denomina punto de equilibrio del modelo o estado estacionario estable.

Gráfico n°1



Una trampa de pobreza no sigue la forma exhibida en el gráfico n°1 sino que se compone de equilibrios múltiples.

Las causas que producen formas alternativas a la curva tradicional (no convexidades) podrían ser debido a la presencia de externalidades en la producción como los tipos de preferencias temporales, un conjunto de características institucionales, las

imperfecciones del mercado y las asimetrías de información y oportunidades entre los agentes económicos, entre otros. Aunque no necesariamente éstas generan trampas de pobreza.

I.1 Algunas causas de las trampas de pobreza

La literatura viene trabajando con distintas trampas, que se diferencian en su origen. De forma sintética se exponen las principales⁵:

I) Imperfecciones de mercado. Se produce cuando los proyectos de inversión son indivisibles o bien existen limitantes en el mercado de capitales, impidiendo a los pobres poder acceder a ellos ya que no cuentan con el nivel de ingresos suficiente.

II) Condicionamientos geográficos. En ciertas zonas las fronteras productivas son acotadas, lo cual impide el crecimiento regional y las posibilidades de migración, lo que desencadena que el hogar perciba siempre el mismo ingreso.

III) Sistemas educativos débiles. Bajos niveles educativos impiden a los hogares obtener suficientes ingresos para subsistir e invertir en mejor educación. Que se manifiesta en bajos niveles de capital humano y por ende bajas remuneraciones iniciando nuevamente el círculo.

IV) Falta de servicios de salud adecuados. Los malos cuidados de salud ocasionan bajas productividades y ausencia laboral, impidiendo incrementar sus salarios y por consiguiente mejorar su salud.

V) Alimenticios y nutrición. Déficits en la ingesta de calorías desencadena en la disminución del desempeño laboral, que repercute en el jornal percibido y culmina nuevamente en carencias alimenticias.

VI) Trampa de fecundidad. Los hogares pobres en general tienen mayor cantidad de hijos, lo cual implica menos recursos para cada persona, entonces, los hijos seguirán entrampados ya que tenderán a formar familias grandes por las mismas razones que sus padres.

⁵Estos han sido estudiados por diversos autores que figuran en la bibliografía.

VII) Trampa de comportamiento. Este tipo de trampa se sostiene en bases psicológicas en las cuales la visión de subsistencia de los pobres les impide pensar en formas para salir de su situación en el largo plazo.

El trabajo sigue un enfoque actual que consiste en tomar a las trampas de pobreza como un problema multicausal y un fenómeno multidimensional. Esta realidad compleja determina que las medidas para eliminar los círculos viciosos sean distintas a las utilizadas tradicionalmente.

Según este punto de vista los hogares de bajos ingresos son vulnerables en varios aspectos, ya que carecen de muchos bienes y servicios esenciales. Asimismo están mal alimentados y con bajos estándares de salud, que en situaciones extremas podrían materializarse en discapacidades permanentes y enfermedades crónicas. Adicionalmente su bajo nivel educativo se traduce en falta de conocimientos, habilidades y capacidades, entre ellos ignorancia en el manejo de ciertas tecnologías modernas. Estas carencias en conjunto conducen a estos individuos a aceptar trabajos informales, con baja remuneración y precarios. Alternativas de escape como emprendimientos son limitadas por las imperfecciones del mercado de capitales. En situaciones extremas los bajos ingresos no le permiten al individuo comprar los alimentos recomendados ni tener las instalaciones sanitarias adecuadas, y mucho menos formar capital humano, con la consecuente permanencia de la familia en la pobreza. La combinación entre varias vulnerabilidades, constituyen causas generadoras de trampas de pobreza.

En éste sentido ciertas instituciones⁶ claves de la sociedad son fundamentales para evitar la pobreza crónica, como la educación y la salud pública que aseguran cierta igualdad en las oportunidades y generan dinámicas de ingresos que permiten la movilidad socioeconómica. Pero incluso en estos escenarios que asegura mejores niveles de vida, podrían persistir trampas de pobreza a niveles de ingresos bajos. Los hogares que acceden a estos bienes pero tienen ingresos cercanos a los de trampa podrían quedar atrapados si shocks negativos tienen lugar. Es el caso de muchos adolescentes que se ven obligados a dejar sus estudios secundarios para poder asegurar el alimento diario.

⁶DOUGLAS, North, Instituciones, Cambio Institucional y Desempeño Económico, 1° edición, Fondo de Cultura Económica de México, (1990).

Desde un punto de vista normativo, la noción de trampas de pobreza expresa un cuestionamiento a la visión de quienes señalan que los mecanismos que determinan el desempeño socioeconómico se encuentran en buena medida bajo el control de los individuos.

I.2 Especificación de la función generadora de ingresos

La metodología adoptada en el trabajo sigue la estrategia de Jalan y Ravallion (2002), es decir, estudiar el comportamiento de la trayectoria de ingresos de los hogares a lo largo del tiempo. No intenta testear las posibles causas de trampas de pobreza⁷, sino buscar evidencia de su existencia en distintas regiones de Argentina. Como se mencionó, se estudian hogares y la idea es encontrar no linealidades en su dinámica de ingresos y equilibrios múltiples; es decir, que su gráfica tenga una forma similar a la que se presenta en los gráficos n°2 y n°3⁸.

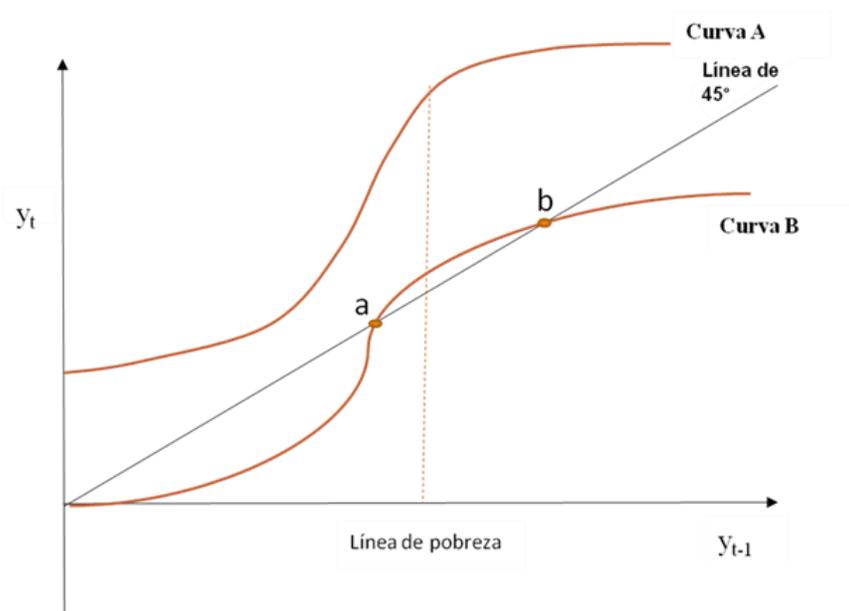
Estos gráficos describen dos formas distintas con varias alternativas cada una. En ambos se grafica en el eje de las abscisas el ingreso en el periodo anterior de los hogares, y en el eje de ordenadas el ingreso actual. Los gráficos son un diagrama de fases en donde cada curva representa una relación entre los ingresos pasados y los actuales. Los puntos sobre la recta de 45 grados son los equilibrios dinámicos, es decir, situaciones estacionarias en donde el ingreso de un periodo coincide con el anterior. Estos equilibrios pueden ser inestables o estables, dependiendo de la pendiente de la recta tangente que corta a la curva en ese punto. Es decir, si la dinámica tiende a alejarse de ese punto (inestable) o la dinámica tiende a llevar los ingresos a ese punto (estable). Para saber de manera formal si estos equilibrios son de un tipo u otro, hay que analizar como la función generadora de ingresos (dinámica de ingresos) corta la línea de 45°. Si es por debajo (derivada mayor a uno) indica presencia de un equilibrio inestable. Si es por arriba (derivada menor a uno) el equilibrio es estable.

⁷Bajo nuestra consideración, la multicausalidad de las trampas, por lo menos en el caso argentino, ocasiona una dificultad importante para seleccionar un modelo particular que a su vez considere todo el espectro de formas que tienen estos círculos viciosos y la manera en que interactúan entre sí. Debido a esto, se toma la iniciativa de verificar la existencia de las mismas solamente como se mencionó.

⁸Gráficos en base a CASANOVA, José, Trampas de pobreza en Argentina: Evidencia empírica a partir de un pseudo panel, en "CEDLAS", (Buenos Aires, 2008), documento de trabajo nro. 64.

En el primer gráfico (gráfico n°2) la dinámica de ingresos sigue una forma cúbica. Las distintas situaciones que a su vez podrían darse bajo este supuesto se ilustran en la curva A y B. La curva B tiene dos equilibrios. El primer equilibrio es inestable, mientras que el segundo más alto es estable y es el que clásicamente se toma en la teoría económica. El equilibrio bajo es el que se considera el umbral de la trampa de pobreza (punto a), ya que es un punto a partir del cual los ingresos tienden a bajar. En cambio la curva A no corta dos veces la línea de 45°, por lo tanto tiene un solo equilibrio estable, que se presume se encuentra en niveles de ingresos elevados.

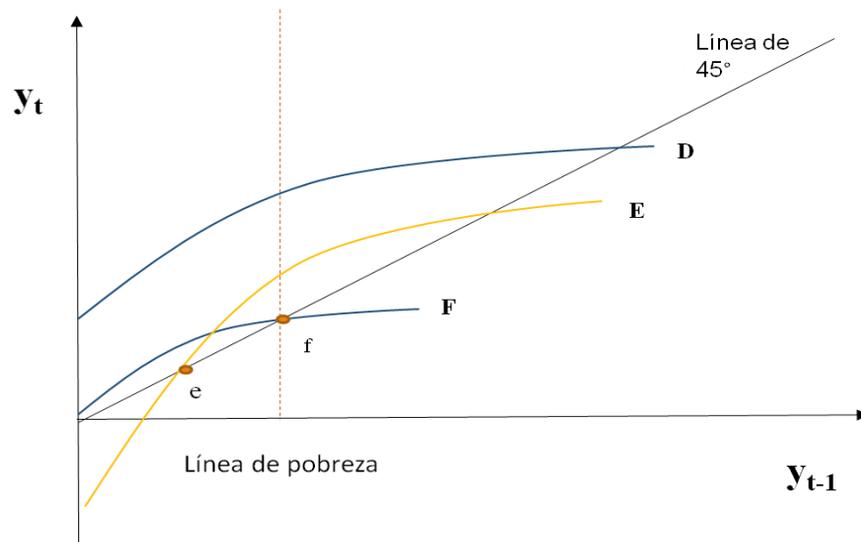
Gráfico n°2



En el segundo gráfico (gráfico n°3) se analiza una forma cuadrática. La curva F muestra el peor de los casos: un equilibrio estable por debajo del nivel mínimo de subsistencia. En cambio la curva D tiene un equilibrio en ingresos superiores. Por ende, si se dan estas situaciones algunos hogares estarán atrapados en trampas de pobreza y otros no. Las curvas F y D son idénticas, la diferencia se encuentra en el intercepto. Cuando el intercepto es negativo (curva E), la curva corta dos veces la recta de 45°, por lo tanto existen dos equilibrios, uno estable y otro inestable. El equilibrio inestable en este caso

(punto e) determina el umbral de la trampa de pobreza por debajo del cual las familias quedan atrapadas.

Gráfico n°3



I.3 Literatura

Para la elaboración de la presente investigación se revisaron diversos trabajos en donde los autores testean trampas de pobreza según la dinámica de ingresos, activos o gastos de los hogares, utilizando metodologías similares a la elegida. Los procedimientos desarrollados por dichos autores se basan en la estimación de un polinomio donde la variable dependiente es una medida de stock de ingresos, de activos o de consumo, y la variable independiente es la variable dependiente rezagada un periodo. La estimación de esta ecuación permite verificar si las no linealidades existentes en la trayectoria de ingresos (activos o consumo) son tales que pueden dar lugar a trampas de pobreza.

Entre los primeros en implementar polinomio de grado tres para la trayectoria de ingresos están Jalan y Ravallion⁹, quienes a partir de un panel de zonas rurales de China, utilizando el método de variables instrumentales de Arrellano-Bond, encuentran evidencia

⁹JALAN, Jyotsna y RAVALLION, Martin, Op. Cit., pág. 329-346.

sobre no linealidades en la dinámica de ingresos. Sin embargo, no logran probar la existencia de trampas de pobreza. El mismo análisis lo aplican a la dinámica de gastos y los resultados son similares.

Continuando con esta línea de trabajo, Rodríguez-Meza y González-Vega¹⁰ construyen un panel con distintas variables de ingreso y activos para El Salvador. Encuentran no linealidades consistentes con la presencia de trampas de pobreza para bajos niveles de ingreso, utilizando el método de Arrellano-Bond. Para estos niveles además prueban que la velocidad de ajuste frente a un shock adverso en el ingreso es cercana a cero.

En una nueva investigación, Lokshin y Ravallion¹¹ estiman la dinámica del ingreso conjuntamente con una ecuación que controla por desgranamiento y por una que controla por la condición inicial. Lo hacen con datos de Hungría y Rusia. En este trabajo se encuentra evidencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, pero estas no son tales que hagan que shocks temporarios en los ingresos puedan crear una caída permanente en los mismos.

Antman y McKenzie (2005) estudian el fenómeno de trampas de pobreza para México a partir de un pseudo panel. Si bien estiman el mismo polinomio que Jalan y Ravallion (2002), en lugar de utilizar información a nivel de hogar, utilizan información de “cohortes” de hogares. Los autores demuestran cómo es posible estimar consistentemente los parámetros de la ecuación que representa la dinámica de ingresos a nivel hogar a partir de un pseudo panel. En este trabajo se encuentra evidencia de no linealidades en la dinámica de ingresos y gastos, aunque estas no son tan importantes como para generar trampas de pobreza.

El primer trabajo realizado en Argentina con la metodología anterior es llevado a cabo por Casanova (2008). A través de la metodología de pseudo paneles, estudia las trampas de pobreza en el aglomerado de Buenos Aires por medio de la EPH recopilada por el INDEC. Utiliza la ecuación cúbica, y estima a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios

¹⁰RODRIGUEZ-MEZA, Jorge y GONZALEZ-VEGA, Claudio, Household income dynamics and poverty traps in El Salvador, en “AAEA Annual Meeting”, (Ohio, 2004).

¹¹LOSKIN, Michael y RAVALLION, Martin, Household Income Dynamics in Two Transition Economies, en “World Bank eLibrary” (Washington, octubre 2001).

(MCO). Obtiene que la forma de los ingresos sigue una trayectoria cúbica, sin embargo no encuentra indicios sobre la existencia de trampas de pobreza en niveles de ingresos bajos.

Para Uruguay, Burdín, Ferrando, Leites y Salas¹² aplican una metodología basada en la construcción de pseudo paneles utilizando la Encuesta Constante de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para el periodo 1981-2007 para comprobar la existencia de no linealidad en el ingreso, equilibrios inestables y además analizan la velocidad de ajuste de los grupos por niveles de ingresos a su estado estacionario luego de un shock negativo sobre sus ingresos. Utilizan como variable de control el nivel educativo del jefe del hogar, y trabajan con grupos trienales cuando no consideran el nivel educativo y con grupos quinquenales cuando si lo hacen. Obtienen como resultado que en Uruguay si se cumple la existencia de no linealidad del ingreso, pero no hay nada que lleve a concluir sobre la existencia de trampas de pobreza.

Por último, Santos, Juan¹³ estudia las trampas de pobreza en Perú a través de dos paneles de cuatro años cada uno, que tienen un corte de años entre ellos. Por medio del uso del método de Arellano-Bond en una y en dos etapas, formula la trayectoria cúbica del ingreso, evalúa la distribución de los alfa y concluye en la existencia de una trampa en el primer panel, desapareciendo luego del 2003.

I.4 Modelo Teórico

De acuerdo a la literatura, los modelos teóricos para probar la existencia de trampas de pobreza consisten en testear una función polinómica de grado tres para la función generadora de ingresos. Por ende la ecuación de la curva debe tomar la siguiente forma:

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

¹²BURDIN, Gabriel, FERRANDO, Mery, LEITES, Martin y SALAS, Gonzalo, Trampas de pobreza: concepto y medición. Nueva evidencia sobre la dinámica de ingresos en Uruguay, en "Instituto de Economía", (Montevideo, 2009), pág. 192-216.

¹³SANTOS, Juan Pablo, Trampas de Pobreza en Perú: Evidencia Empírica desde la dinámica de ingreso de los hogares, en "ANALES, ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA", (Buenos Aires 2010).

En donde $Y_{i,t}^*$ es el ingreso del individuo i en el período t , en función de su ingreso en el período anterior $Y_{i,t-1}^*$. N es el total de individuos, y T el total de períodos del panel. Los parámetros que gobiernan la función son β_1 , β_2 y β_3 , comunes a todas las personas, mientras que α_i es el efecto individual. El error de cada observación es $\mu_{i,t}$.

Esta forma funcional permite la existencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, y la posibilidad de equilibrios múltiples. Sin embargo la estimación de estos parámetros no es suficiente para determinar si los hogares enfrentan una trampa de pobreza. Si la relación de ingresos pasados y presentes está siempre por encima de la línea de 45°, la existencia de no convexidades no implica que exista una trampa de pobreza (Curva A del Gráfico n°2). Como se mencionó, para asegurar la presencia de una trampa, se debería estar en un equilibrio estable en un nivel bajo de ingresos (Curva F), o que la trayectoria del ingreso corte la línea de 45° desde abajo (Curva B o E).

Formalmente, dado un mapa de ingresos: $Y_{i,t}^* = g(Y_{i,t-1}^*)$ una condición necesaria y suficiente para que exista una trampa de pobreza basada en un umbral de ingreso y equilibrios múltiples es:

$$g'(Y_{i,t-1}^*)|_{Y_{i,t}^*=Y_{i,t-1}^*} > 1 \quad (2)$$

La función $g'(Y_{i,t-1}^*)$ depende de la heterogeneidad a nivel hogar debido a la presencia de α_i . Este efecto fijo puede ser calculado una vez estimados los betas, a través de los valores medios del siguiente modo:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_i - \hat{\beta}_1 \bar{Y}_{i-1} - \hat{\beta}_2 \bar{Y}_{i,t-1}^2 - \beta_3 \bar{Y}_{i,t-1}^3 \quad (3)$$

Donde $\bar{Y}_i = \left(\frac{1}{T-1}\right) \cdot \sum_{t=2}^T Y_{i,t}^*$ y $\bar{Y}_{i,t-1}^s = \left(\frac{1}{T-1}\right) \cdot \sum_{t=2}^T (Y_{i,t-1}^*)^s$, con $s=1,2,3$. En consecuencia la condición (2) para el caso cúbico es igual a:

$$\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2(Y_{i,t-1}^*) + 3\hat{\beta}_3(Y_{i,t-1}^*)^2 > 1 \quad (4)$$

Esta derivada tiene que calcularse en el punto donde $Y_{i,t}^* = Y_{i,t-1}^*$. Esto quiere decir que antes deben obtenerse los ingresos donde la curva corta la recta de 45°:

$$Y_{i,t}^* = \hat{\beta}_1 Y_{i,t}^* + \hat{\beta}_2 (Y_{i,t}^*)^2 + \hat{\beta}_3 (Y_{i,t}^*)^3 + \alpha_i \quad (5)$$

Para obtenerlos se toma la media del error ya que podría ser posible que la condición (4) se cumpla en algún momento debido a un shock temporal en los ingresos $\mu_{i,t}$, por lo que la condición debe ser evaluada para el promedio de tales shocks, es decir para $\mu_{i,t}$ igual a cero.¹⁴

Retomando la ecuación (4) es necesario tener en cuenta que cada hogar tiene un nivel de ingresos distintos debido a la presencia de α_i . Por ello es posible que algunos hogares enfrenten una trampa de pobreza (curva B) y otros no.

II: Modelo Económico

Como en las encuestas no hay disponibles paneles a nivel hogar para un periodo de tiempo suficientemente largo, se utilizaron pseudo paneles para llevar a cabo la investigación.

Los principales trabajos que se tuvieron en cuenta en la investigación respecto a la estimación consistente de un pseudo panel son Deaton¹⁵, McKenzie¹⁶, Verbeek y Vella¹⁷ y Navarro¹⁸. Con excepción del primero, el resto trata el tema de paneles dinámicos.

La metodología llevada a cabo es la sugerida por Antman y McKenzie¹⁹, la cual no sigue hogares a lo largo del tiempo sino grupos de hogares que comparten características similares (cohortes).

¹⁴CASANOVA, José, Op. Cit.

¹⁵DEATON, Angus, Panel Data from Times Series of Cross-Sections, en "Journal of Econometrics" (1985), vol. 30, pág 109-126.

¹⁶MCKENZIE, David, Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-panels, en "Journal of Econometrics", (2004), n°120, pág. 235-262.

¹⁷VERBEEK, Marno. y VELLA, Francis, Estimating Dynamic Models From Repeated Cross Sections, en "Journal of econometrics", (2005), n°127, pág. 83-102.

¹⁸NAVARRO, Ana Inés, Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo panel data, en "Revista de Análisis Económico", (Buenos Aires, Diciembre 2010), Vol. 25, N° 2, pág. 65-90.

La función que representa al proceso generador de los ingresos es:

$$Y_{i,t}^* = \beta_1 Y_{i,t-1}^* + \beta_2 Y_{i,t-1}^{*2} + \beta_3 Y_{i,t-1}^{*3} + \alpha_i + \eta_{i,t} \quad (6)$$

Para poder estimar los parámetros de esta ecuación usando pseudo paneles es necesario tomar los promedios por cohorte sobre los n_c individuos observados en la cohorte c al momento t de tal forma que la ecuación sería:

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

Donde $\bar{Y}_{c(t),t}^* = (1/n_c) \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t}^*$, denota la media de la muestra de Y sobre los individuos en la cohorte c observada al momento t .

Con repetidos cortes transversales, diferentes individuos son observados cada periodo de tiempo. Como consecuencia, la media rezagada $\bar{Y}_{c(t),t-1}$ que representa el ingreso medio del periodo $t - 1$ de los individuos de la cohorte c observados al momento t (denotado aquí como $c(t)$), no es observada. Por lo tanto, se reemplaza el término no observable con la media sobre los individuos que son observados al momento $t - 1$. Transformando entonces la expresión de la ecuación (7) en:

$$\bar{Y}_{c(t),t}^* = \beta_1 \bar{Y}_{c(t-1),t-1}^* + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^{*2} \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^{*3} \right) + \alpha_{c(t)} + \bar{\eta}_{c(t),t} + \bar{\lambda}_{c(t),t} \quad (8)$$

donde:

$$\bar{\lambda}_{c(t),t} = \beta_1 (\bar{Y}_{c(t),t-1}^* - \bar{Y}_{c(t-1),t-1}^*) + \beta_2 \frac{1}{n_c} \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^{*2} - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^{*2} \right) +$$

¹⁹ANTMAN, Francisca y MCKENZIE, David, Op. Cit..

$$\beta_3 \frac{1}{n_c} (\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^{*3} - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^{*3}) \quad (9)$$

Como demuestra el modelo general de Antman y McKenzie²⁰, mientras el número de individuos en cada cohorte se vuelve grande, $\lambda_{c(t),t}$ converge a cero. Esto requiere que $\bar{Y}_{c(t),t-1}$ y $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$ converjan hacia la misma media mientras el tamaño de la muestra aumenta. Uno de los inconvenientes que podría perjudicar las estimaciones serían cambios bruscos en el diseño de la encuesta, así como fuertes migraciones, induciendo a un tipo adicional de error de medida en los datos. Como no es el caso actual, el término $\lambda_{c(t),t}$ no es de relevancia.

La desventaja principal del uso de pseudo paneles en vez de paneles genuinos es que mientras se puede seguir permitiendo heterogeneidad del intercepto a nivel individual, solo se evalúa el cruce con la recta de 45° para el intercepto promedio de cada cohorte. Esto impide analizar qué sucede con los individuos de menores ingresos de la cohorte, que podrían encontrarse en una trampa de pobreza.

II.1 Desgranamiento o *Attrition*

Los paneles por encuestas a hogares durante un determinado período de tiempo suelen presentar desgranamiento o *attrition*, es decir, algunos hogares van desapareciendo de la muestra original por distintas causas (migraciones, defunciones, etc.). Esto puede ser un problema en el sentido de que la pérdida de observaciones a lo largo del tiempo puede estar asociada al fenómeno que se intenta estudiar. Sí esto ocurre, no controlarlo generaría inconsistencias en las estimaciones.

Para tratar de resolverlo se pueden realizar test de diferencia de medias en ciertas características que pueden estar vinculadas al proceso generador de ingresos²¹ entre los hogares que desaparecieron (se toma el año anterior a la desaparición de la muestra) contra los valores medios de la muestra en un determinado año. Las variables que se eligen están vinculadas al ingreso, ya que deberían tener una importancia evidente en el modelo a

²⁰Ibidem.

²¹SANTOS, Juan Pablo, *Op. Cit.*.

estimar. Por ejemplo, el hogar i fue entrevistado en el año 2000 y por alguna razón en el año 2001 ya no se encuentra en la muestra, entonces se compara los valores medios del gasto del hogar i contra los valores medios del gasto del resto de la muestra en el año 2000. Si la diferencia es estadísticamente significativa es probable que exista una relación entre el fenómeno que se intenta explicar y la desaparición de los individuos.

Otra alternativa para controlar el *attrition* es utilizar una variable *dummy* en el modelo²². La misma debería tomar el valor 1 para los hogares que salen de la muestra, en el año anterior a la desaparición en la encuesta, y 0 en otro caso. La significancia del coeficiente de esta variable proporcionaría la evidencia y magnitud del problema en consideración.

Por último, la opción restante es el uso de pseudo paneles²³. Este hace un seguimiento de cohortes²⁴ de individuos sobre encuestas de corte transversales repetidas. Por lo que no está sujeto a problemas de *attrition* ya que el uso de diferentes individuos en cada periodo evita las distintas formas de correlación serial en los errores de medida individuales.

II.2 Errores en la medición del ingreso

Otro de los errores que puede existir está relacionado a la medición de ciertas variables. En general no se observa el verdadero ingreso $Y_{i,t}^*$ sino datos con error de medición. Por ello es necesario analizar las consecuencias de este inconveniente y cómo corregirlo. Formalmente el ingreso observable es el resultado del ingreso real más su error de medición:

$$Y_{i,t} = Y_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

²²RODRIGUEZ-MEZA, Jorge y GONZALEZ-VEGA, Op. Cit..

²³ANTMAN, Francisca y MCKENZIE, David, Op. Cit..

²⁴ No son cohortes en el sentido estricto de la palabra, ya que en el presente caso se arman de acuerdo a características fijas (edades) pero variando los individuos entre encuestas. Por ende se sigue a un individuo tipo, que a su vez es el promedio de cada grupo. Se utiliza la jerga cohorte porque comienza a trabajarse con un grupo de edades en determinado año.

El error de medición $\varepsilon_{i,t}$ se supone que tiene media cero y está independientemente distribuido entre los hogares con $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{\varepsilon,t}^2$. Debido a la forma de la ecuación de generación, si se reescribe en función de los ingresos observados ($Y_{i,t}$) se puede ver la influencia de estos errores de medición en la estimación:

$$Y_{i,t} = \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 Y_{i,t-1}^2 + \beta_3 Y_{i,t-1}^3 + \alpha_i + \eta_{i,t} \quad (11)$$

donde:

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

Este último término significa que existe una correlación entre los regresores y el error, provocando que los β_i estimados por MCO sean menores, es decir $|\hat{\beta}_i| < \beta_i$. En conclusión el error de medición en la variable ingreso implica un sesgo de atenuación.

A esto se podría sumar la existencia de correlación serial de los errores²⁵, lo cual provoca estimadores MCO inconsistentes.

Algunos autores utilizan el método de Arellano-Bond (AB) para paneles dinámicos, pero su uso también provoca estimaciones inconsistentes por la misma razón. Si se reescribe el modelo en diferencias siguiendo a AB:

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_1 \Delta Y_{i,t-1} - \beta_2 \Delta Y_{i,t-1}^2 - \beta_3 \Delta Y_{i,t-1}^3 + \Delta \eta_{i,t} \quad (12)$$

Entonces usar como instrumento de $\Delta Y_{i,t-1}$ a $Y_{i,t-2}$ no sería correcto, porque esta evidentemente correlacionada con el error, es decir, no sería posible evitar el problema de la correlación serial.

Como MCO y AB son inconsistentes para paneles ante la existencia de los errores de medición, se propone el uso de pseudo paneles que permite corregir el sesgo. Para demostrar cómo la metodología logra estimaciones consistentes, primero se analiza el

²⁵BOUND, John. y KRUEGER, Alan, The extent of measurement error in longitudinal earning data: do two wrongs make a right?, en "Journal of Labor Economics 12", (Chicago, 1991), pag. 345-368.

caso dinámico lineal, es decir colocando β_2 y β_3 iguales a cero, entonces la ecuación (8) para los ingresos observados se reescribe:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \alpha_{c(t)} + \bar{u}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta_1 \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1} \quad (13)$$

Para que $\beta_1 \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1}$ se vuelva cero, el número de individuos en cada cohorte debería ser grande. Entonces si $n_c \rightarrow \infty$:

$$\bar{\varepsilon}_{c(t),t} = \frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t} \xrightarrow{p} E(\varepsilon_{i(t),t}) = 0 \quad (14)$$

Esto quiere decir que, como la construcción de pseudo paneles involucra promedios sobre las observaciones en una cohorte, también se promedian los errores de mediciones individuales. Como resultado, con suficientes observaciones por cohortes, el error de medición no afecta la consistencia de los estimadores de la ecuación (13). El parámetro β_1 y el efecto específico de la corte α_c pueden entonces ser estimados vía MCO. En la literatura se considera oportuno tomar n_c mayores a 80 observaciones para cada cohorte.

Extendiendo el análisis a los casos más generales de dinámica de ingresos no lineales (tomando β_2 y β_3 distintos de cero), la estimación por MCO seguirá produciendo estimadores consistentes.

La diferencia con la estimación lineal será el estimador de α_c que será sesgado. Para corregirlo surge la necesidad de imponer un grupo de restricciones sobre la forma de los errores de medición. Se consideran entonces los siguientes supuestos²⁶:

i) Los errores de medición son simétricos, esto es $E(\varepsilon_{i,t}^3) = 0$

ii) Los errores de medición son estacionarios, entonces $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_\varepsilon^2$ es constante a lo largo del tiempo. Se permite que la varianza de los errores de medición difiera entre cohortes.

²⁶ANTMAN, Francisca y MCKENZIE, David, Op. Cit., pág. 13-16.

iii) Los errores de medición son independientes de los verdaderos valores dentro de una cohorte, entonces $\varepsilon_{i,t}$ es independiente de $Y_{i,t}^*$ para todo i en una cohorte dada c .

Bajo estos supuestos, se puede demostrar que cuando $n_c \rightarrow \infty$, el estimador MCO ($\hat{\alpha}_c$) converge a la siguiente expresión:

$$\hat{\alpha}_c \xrightarrow{P} \alpha_c - \beta_2 \sigma_\varepsilon^2 - 3\beta_3 E_c(Y_{i,t-1}^*) \sigma_\varepsilon^2 \quad (15)$$

En donde $E_c(Y_{i,t-1}^*)$ es la media del ingreso del corte transversal por individuo en la cohorte c al momento $t - 1$ y σ_ε^2 es la varianza de los errores. Como no es observable es necesario obtener un estimador de esta varianza. Para ello se consideran los supuestos (ii) y (iii), y se la obtiene a partir de la varianza de corte transversal del ingreso:

$$Var(Y_{i,t}) = Var(Y_{i,t}^*) + \sigma_\varepsilon^2 \quad (16)$$

reordenando (16) se obtiene:

$$\sigma_\varepsilon^2 = Var(Y_{i,t}) \left[1 - \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})} \right] \quad (17)$$

Esta ecuación puede ser usada para obtener un estimador de σ_ε^2 basado en la varianza de la muestra de corte transversal de los ingresos observados, y sobre una estimación de $\theta = Var(Y_{i,t}^*)/Var(Y_{i,t})$. Valores posibles para este ratio de confianza se obtienen de estudios de validación.

Para estimar $E_c(Y_{i,t-1}^*)$ se utiliza la media del ingreso de corte transversal de la muestra $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$, considerando el supuesto de que el error de medida tiene media cero. Con estos dos estimadores, entonces es posible corregir el estimador de α_c a través de:

$$\tilde{\alpha}_c = \hat{\alpha}_c + \hat{\beta}_2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2 - 3\hat{\beta}_3 \bar{Y}_{c(t-1),t-1} \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (18)$$

En conclusión, bajo los tres supuestos mencionados y mientras el número de individuos en cada cohorte tiende a infinito, $\hat{\alpha}_c$ proveerá un estimador consistente del efecto de la cohorte α_c .

Con estas estimaciones, se puede determinar si alguna cohorte específica enfrenta una trampa de pobreza, verificando si la pendiente de la curva del ingreso cúbico que cruza la recta de 45° es mayor a 1.

Sin embargo, el intercepto (α_c) es solo obtenido para cada cohorte, y por lo tanto el estudio de trampa de pobreza solo se aplica sobre el individuo promedio dentro de cada cohorte como ya fue mencionado.

III. Datos

Los datos empleados surgen de la EPH²⁷ que releva el INDEC. Se utilizan datos del segundo trimestre de cada año, con variables medidas en términos mensuales. Como los datos anteriores a 2003 no se recopilaban trimestralmente, se suplen por los del primer semestre (onda mayo). En total se toman las encuestas desde 1991 hasta 2014.

La variable que se utiliza para armar las dinámicas de los hogares es el ingreso, el cual está medido en la EPH como ingresos totales del hogar mensual. Se consideran solamente los hogares con ingresos positivos. Adicionalmente son ajustados por adulto equivalente²⁸, y transformados en términos per cápita. Los valores se trabajan en pesos de 2014, utilizando el IPC del INDEC desde 1991 hasta 2006 empalmado con el de Price Stat²⁹ a partir de 2007.

III.1 Construcción de Cohortes

Es importante diferenciar las cohortes tradicionales respecto a las que se utilizan en el método de pseudo paneles. En el sentido estadístico, una cohorte es un grupo de

²⁷Consulta a base de información, en Internet: www.indec.gov.ar, (marzo de 2015).

²⁸INDICE DE PRIVACION MATERIAL DE LOS HOGARES, en "INDEC" (Buenos Aires, 2003).

²⁹Consultas a bases de información, en Internet: www.pricestats.com, (marzo de 2015).

sujetos que comparten una característica concreta, normalmente la edad. Este grupo de personas es observado a lo largo del tiempo para llevar a cabo distintos estudios. Pseudo paneles propone trabajar con individuos promedios ante la dificultad de seguir al mismo sujeto en el tiempo. En Argentina no hay paneles lo suficientemente largos para poder observar el comportamiento de los ingresos de los hogares. Ante esta falta, se decide armar pseudo paneles para cada una de las regiones.

En la tabla n°1 se ilustra el proceso de construcción. En las columnas se colocan las cohortes y en las filas los años a estudiar. Las cohortes se arman para 1991 según la edad de los jefes de hogar en intervalos etarios de 5 años, comenzando a la edad de 6 años y finalizando en los 65 años. Se toman cinco años porque es importante contar con muchas observaciones por grupo etario y porque se considera que cada 5 años se observan cambios significativos en las etapas de la vida (primario, secundario, estudios terciarios, etc.) que repercuten en el ingreso.

Por lo tanto, se crean 11 cohortes en 1991. Si se pudiera trabajar con cohortes propiamente dichas sería como tomar 11 grupos de distintas edades, en este caso de 8, 13, 18, 23, 28, 33, 38, 43, 48, 53 y 58 en 1991. Como no es posible seguir por ejemplo al grupo de 8 años en el período siguiente (1992) se toma al individuo medio, promediando las personas de las edades entre 7 y 11. Entonces el grupo que tiene 8 años en 1991, en 1992 se lo reemplaza por un individuo promedio de 9 años, ya que no se cuenta con información de estas mismas personas al año siguiente. Por esta causa en 1991 se toman directamente individuos promedios, es decir se promedia las personas entre 6 y 10 años para el caso de la cohorte 1 (tabla n°1). Tomar grupos etarios móviles anualmente implica un costo elevado y no es significativamente diferente a utilizar grupos de edades fijas que cambian cada 5 años.

Tabla n°1: Diseño de cohortes.

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|---------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | 6-10 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 |
| 1992 | 6-10 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 |
| 1993 | 6-10 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 |
| 1994 | 6-10 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 |
| 1995 | 6-10 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 |
| 1996 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| 1997 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | - |
| 1998 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | - |
| 1999 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | - |
| 2000 | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | - |
| 2001 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 | - |
| 2002 | 16-21 | 21-26 | 26-31 | 31-36 | 36-41 | 41-46 | 46-51 | 51-56 | 56-61 | - | - |
| 2003 | 16-22 | 21-27 | 26-32 | 31-37 | 36-42 | 41-47 | 46-52 | 51-57 | 56-62 | - | - |
| 2004 | 16-23 | 21-28 | 26-33 | 31-38 | 36-43 | 41-48 | 46-53 | 51-58 | 56-63 | - | - |
| 2005 | 16-24 | 21-29 | 26-34 | 31-39 | 36-44 | 41-49 | 46-54 | 51-59 | 56-64 | - | - |
| 2006 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 | - | - |
| 2007 | 21-26 | 26-31 | 31-36 | 36-41 | 41-46 | 46-51 | 51-56 | 56-61 | - | - | - |
| 2008 | 21-27 | 26-32 | 31-37 | 36-42 | 41-47 | 46-52 | 51-57 | 56-62 | - | - | - |
| 2009 | 21-28 | 26-33 | 31-38 | 36-43 | 41-48 | 46-53 | 51-58 | 56-63 | - | - | - |
| 2010 | 21-29 | 26-34 | 31-39 | 36-44 | 41-49 | 46-54 | 51-59 | 56-64 | - | - | - |
| 2011 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 | - | - | - |
| 2012 | 26-31 | 31-36 | 36-41 | 41-46 | 46-51 | 51-56 | 56-61 | - | - | - | - |
| 2013 | 26-32 | 31-37 | 36-42 | 41-47 | 46-52 | 51-57 | 56-62 | - | - | - | - |
| 2014 | 26-33 | 31-38 | 36-43 | 41-48 | 46-53 | 51-58 | 56-63 | - | - | - | - |

Nota: los resaltados con negrita son los grupos que entran al panel porque cumplen con las edades

Siguiendo a Casanova, si bien se definen todas las cohortes en 1991, solo se incorporan al pseudo panel aquellos grupos que se encuentran entre los 21 y 65 años, es decir los individuos promedio entre 23 y 63 años. En la tabla se exhiben como sombreadas las cohortes que cumplen esta regla. Por lo tanto, si la cohorte n°11 comenzó en 1991 en el grupo 56-60, dentro de 5 años se encontrara en el grupo etario 61-65, ya que el promedio luego de este periodo no es 58 años, sino que debe cambiar a una edad promedio de 63 años. Después de esa edad, se retira la cohorte del panel. Para las cohortes menores a 21 en 1991, se espera que alcancen esa edad para ser incorporadas al panel.

Una vez construidas las cohortes para cada región, se analiza la cantidad de observaciones disponibles para cada año para grupo etario (n_c). Las mismas se adjuntan en el apéndice.

IV. Resultados

En este apartado se presentan los resultados de la estimación de la dinámica de ingresos de los hogares para las 6 regiones: NOA, NEA, cuyo, pampeana, patagonia y GBA. Se utiliza la metodología descrita anteriormente para identificar los parámetros que gobiernan la dinámica de ingresos. La ecuación a estimar es:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \bar{Y}_{c(t),t-1} + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 \right) + \alpha_{c(t)} + \bar{\eta}_{c(t),t} \quad (19)$$

Tabla n°2: Resultados regresión mediante Efectos Fijos.

| <i>Variable</i> | <i>NOA</i> | <i>NEA</i> | <i>Pampeana</i> | <i>Cuyo</i> | <i>GBA</i> | <i>Patagonia</i> |
|--------------------------|-------------|--------------|-----------------|--------------|--------------|------------------|
| $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.11*** | 1.28*** | 1.37*** | 1.28*** | 1.22*** | 1.14*** |
| $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}^2$ | -2.46E-05** | -6.43E-05*** | -4.92E-05*** | -5.35E-05*** | -4.32E-05*** | -1.67E-05*** |
| $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}^3$ | 1.86E-10 | 5.51E-10*** | 4.02E-10*** | 3.70E-10*** | 2.89E-10*** | -4.46E-11** |
| <i>Constante</i> | 159.58 | 169.34 | -125.31 | 135.89 | 697.96** | 350.17 |

*Nota: *Significativo al 20%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, ¹ significativo al 30%.*

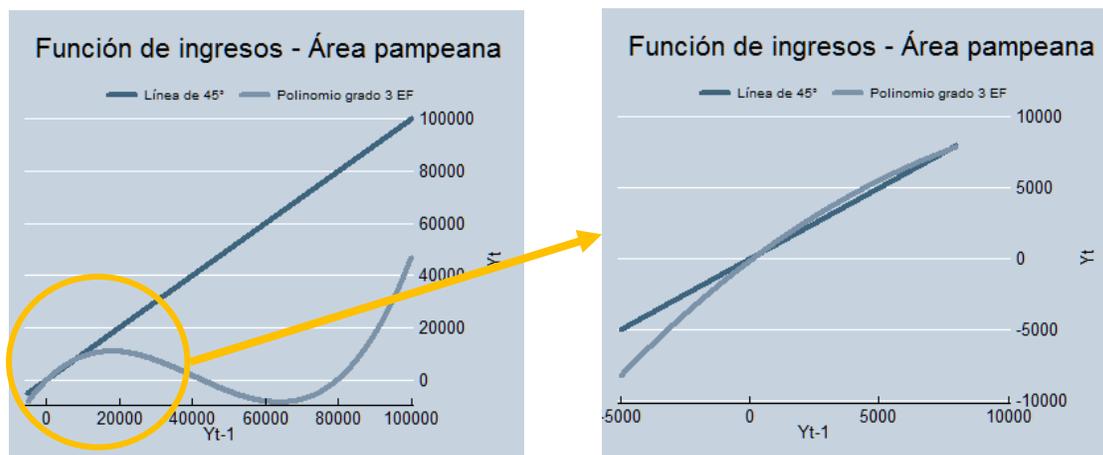
Al igual que en la literatura, se observa que la dinámica del ingreso sigue una forma no lineal para todas las regiones de Argentina, ya que puede apreciarse en la tabla n°2 que el coeficiente del ingreso rezagado a la segunda potencia es significativo.

Los coeficientes son similares para todas las regiones a excepción de la constante, la cual es fuertemente significativa para GBA únicamente. Se espera que el cero siempre este contenido en la distribución del estimador de alfa, lo cual ocasiona que las constantes en general no sean significativas. Esto es consecuencia del fenómeno que se intenta explicar: si hay trampas de pobreza entonces la constante tiende a ser negativa o ser levemente positiva, pero cercana a cero. Salvo el caso de Gran Buenos Aires, donde claramente la constante es grande y positiva lo cual es una condición necesaria pero no suficiente para rechazar una forma de trampa de pobreza (obsérvese curva E del gráfico n° 3).

Dado el valor de los coeficientes, la forma de la dinámica de ingresos sigue la curva E o D (gráfico n°3) porque se considera únicamente el tramo cuadrático de la curva cúbica debido a las observaciones del panel.

El gráfico n°4 muestra en la parte izquierda la dinámica de ingresos completa para algunas regiones, y en la parte derecha un zoom para los valores de la muestra.

Gráfico n° 4:

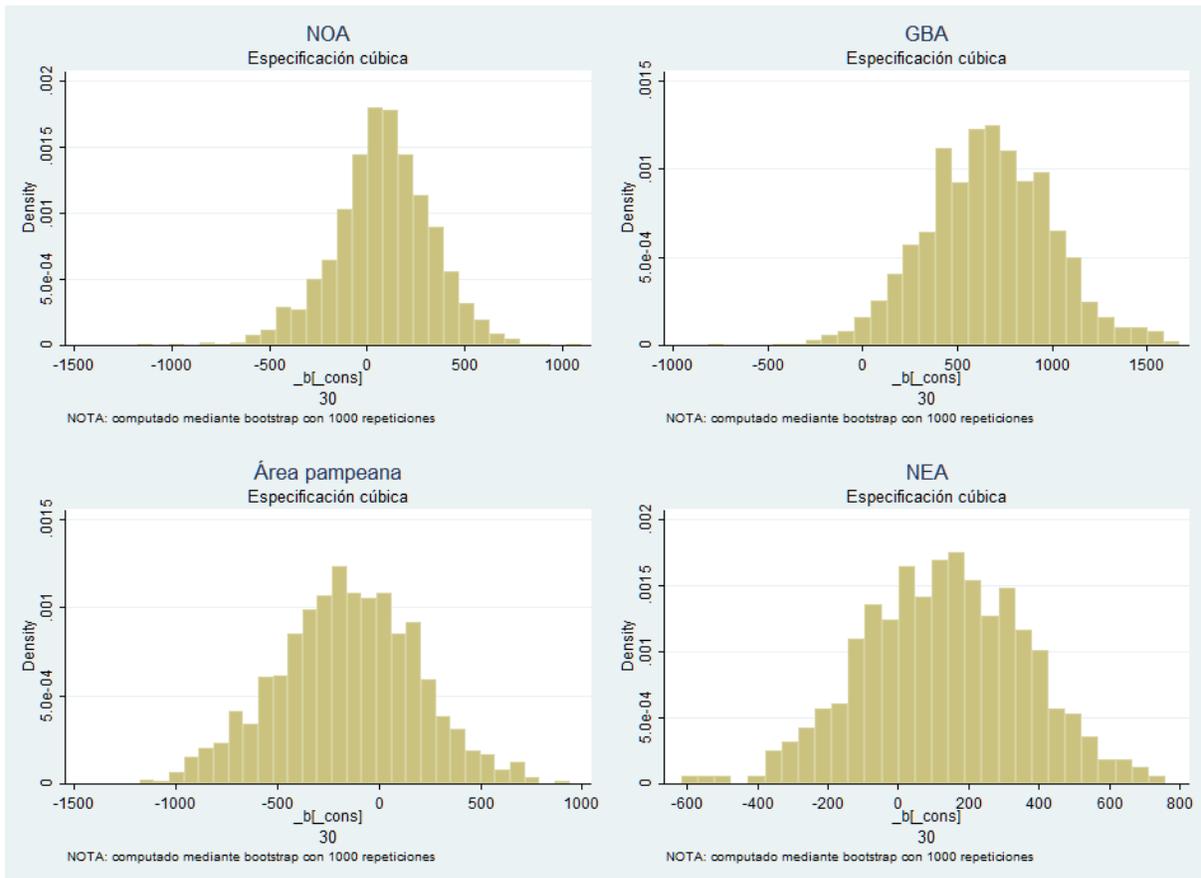


Debido a este comportamiento de los alfa es necesario utilizar algunas alternativas para poder inferir sobre el valor del estimador. Por ello se computa $\hat{\alpha}_{c(t)}$ para cada región a través de bootstrap (1000 repeticiones) y se arma una distribución del mismo.

El cero forma parte de todas las distribuciones y en algunos casos se encuentra muy cercano a la media (NOA, NEA, cuyo, pampeana). Esto ayuda a considerar que los valores tradicionales tomados para el nivel de significancia estadística deberían ser más laxos y permitir significancias más elevadas, ya que por la naturaleza del trabajo a estimar no son de utilidad para la inferencia. A continuación se muestran las distribuciones del alfa obtenidas por bootstrap para algunas regiones (ver apéndice).

Los gráficos muestran histogramas de la distribución para el intercepto del promedio de las cohortes de cada región. Todas las distribuciones comprenden el cero, en mayor o menor distancia hacia la media. Por ello es plausible determinar mayores grados de significancia.

Gráfico n° 5



Queda claro que para el caso de NOA, NEA y pampeana el cero está muy cerca de la media, mientras que para GBA se encuentra en la parte final de la cola izquierda, pero aun permaneciendo en la distribución.

IV.1 Correcciones a la especificación

En las regresiones cúbicas de la mayoría de las regiones existen variables que no poseen grados considerables de significancia. Esto podría deberse a la ausencia de algunos efectos importantes. Por ello se testea con variables *dummies* para descartar la presencia de efectos temporales.

Los resultados de estimar la ecuación 19 con *dummies* para los años 2002 y 2003 con Efectos Fijos ocasionan que la trayectoria del ingreso en el tiempo pierda su forma de “S invertida” y se torne más lineal (ver apéndice). Es decir, absorbe la información de la recuperación de los hogares ante los shocks de esos años. Se toman 2002 y 2003 ya que son los más significativos de la serie para todas las regiones. Al incorporar dichos años al modelo, se observa que en general las constantes aumentan su valor, mientras que los coeficientes que están elevados a las potencias se vuelven menos significativos. Por ello se trabaja como Santos³⁰, excluyéndolas de las estimaciones finales.

Por otro lado, se intenta comprobar la existencia de quiebres estructurales para los años 2002 y 2003, a través del test de Chow³¹. Esto en respuesta a las diferencias en las presidencias de la década del 90 en comparación con el período 2003-2014. El test de Chow acepta la hipótesis de igualdad de coeficientes, por lo tanto no existe un quiebre estructural para estos años.

³⁰SANTOS, Juan, *Op. Cit.*

³¹CHOW, Gregory, Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, en “Revista Econométrica”, (julio 1960), vol. 28, n°3, pág. 591-605.

IV.2 Análisis de equilibrios

Como se mencionó, la presencia de no linealidades en la dinámica es una condición necesaria pero no suficiente para encontrar una trampa de pobreza, por lo que se debe analizar la derivada en el punto donde la función generadora de ingresos corta la recta de 45°. Al ser un polinomio de grado tres, posee tres raíces. Se espera que la trampa de pobreza se sitúe en la raíz de menor valor, ya que las restantes son muy altas para considerarlas como trampas de pobreza. Para el caso de GBA y patagonia las raíces más bajas son negativas y las siguientes son positivas, pero de valores muy elevados.

La tabla n°3 presenta los resultados por regiones de los equilibrios obtenidos a partir de las especificaciones cúbicas. Las filas indican cada región, junto con la raíz y su derivada, mientras que las columnas comparan como varían estos valores cuando los alfa son corregidos (ecuación 15).

Tabla n°3: Trampas de pobreza según regiones a partir de dinámica cúbica.

| <i>Regiones</i> | | <i>Sin corrección</i> | <i>Con corrección</i> | <i>Con corrección</i> |
|-----------------|-----------------------------|-----------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| | | <i>cte.</i> | <i>cte. $\Theta=0.5$</i> | <i>cte. $\Theta=0.95$</i> |
| NOA | Raíz¹ | 0.00 | 45.67 | 90.59 |
| | Derivada² | 1.11 | 1.11 | 1.11 |
| NEA | Raíz | 0.00 | 35.95 | 3.57 |
| | Derivada | 1.28 | 1.28 | 1.28 |
| Pampeana | Raíz | 0.00 | 54.78 | 3.88 |
| | Derivada | 1.26 | 1.25 | 1.26 |
| Cuyo | Raíz | 0.00 | 42.93 | 3.55 |
| | Derivada | 1.28 | 1.28 | 1.28 |
| GBA | Raíz | -2,210.82 | -2,176.64 | -2,196.06 |
| | Derivada | 1.41 | 1.41 | 1.41 |
| Patagonia | Raíz | -2,043.97 | -1,966.04 | -2,034.42 |
| | Derivada | 1.21 | 1.20 | 1.21 |

¹Se exhibe la solución de la ecuación (19) que se considera podría ser la trampa de pobreza.

²Es la derivada del polinomio evaluada en la raíz.

Nota: se tomó nivel de significancia del 30% para los coeficientes de la ecuación cúbica.

De acuerdo a los valores de la primera columna los equilibrios inestables toman valor cero para las regiones de NOA, NEA, pampeana y cuyo. Esto es debido a que los $\alpha_{c(t)}$ no son significativos, obteniendo interceptos iguales a cero, que de acuerdo a la teoría clásica son reconocidos como equilibrios inestables pero no considerados trampas de pobreza (curva F gráfico 3).

Como las ordenadas de GBA y patagonia son significativas y mayores a cero, la dinámica sigue la forma de la curva D del gráfico n°3. Es decir, que las raíces que muestran estos puntos son equilibrios inestables pero para ingresos negativos, por lo tanto este valor no puede considerarse tampoco trampa de pobreza. La siguiente raíz de estas dos regiones son equilibrios estables de valores altos, que según la teoría no representan umbrales de trampa, sino que se asemejan a los estados estacionarios de la teoría tradicional.

De acuerdo a lo expuesto anteriormente, para los promedios de las cohortes no habría trampas de pobreza para ninguna de las regiones de Argentina. Sin embargo al corregir las constantes de las regiones (columnas 2 y 3), se observa que hay equilibrios inestables para valores muy bajos de ingresos. Teóricamente, serían trampas de pobreza pero se desestiman debido a que los valores que toman responden a ingresos demasiado bajos en la distribución. Esto puede tener origen en dos cuestiones, la primera es simplemente la dificultad de obtener valores para los equilibrios debido a que en general las observaciones se mueven en el vecindario del mismo. En segundo lugar la metodología de pseudo paneles no permite observar que pasa en la cola izquierda de la distribución del ingreso, donde se encuentran los hogares más pobres.

Reconsiderando los inconvenientes de las constantes no significativas, se propone como alternativa obtener la distribución del estadístico mediante bootstrap. Entonces se estiman las raíces y derivadas correspondientes para distintos valores que toma $\alpha_{c(t)}$ en la distribución (máximo, mínimo, mediana y los percentiles 25 y 75).

En la tabla n°4, se exhiben en las filas los resultados para cada región del valor que toma el alfa en la distribución, las raíces de la ecuación cúbica para ese alfa y de la pendiente en dicho punto. En las columnas se aclara qué valor de la distribución de los alfa es seleccionado.

Cuando el alfa toma su valor mínimo, se obtienen raíces imaginarias y la curva no corta la recta de 45°. En el caso de NEA, NOA, pampeana y cuyo, los alfa del percentil 25 exhiben distintos puntos inestables para ingresos considerables como trampas de pobreza

Para la mediana de la distribución, solo hay un equilibrio inestable que pertenece al área pampeana.

Por último, desde el percentil 75 y hasta el máximo valor de $\alpha_{c(t)}$, todos los equilibrios son inestables pero en valores negativos.

En conclusión, existe ciertos intervalos de los alfa para los cuales se comprueban trampas de pobreza para niveles de ingresos considerables. Las regiones que presentan esta evidencia son NOA, NEA, pampeana y cuyo, siendo las excepciones patagonia y GBA ya que para toda la distribución los equilibrios inestables están en tramos de ingresos negativos.

Tabla n°4: Valor de la raíz y derivada para los alfa.

| <i>Regiones</i> | <i>Distribución alfa¹</i> | | | | | |
|-----------------|--------------------------------------|------------|------------|------------|---------------|---------|
| | Mínimo | 25% | 50% | 75% | Máximo | |
| <i>NOA</i> | Alfa | -1173.0 | -65.3 | 88.5 | 247.0 | 1100.5 |
| | Raíz² | Imaginario | 697.6 | -692.9 | -1633.4 | -4753.4 |
| | Derivada³ | - | 1.08 | 1.14 | 1.19 | 1.36 |
| <i>NEA</i> | Alfa | -657.9 | -12.0 | 142.1 | 289.8 | 683.7 |
| | Raíz | imaginario | 43.0 | -458.2 | -861.8 | -1736.4 |
| | Derivada | - | 1.27 | 1.34 | 1.39 | 1.51 |
| <i>Pampeana</i> | Alfa | -1411.1 | -374.1 | -147.1 | 72.8 | 906.8 |
| | Raíz | imaginario | 1193.6 | 419.0 | -191.2 | -1936.5 |
| | Derivada | - | 1.67 | 1.74 | 1.79 | 1.99 |
| <i>Cuyo</i> | Alfa | -720.4 | -15.3 | 137.5 | 291.5 | 1073.1 |
| | Raíz | imaginaria | 54.9 | -449.4 | -884.8 | -2550.9 |
| | Derivada | - | 1.28 | 1.33 | 1.38 | 1.56 |
| <i>GBA</i> | Alfa | -816.2 | 442.6 | 665.5 | 893.4 | 1675.5 |
| | Raíz | imaginario | -1545.9 | -2131.5 | -2660.4 | -4154.0 |

| | | | | | | |
|-----------|-----------------|------------|--------|---------|---------|---------|
| Patagonia | Derivada | - | 1.35 | 1.41 | 1.45 | 1.59 |
| | Alfa | -765.6 | 135.0 | 344.8 | 538.0 | 1378.5 |
| | Raíz | imaginario | -886.6 | -2014.2 | -2891.8 | -5832.5 |
| | Derivada | - | 1.17 | 1.21 | 1.24 | 1.34 |

¹Se construye la distribución a través de bootstrap con 1000 repeticiones.

²Se exhibe la solución de la ecuación (19) que se considera podría ser la trampa de pobreza.

³Es la derivada del polinomio evaluada en la raíz.

Nota: se tomó nivel de significancia del 30% para los coeficientes de la ecuación cúbica.

Para finalizar el análisis se observa qué sucede a nivel de las cohortes. Se trabaja tomando los 11 grupos para cada región y se analiza las raíces de la ecuación, junto con la derivada en el punto para ver si son equilibrios inestables o estables. Además se corrigen los alfa por los distintos θ , y se toman nuevamente las raíces y derivadas. Por último, para algunas regiones se hace el análisis para distintos niveles de significancia.

Los resultados obtenidos demuestran que para las regiones de NOA, NEA, patagonia y cuyo existen algunas cohortes con equilibrios inestables en ingresos considerables como trampas de pobreza, y si se aumentan los umbrales de significancia, el ingreso de trampa de pobreza se vuelve más robusto.

Si se considera un p-valor de 50%:

- NEA tiene 6 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.3 y 16 pesos, que podrían desestimarse.
- NOA tiene 9 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.2 y 10 pesos, que podrían desestimarse.
- Área pampeana tiene 10 de 11 grupos con equilibrios inestables con valores entre 98 y 890 pesos.
- Cuyo 10 de 11 grupos con equilibrios inestables con valores entre 0.1 y 28 pesos.
- Para los casos de GBA y patagonia ningún grupo presenta trampa de pobreza.

En cambio, Si se considera un p-valor de 30% las raíces se vuelven más pequeñas aún:

- NEA tiene 7 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.3 y 16 pesos, que podrían desestimarse.
- NOA tiene 10 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.2 y 10 pesos, que podrían desestimarse.
- Área pampeana tiene 10 de 11 grupos con equilibrios inestables con valores entre 0.1 y 44 pesos.
- Cuyo tiene todos los grupos con equilibrios inestables con valores entre 0.1 y 28 pesos.
- Para el caso de las regiones de GBA y patagonia, ninguna de las cohortes poseen equilibrios inestables para ingresos bajos, incluso cuando se consideran los alfa corregidos.

Si bien la mayoría de las trampas de pobreza que se encuentran son a niveles de ingresos muy bajos, podría considerarse esto como una evidencia débil de su existencia. Observando los datos para las cuatros regiones que tienen equilibrios inestables bajos, se considera necesario verificar si el modelo utilizado está correctamente especificado. Por lo que se propone una extensión a la metodología que se desarrolla en el siguiente apartado.

IV.3 Extensión del modelo econométrico

En los resultados anteriores se obtienen trampas de pobreza débiles para algunas regiones y baja significancia de ciertos coeficientes. Por lo tanto, se considera la alternativa de testear polinomios de grados mayores para la ecuación (19) debido a la forma que tienen los datos. Con esta prueba, se consiguió determinar formas funcionales válidas para las regiones de NEA, NOA, cuyo y pampeana. Las especificaciones son polinomios de grado cuatro y cinco. Siendo sus funciones generadoras de ingresos iguales a:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) + \beta_4 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^4 \right) + \alpha_{c(t)} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{c(t),t} = & \beta_1 \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \beta_2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \beta_3 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) + \\ & \beta_4 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^4 \right) + \beta_5 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^5 \right) + \tilde{\alpha}_{c(t)} \quad (21) \end{aligned}$$

Como se expresó en la sección de corrección de errores de medición, se debe considerar la existencia del sesgo para los estimadores de alfa, los cuales son muy similares a los de la ecuación (15) con la salvedad de que poseen más términos.

Debido a la naturaleza de las nuevas ecuaciones, para el proceso de corrección se puede seguir utilizando la ecuación (15) porque los nuevos términos están multiplicados por valores muy cercanos a cero. Cuando se corrigen las constantes los resultados no varían en forma abrupta.

Las nuevas especificaciones son calculadas a través del método de Efectos Fijos y MCO, seleccionando el primero debido a que se obtienen mejores significancia de los coeficientes, pseudo R^2 *within* y criterios de información de Akaike y Schwarz (apéndice).

En la tabla n°5 se muestran los resultados de la estimación del polinomio que mejor se ajusta a los datos de cada región. Los resultados obtenidos evidencian cómo los niveles de significancia mejoran para todos los valores de las regiones en comparación con la tabla n°2, esto quiere decir que el modelo propuesto se acopla mejor a los datos y va a repercutir en el enriquecimiento de la fidelidad de los resultados perseguidos.

Tabla n°5: Estimaciones mediante Efectos Fijos.

| <i>Variable</i> | <i>NOA</i> | <i>NEA</i> | <i>Pampeana</i> | <i>Cuyo</i> | <i>GBA</i> | <i>Patagonia</i> |
|--------------------------|--------------|--------------|-----------------|--------------|--------------|------------------|
| $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.98*** | 1.83*** | 1.78*** | 2.19*** | 1.22*** | 1.14*** |
| $\bar{Y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -1.84E-04*** | -1.68E-04*** | -1.02E-04*** | -2.31E-04*** | -4.32E-05*** | -1.67E-05*** |
| $\bar{Y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 6.84E-09*** | 4.24E-09*** | 1.74E-09** | 9.00E-09*** | 2.89E-10*** | -4.46E-11** |
| $\bar{Y}^4_{c(t-1),t-1}$ | -8.81E-14*** | -3.08E-14*** | -7.86E-15* | -1.32E-13*** | - | - |
| $\bar{Y}^5_{c(t-1),t-1}$ | 3.37E-19** | - | - | 5.99E-19*** | - | - |
| <i>Constante</i> | -593* | -264* | -633* | -703* | 698** | 350 ¹ |

*Nota: *Significativo al 20%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%, ¹ significativo al 30%.*

La especificación varía según la región, para NEA y pampeana la que mejor se adapta es un polinomio de grado cuatro, a diferencia de NOA y cuyo que lo hacen con uno de grado 5. GBA y patagonia siguen la forma previamente obtenida ya que para polinomios más elevados los parámetros pierden la significancia.

Son remarcables dos situaciones: los valores de las constantes para los polinomios mayores a grado tres, son negativas y significativas; y por otro lado los coeficientes que acompañan al rezago del ingreso son mayores o iguales a los obtenidos en la tabla n°2. Esto último quiere decir que en las regiones del interior los hogares permanecen más tiempo con los mismos niveles de ingreso. Ambos resultados son indicios para suponer posibles trampas de pobreza que siguen la forma de la curva E (gráfico n°3), debido a esto es necesario volver a determinar los equilibrios inestables posibles. En este caso, el número de raíces aumenta para cada ecuación, pero se utiliza el mismo criterio en la selección de raíces que se tomó para la ecuación cúbica.

Para mostrar los equilibrios de las nuevas especificaciones se organizan los valores en la tabla n°6. Las raíces son mayores respecto a las obtenidas en la tabla n°4. Las cuales se corresponden con equilibrios inestables debido a que sus pendientes son mayores a uno.

Tabla n°6: Modelo Efectos Fijos por cohorte.

| <i>Regiones</i> | | <i>Sin corrección</i> | <i>Con corrección cte.</i> | <i>Con corrección cte.</i> |
|-----------------|-----------------------------|-----------------------|----------------------------|----------------------------|
| | | <i>cte.</i> | $\Theta=0.5$ | $\Theta=0.95$ |
| <i>NOA</i> | Raíz¹ | 693 | 724 | 696 |
| | Derivada² | 1,73 | 1,72 | 1,73 |
| <i>NEA</i> | Raíz | 341 | 374 | 344 |
| | Derivada | 1,72 | 1,71 | 1,72 |
| <i>Cuyo</i> | Raíz | 680 | 723 | 684 |
| | Derivada | 1,87 | 1,88 | 1,88 |
| <i>Pampeana</i> | Raíz | 927 | 983 | 933 |
| | Derivada | 1,59 | 1,58 | 1,59 |

¹Se considera la solución de la ecuación (20) y (21) de acuerdo al caso.

²Es la derivada del polinomio evaluada en la raíz

Los puntos de intercepción de la función generadora con la recta de 45° son similares aun cuando se corrigen los alfa. Estos resultados implican que los equilibrios inestables significativos aparecen, de acuerdo a la región, en valores que van desde 341 a 983 pesos de 2014 por adulto equivalente. Es decir, que si se consideran hogares tipo de 4 personas (3,5 adultos equivalentes), los niveles de ingreso serían 1.193 y 3.440 pesos para los equilibrios inestables.

Por último, en la tabla n°7 se presentan los equilibrios cuando se toma algunos valores de la distribución de los alfa. La diferencia con la tabla n°4 es que hay equilibrios inestables para mayores tramos de la distribución de los alfa, desde el percentil 25 hasta 75 para NOA, NEA, pampeana y cuyo,

Tabla n°7: Valor de la raíz y derivada para los alfa.

| <i>Región</i> | <i>Distribución alfa¹</i> | | | | | |
|-----------------|--------------------------------------|---------------|------------|------------|------------|---------------|
| | | Mínimo | 25% | 50% | 75% | Máximo |
| <i>NOA</i> | Alfa | -1650,8 | -782,5 | -537,6 | -250,2 | 846,7 |
| | Raíz² | imaginaria | 968,3 | 618,8 | 268,7 | -753,9 |
| | Derivada³ | - | 1,64 | 1,76 | 1,88 | 2,27 |
| <i>NEA</i> | Alfa | -1071,4 | -441,7 | -252,1 | -75,4 | 820,3 |
| | Raíz | 2301,6 | 605,3 | 324,9 | 92,7 | -842,0 |
| | Derivada | 1,12 | 1,63 | 1,72 | 1,80 | 2,12 |
| <i>Pampeana</i> | Alfa | -2150,8 | -959,6 | -622,9 | -343,9 | 749,7 |
| | Raíz | imaginario | 1539,2 | 909,5 | 472,2 | -866,3 |
| | Derivada | - | 1,47 | 1,60 | 1,68 | 1,96 |
| <i>Cuyo</i> | Alfa | -2302,1 | -974,1 | -729,8 | -455,8 | 527,2 |
| | Raíz | imaginario | 1011,7 | 710,0 | 417,2 | -410,7 |
| | Derivada | - | 1,75 | 1,87 | 2,00 | 2,38 |

¹Se construye la distribución a través de bootstrap con 1000 repeticiones.
²Se exhibe la solución de la ecuación (20) que se considera podría ser la trampa de pobreza.
³Es la derivada del polinomio evaluada en la raíz.
 Nota: se tomó nivel de significancia del 30% para los coeficientes de cada polinomio.

Cuando se realizan los mismos cálculos a nivel cohortes de las regiones, en general se encuentra que la mayoría de estos grupos presentan equilibrios inestables en valores cercanos a los expuestos en la tabla n°6.

Con estos nuevos resultados se encuentra evidencia más robusta a favor de trampas de pobreza.

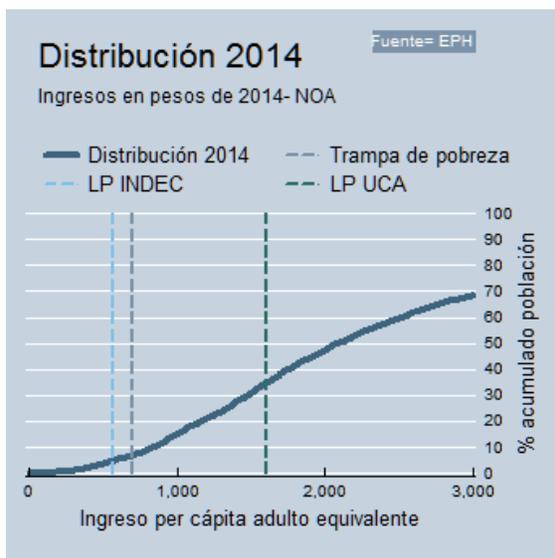
IV.4 Análisis de las líneas de trampa de pobreza

Como un cálculo de la magnitud del tema, resulta interesante contabilizar la cantidad de individuos entrampados, utilizando los valores del ingreso encontrados en la tabla n°7, solamente para las regiones que presentan evidencia de trampas de pobreza. Además, es oportuno comparar las distancias de este umbral con las líneas de pobreza medidas por INDEC y Universidad Católica Argentina (UCA)³².

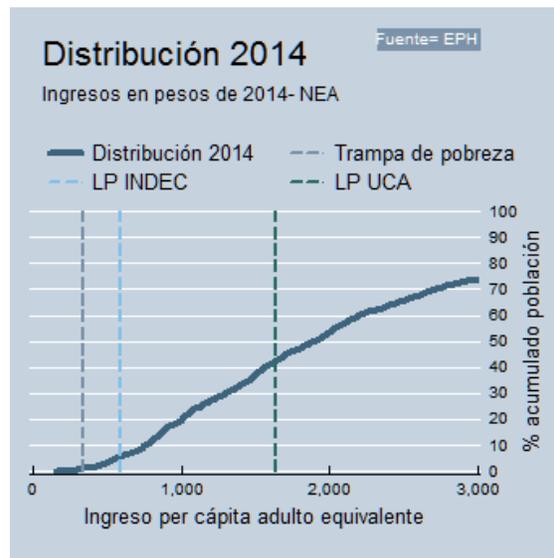
Las líneas de trampa presentan grandes diferencias por regiones. Los siguientes gráficos de frecuencia acumulada de la población según el ingreso per cápita por adulto equivalente, señalan las diferencias de la cantidad de individuos que se encuentran por debajo de cada línea indicada.

Gráfico n°6

a)

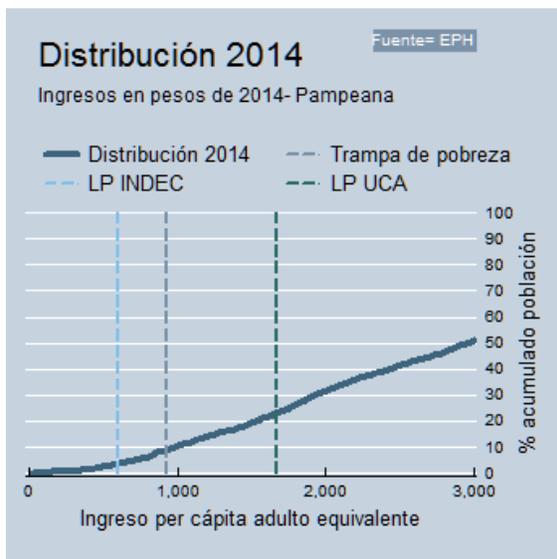


b)

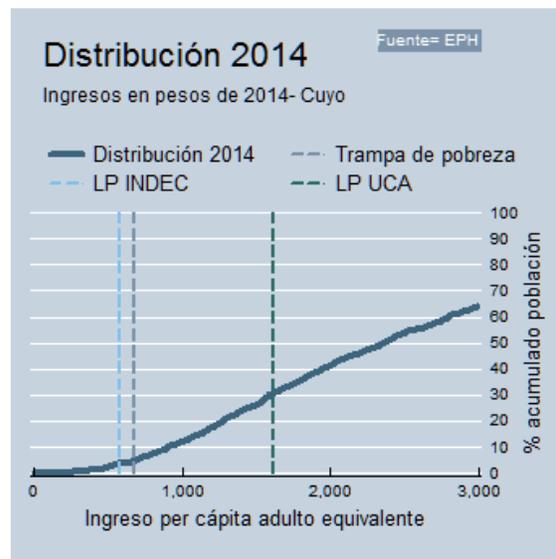


³²Barómetro de la Deuda Social, en “Universidad Católica Argentina”, (Buenos Aires, julio 2015).

c)



d)



Para todas las regiones, salvo NEA, el umbral de trampa se encuentra por encima de la línea de pobreza del INDEC, pero todos muy alejados de la que considera la UCA. Tanto para INDEC como para UCA, la región que mayores pobres concentra es NEA. De acuerdo a la información del gráfico 4.b) hay menos individuos entrampada que gente pobre. En cambio para NOA y cuyo, si se toma la línea de pobreza del INDEC, hay más gente dentro de los ingresos de trampa que pobres. A diferencia de las otras regiones, el área pampeana muestra el umbral de trampa más alto por lo que concentra mayor cantidad de personas entrampada que el resto. Esto no implica que la línea de trampa sea también una línea de pobreza para este caso, sino podría ser considerado como una trampa de ingreso.

Expandiendo el análisis anterior, se calcula el índice de Foster, Greer y Thorbecke³³ (FGT), el cual, cuando $a=0$ es idéntico a la línea de pobreza (en este caso cuenta la cantidad de pobres por debajo de la línea de trampa), mientras que cuando $a=1$, es igual al Poverty Gap³⁴ (PG) que brinda información de la intensidad o profundidad de la

³³FOSTER, James, GREER, Joel y THORBECKE, Erik, A class of decomposable poverty Measures, en "Econometrica", (mayo 1984), vol. 52, n° 3, pág 761-766.

³⁴El Poverty Gap se calcula a partir de la siguiente fórmula:

$$PGI = 1/N * \sum_{i=1}^H (z - y_i/z)$$
, siendo z la línea de pobreza, N el número de personas consideradas, H el número de pobres, y los y_i son los ingresos de cada persona. Solo se suman los y_i por debajo de z .

pobreza. Finalmente, cuando $a=2$, el índice mide la desigualdad o severidad de la pobreza. Cabe aclarar que para calcular estos índices se corrigen las líneas de INDEC y UCA de acuerdo a los coeficientes por región de la Paridad de Precios de Compra del Consumidor³⁵.

En la primera fila de la tabla n°8 se exhiben los porcentajes de individuos que se encuentran atrapados en cada región. En la segunda fila se muestra la brecha relativa que existe entre el ingreso de la población que está por debajo del umbral de trampa, y dicha línea de trampa, promediada por el número de personas de la región. En la tercera, el análisis es similar al Poverty Gap ($a=1$) anterior pero atribuyendo mayor peso a la gente que tiene ingresos más cercanos a cero.

Tabla n°8: Índices de pobreza según trampa de pobreza.

| | <i>FGT(a)*</i> | <i>NOA</i> | <i>NEA</i> | <i>PAMPEANA</i> | <i>CUYO</i> |
|------------------------|----------------|------------|------------|-----------------|-------------|
| <i>Línea de trampa</i> | a=0 | 5.7% | 1.0% | 6.9% | 4.4% |
| | a=1 | 1.9% | 0.2% | 2.4% | 1.2% |
| | a=2 | 0.9% | 0.1% | 1.2% | 0.5% |

**Cuando $a=0$, el FGT es igual al headcount ratio, cuando $a=1$ es igual al Poverty Gap*

Comparando estos índices entre regiones, la región que mayor porcentaje de personas atrapadas tiene es el área pampeana, seguida de NOA, cuyo y NEA.

Cuando se analiza el PG las mayores brechas también se encuentran en el área pampeana, esto puede deberse a que el umbral es más alto para esta zona. El segundo en porcentajes es NOA, que junto con cuyo poseen una línea de trampa similar, sin embargo el indicador es mayor para el primero. Por otro lado, NEA es el que menor brecha tiene, indicando que la gente se mueve en general sobre el umbral de trampa, aunque también puede deberse a que la línea es muy pequeña.

En general, los PG no son muy altos para ninguna de las regiones, lo cual es indicio de concentración de los individuos en los puntos de trampa. Es decir, los datos se encuentran rodeando el equilibrio inestable encontrado.

³⁵ Paridades de Poder de Compra del Consumidor, en "INDEC", (febrero 2002).

Es llamativo resaltar el caso de NOA, porque si se compara con cuyo que tiene una línea de umbral similar, el FGT(2) es casi el doble. Esto describe que en NOA hay más gente relativamente cercana a ingresos 0 que en cuyo. Por otro lado, si bien NOA tiene un FGT(2) más bajo que el área pampeana, la diferencia no es demasiado significativa, teniendo en cuenta que la línea del área pampeana es casi 50% mayor a la de NOA.

Si bien el análisis anterior no refleja la realidad en NEA, considerada la zona más pobre de la Argentina, podrían esgrimirse ciertos argumentos que explicarían estas diferencias. Por un lado, las encuestas solamente toman datos representativos de la población urbana y sería lógico pensar que la mayor pobreza no es relevada. Y por otro lado, como las direcciones provinciales de estadística son las encargadas de recopilar los datos, podría pensarse que no fueron correctamente captados. Si bien ambas situaciones podrían darse en todas las regiones, es de esperarse que sea más crítica en NEA.

Finalmente es destacable resaltar el caso del área pampeana, cuyo umbral de trampa podría estar más relacionado a un estancamiento en la dinámica de ingresos para la clase media-baja y no necesariamente a una trampa de pobreza. Igual implica un límite al crecimiento y un problema si se producen shocks negativos.

V. Conclusiones

La existencia de trampas de pobreza ha sido analizada empíricamente solo para algunos países de Latinoamérica y si bien uno de ellos fue Argentina, únicamente se realizó para el aglomerado de GBA. El presente trabajo intenta dilucidar esta incógnita, brindando un nuevo dato para comprender mejor la persistencia de la pobreza.

Se encuentra la existencia de trampas de pobreza para 4 de las 6 regiones consideradas (NOA, NEA, cuyo, pampeana). Para alcanzar este objetivo, se tuvo que plantear una extensión a la ecuación tradicional respetando la metodología de pseudo paneles. Con esta alternativa las mediciones se vuelven más robustas de acuerdo a distintos estadísticos (criterios de información de Akaike y Schwarz, pseudo R^2).

Los resultados obtenidos son válidos para el hogar promedio de cada grupo, debido a la metodología de pseudo paneles. Si bien deja de lado aspectos relacionados con

la distribución del ingreso dentro de cada cohorte, es posible inferir trampas de pobreza para los hogares de la cola izquierda de la distribución.

Los valores de las líneas de trampa encontradas sugieren que la región con más gente atrapada es el área pampeana. Esto no implica que los hogares están atrapados en la pobreza, sino que se encuentran estancados para ese nivel de ingreso.

En NOA y cuyo los umbrales son similares y pueden interpretarse como trampas de pobreza. De acuerdo a los índices que se analizaron, NOA posee una situación más grave respecto a la pobreza.

Es difícil concluir sobre los resultados obtenidos para NEA ya que los mismos no se condicen con la percepción actual de la pobreza en la región, y además existen muchos cuestionamientos sobre la calidad de los datos.

Por otro lado, las formas funcionales de las regresiones sugieren menor movilidad social, en comparación con GBA y patagonia, para las regiones que presentan trampas.

Una consecuencia y característica fundamental de la existencia de trampas de pobreza es que los pobres están imposibilitados para salir por si mismos de ese círculo viciosos. Por lo tanto, se hace necesaria la intervención directa del Estado o de organismos internacionales en apoyo a los pobres. Pero las acciones que pueden llegar a implementarse, dado el carácter multicausal y multidimensional de la trampa de pobreza, deben ser adecuadamente articuladas para que ataquen las causas profundas que mantienen a las familias atrapadas en la pobreza.

Bibliografía

AART, Kraay y MCKENZIE, David, Do Poverty Traps Exist? Assessing the Evidence, en “Journal of Economics Perspectives”, (2014), vol. 28 n°3, pág. 127-148.

AKAIKE, Hirotugu, New Look at the Statistical Model Identification, en “IEEE Xplore”, (diciembre 1974), vol. 19 issue 6.

ANTMAN, Francisca y MCKENZIE, David, Poverty traps and Nonlinear Income Dynamics with Measurement Error and Individual Heterogeneity, en “World Bank Group eLibrary”, (noviembre 2005).

ARELLANO, Manuel, INTRODUCCION AL ANALISIS ECONOMETRICO CON DATOS DE PANEL, en “BANCO DE ESPAÑA SERVICIO DE ESTUDIOS”, (1991), Documento de Trabajo n° 9222.

AZARIADIS, Costas y STACHURSKI, John, Poverty Traps, en “Handbook of economic growth”, (2005), pág. 326, (sic.).

BANERJEE, Abhijit y DUFLO, Esther, Repensar la Pobreza, editorial Taurus, (2011).

BOUND, John. y KRUEGER, Alan, The extent of measurement error in longitudinal earning data: do two wrongs make a right?, en “Journal of Labor Economics 12”, (Chicago, 1991), pag. 345-368.

BURDIN, Gabriel, FERRANDO, Mery, LEITES, Martin y SALAS, Gonzalo, Trampas de pobreza: concepto y medición. Nueva evidencia sobre la dinámica de ingresos en Uruguay, en “Instituto de Economía”, (Montevideo, 2009), pág. 192-216.

CASANOVA, José, Trampas de pobreza en Argentina: Evidencia empírica a partir de un pseudo panel, en “CEDLAS”, (Buenos Aires, 2008), documento de trabajo nro. 64.

CERÓN, Palma Isidro, Elementos Básicos de la teoría de las trampas de pobreza, en “Biblioteca virtual del Instituto Politécnico Nacional México”, (2010).

CHOW, Gregory, Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, en “Revista Económica”, (julio 1960), vol. 28, n°3, pág. 591-605.

DEATON, Angus, Panel Data from Times Series of Cross-Sections, en “Journal of Econometrics” (1985), vol. 30, pág 109-126.

DOUGLAS, North, Instituciones, Cambio Institucional y Desempeño Económico, 1° edición, Fondo de Cultura Económica de México, (1990).

FOSTER, James, GREER, Joel y THORBECKE, Erik, A class of decomposable poverty Measures, en “Econometrica”, (mayo 1984), vol. 52, n° 3, pág 761–766.

INDEC, Paridades de Poder de Compra del Consumidor, (febrero 2002).

-----, INDICE DE PRIVACION MATERIAL DE LOS HOGARES, (Buenos Aires, 2003).

JALAN, Jyotsna y RAVALLION, Martin, Geography Poverty Traps? A Micro Model of Consumption, Growth in Rural China, en “Journal of Applied Econometrics”, (2002), pág. 329-346.

LOSKIN, Michael y RAVALLION, Martin, Household Income Dynamics in Two Transition Economies, en “World Bank eLibrary” (Washington, octubre 2001).

MCKENZIE, David, Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-panels, en “Journal of Econometrics”, (2004), n°120, pág. 235-262.

MONTERUBBIANESI, Daniel. Pablo, La salud como determinante de las trampas de pobreza: Un análisis para Argentina, en “ANALES, ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA”, (Buenos Aires 2008).

NAVARRO, Ana Inés, Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo panel data, en “Revista de Análisis Económico”, (Buenos Aires, Diciembre 2010), Vol. 25, n°2, pág. 65-90.

RAVALLION, Martin, Why Don't We See Poverty Convergence?, en “Policy Research Working Paper”, (septiembre 2009) n° 5046.

RODRIGUEZ-MEZA, Jorge y GONZALEZ-VEGA, Claudio, Household income dynamics and poverty traps in El Salvador, en “AAEA Annual Meeting”, (Ohio, 2004).

RODRÍGUEZ, Francisco, ¿Está América Latina sumida en una trampa de pobreza?, en “Serie macroeconomía del desarrollo CEPAL”, (2009).

SANTOS, María Emma, Un modelo de trampa de pobreza con capital humano y calidad de la educación, en “Universidad Nacional del Sur/CONICET”, (Agosto de 2007)

-----, El índice multidimensional y trampas de pobreza en el Cono Sur, en “Revista Problemas del Desarrollo”, (septiembre 2014).

SANTOS, Juan Pablo, Trampas de Pobreza en Perú: Evidencia Empírica desde la dinámica de ingreso de los hogares, en “ANALES, ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA”, (Buenos Aires 2010).

SCHWARZ, Gideon, Estimating the dimension of a model, en “Annal of Statistics”, (marzo 1978), vol. 6 n°2, pág. 461-464.

Universidad Católica Argentina, Barómetro de la Deuda Social, (Buenos Aires, julio 2015).

VERBEEK, Marno. y VELLA, Francis, Estimating Dynamic Models From Repeated Cross Sections, en “Journal of econometrics”, (2005), n°127, pág. 83-102.

Apéndice

Tabla n°9: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región Pampeana.

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|---------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 11-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 296 | 517 | 622 | 726 | 693 | 635 | 595 | 545 |
| 1992 | | | | 293 | 501 | 613 | 694 | 701 | 663 | 576 | 578 |
| 1993 | | | | 314 | 529 | 592 | 717 | 721 | 639 | 554 | 565 |
| 1994 | | | | 342 | 521 | 599 | 684 | 706 | 673 | 570 | 544 |
| 1995 | | | | 324 | 440 | 648 | 692 | 687 | 730 | 601 | 544 |
| 1996 | | | 366 | 457 | 595 | 711 | 694 | 648 | 593 | 537 | 492 |
| 1997 | | | 327 | 457 | 561 | 654 | 645 | 648 | 568 | 463 | |
| 1998 | | | 347 | 468 | 530 | 626 | 584 | 655 | 503 | 472 | |
| 1999 | | | 254 | 349 | 406 | 473 | 450 | 444 | 426 | 347 | |
| 2000 | | | 236 | 333 | 390 | 438 | 447 | 401 | 414 | 336 | |
| 2001 | | 252 | 307 | 398 | 391 | 393 | 419 | 365 | 333 | 297 | |
| 2002 | | 223 | 288 | 328 | 352 | 381 | 385 | 394 | 323 | | |
| 2003 | | 188 | 240 | 293 | 312 | 295 | 283 | 308 | 272 | | |
| 2004 | | 185 | 260 | 272 | 285 | 314 | 309 | 294 | 267 | | |
| 2005 | | 161 | 223 | 273 | 263 | 276 | 283 | 300 | 273 | | |
| 2006 | 165 | 258 | 262 | 274 | 319 | 311 | 322 | 276 | 223 | | |
| 2007 | 194 | 283 | 289 | 301 | 349 | 337 | 345 | 324 | | | |
| 2008 | 204 | 292 | 319 | 305 | 306 | 327 | 323 | 284 | | | |
| 2009 | 163 | 307 | 300 | 336 | 269 | 314 | 307 | 271 | | | |
| 2010 | 167 | 291 | 321 | 309 | 290 | 321 | 325 | 300 | | | |
| 2011 | 278 | 325 | 322 | 276 | 301 | 310 | 304 | 253 | | | |
| 2012 | 282 | 344 | 328 | 299 | 309 | 295 | 268 | | | | |
| 2013 | 253 | 348 | 344 | 308 | 309 | 302 | 261 | | | | |
| 2014 | 255 | 330 | 326 | 321 | 289 | 321 | 304 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n°10: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región Cuyo

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|------------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 10-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 97 | 248 | 275 | 338 | 318 | 328 | 259 | 272 |
| 1992 | | | | 126 | 243 | 286 | 316 | 337 | 340 | 253 | 260 |
| 1993 | | | | 130 | 232 | 299 | 316 | 364 | 313 | 282 | 250 |
| 1994 | | | | 146 | 229 | 298 | 356 | 364 | 338 | 269 | 236 |
| 1995 | | | | 152 | 229 | 316 | 328 | 388 | 334 | 330 | 244 |
| 1996 | | | 152 | 271 | 296 | 394 | 370 | 391 | 324 | 271 | 223 |
| 1997 | | | 157 | 245 | 345 | 361 | 381 | 377 | 352 | 248 | |
| 1998 | | | 157 | 284 | 354 | 371 | 361 | 400 | 312 | 251 | |
| 1999 | | | 134 | 271 | 314 | 375 | 397 | 349 | 358 | 261 | |
| 2000 | | | 98 | 163 | 202 | 219 | 248 | 263 | 229 | 193 | |
| 2001 | | 86 | 162 | 209 | 212 | 229 | 252 | 231 | 172 | 178 | |
| 2002 | | 76 | 183 | 199 | 235 | 249 | 245 | 251 | 212 | | |
| 2003 | | 68 | 132 | 120 | 169 | 165 | 140 | 166 | 143 | | |
| 2004 | | 46 | 83 | 124 | 134 | 147 | 139 | 130 | 127 | | |
| 2005 | | 52 | 95 | 123 | 139 | 131 | 125 | 138 | 132 | | |
| 2006 | 44 | 102 | 133 | 121 | 126 | 119 | 144 | 136 | 109 | | |
| 2007 | 54 | 138 | 155 | 143 | 151 | 172 | 175 | 153 | | | |
| 2008 | 68 | 129 | 174 | 146 | 165 | 166 | 181 | 162 | | | |
| 2009 | 63 | 135 | 149 | 150 | 154 | 183 | 176 | 140 | | | |
| 2010 | 74 | 125 | 173 | 143 | 144 | 156 | 170 | 155 | | | |
| 2011 | 120 | 174 | 163 | 155 | 141 | 166 | 160 | 140 | | | |
| 2012 | 113 | 156 | 153 | 167 | 153 | 145 | 152 | | | | |
| 2013 | 112 | 137 | 164 | 131 | 136 | 160 | 143 | | | | |
| 2014 | 115 | 151 | 168 | 150 | 159 | 170 | 180 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n°11: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región Gran Buenos Aires

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|---------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 10-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 87 | 217 | 259 | 292 | 315 | 274 | 243 | 238 |
| 1992 | | | | 78 | 211 | 253 | 297 | 316 | 276 | 248 | 214 |
| 1993 | | | | 110 | 220 | 288 | 339 | 357 | 296 | 303 | 231 |
| 1994 | | | | 103 | 218 | 318 | 356 | 382 | 328 | 312 | 240 |
| 1995 | | | | 118 | 211 | 298 | 368 | 358 | 349 | 319 | 241 |
| 1996 | | | 121 | 224 | 279 | 334 | 336 | 326 | 305 | 275 | 251 |
| 1997 | | | 121 | 219 | 280 | 331 | 345 | 348 | 317 | 274 | |
| 1998 | | | 103 | 262 | 322 | 309 | 371 | 374 | 316 | 295 | |
| 1999 | | | 119 | 240 | 288 | 326 | 365 | 389 | 349 | 302 | |
| 2000 | | | 112 | 218 | 320 | 336 | 360 | 366 | 349 | 276 | |
| 2001 | | 100 | 239 | 315 | 343 | 337 | 361 | 322 | 262 | 221 | |
| 2002 | | 131 | 237 | 288 | 319 | 307 | 319 | 333 | 247 | | |
| 2003 | | 61 | 96 | 148 | 144 | 194 | 180 | 162 | 125 | | |
| 2004 | | 109 | 203 | 272 | 262 | 293 | 274 | 304 | 275 | | |
| 2005 | | 105 | 191 | 264 | 243 | 280 | 283 | 304 | 281 | | |
| 2006 | 94 | 228 | 271 | 286 | 278 | 319 | 317 | 306 | 227 | | |
| 2007 | 80 | 198 | 268 | 231 | 254 | 271 | 281 | 244 | | | |
| 2008 | 78 | 198 | 245 | 250 | 264 | 260 | 270 | 256 | | | |
| 2009 | 81 | 196 | 251 | 264 | 265 | 239 | 259 | 262 | | | |
| 2010 | 73 | 162 | 241 | 222 | 243 | 247 | 244 | 230 | | | |
| 2011 | 180 | 231 | 256 | 233 | 268 | 260 | 262 | 254 | | | |
| 2012 | 164 | 223 | 252 | 245 | 243 | 245 | 264 | | | | |
| 2013 | 165 | 208 | 242 | 214 | 202 | 226 | 255 | | | | |
| 2014 | 217 | 274 | 336 | 323 | 324 | 316 | 308 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n°12: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región NOA

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|------------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 10-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 274 | 487 | 735 | 784 | 724 | 639 | 565 | 534 |
| 1992 | | | | 233 | 497 | 719 | 767 | 766 | 666 | 553 | 542 |
| 1993 | | | | 215 | 463 | 607 | 781 | 721 | 635 | 550 | 465 |
| 1994 | | | | 206 | 440 | 601 | 727 | 755 | 660 | 579 | 438 |
| 1995 | | | | 180 | 333 | 408 | 537 | 568 | 539 | 404 | 345 |
| 1996 | | | 202 | 388 | 556 | 653 | 671 | 675 | 507 | 431 | 408 |
| 1997 | | | 194 | 391 | 583 | 605 | 638 | 609 | 511 | 420 | |
| 1998 | | | 204 | 384 | 514 | 578 | 621 | 598 | 511 | 423 | |
| 1999 | | | 212 | 328 | 426 | 478 | 523 | 481 | 451 | 359 | |
| 2000 | | | 194 | 323 | 416 | 483 | 518 | 498 | 407 | 368 | |
| 2001 | | 199 | 335 | 392 | 497 | 489 | 516 | 430 | 353 | 277 | |
| 2002 | | 194 | 344 | 388 | 516 | 475 | 490 | 438 | 344 | | |
| 2003 | | 150 | 241 | 304 | 380 | 365 | 399 | 321 | 276 | | |
| 2004 | | 109 | 154 | 218 | 243 | 230 | 271 | 245 | 195 | | |
| 2005 | | 113 | 145 | 210 | 233 | 243 | 263 | 268 | 226 | | |
| 2006 | 98 | 173 | 228 | 228 | 252 | 264 | 288 | 222 | 182 | | |
| 2007 | 124 | 240 | 268 | 327 | 333 | 355 | 364 | 330 | | | |
| 2008 | 117 | 238 | 284 | 291 | 349 | 371 | 349 | 286 | | | |
| 2009 | 110 | 225 | 314 | 293 | 326 | 341 | 365 | 276 | | | |
| 2010 | 120 | 220 | 322 | 307 | 270 | 305 | 358 | 297 | | | |
| 2011 | 232 | 327 | 292 | 294 | 306 | 334 | 286 | 251 | | | |
| 2012 | 232 | 274 | 297 | 293 | 303 | 307 | 293 | | | | |
| 2013 | 189 | 267 | 275 | 288 | 319 | 314 | 297 | | | | |
| 2014 | 186 | 310 | 370 | 368 | 340 | 323 | 352 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n°13: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región NEA

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|------------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 10-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 226 | 435 | 510 | 562 | 470 | 425 | 364 | 311 |
| 1992 | | | | 243 | 497 | 572 | 609 | 527 | 402 | 379 | 349 |
| 1993 | | | | 218 | 379 | 474 | 514 | 438 | 383 | 322 | 343 |
| 1994 | | | | 214 | 363 | 450 | 502 | 464 | 373 | 365 | 317 |
| 1995 | | | | 159 | 261 | 400 | 423 | 399 | 341 | 287 | 220 |
| 1996 | | | 211 | 353 | 508 | 522 | 561 | 422 | 395 | 287 | 272 |
| 1997 | | | 240 | 329 | 516 | 515 | 512 | 477 | 324 | 274 | |
| 1998 | | | 219 | 293 | 367 | 463 | 407 | 393 | 267 | 239 | |
| 1999 | | | 190 | 291 | 317 | 422 | 423 | 313 | 255 | 225 | |
| 2000 | | | 159 | 236 | 268 | 292 | 306 | 263 | 218 | 190 | |
| 2001 | | 157 | 221 | 228 | 317 | 297 | 275 | 231 | 179 | 144 | |
| 2002 | | 145 | 196 | 227 | 311 | 298 | 281 | 231 | 166 | | |
| 2003 | | 122 | 167 | 223 | 233 | 230 | 216 | 193 | 156 | | |
| 2004 | | 70 | 130 | 128 | 137 | 182 | 164 | 144 | 108 | | |
| 2005 | | 68 | 112 | 133 | 134 | 183 | 163 | 160 | 131 | | |
| 2006 | 74 | 114 | 123 | 165 | 155 | 156 | 176 | 139 | 104 | | |
| 2007 | 107 | 166 | 171 | 198 | 209 | 221 | 247 | 200 | | | |
| 2008 | 103 | 148 | 166 | 168 | 222 | 231 | 198 | 198 | | | |
| 2009 | 103 | 155 | 166 | 173 | 195 | 238 | 213 | 191 | | | |
| 2010 | 104 | 141 | 169 | 188 | 200 | 233 | 224 | 182 | | | |
| 2011 | 153 | 205 | 195 | 185 | 240 | 206 | 182 | 140 | | | |
| 2012 | 132 | 192 | 175 | 169 | 216 | 203 | 174 | | | | |
| 2013 | 121 | 169 | 165 | 164 | 190 | 209 | 172 | | | | |
| 2014 | 118 | 180 | 162 | 184 | 201 | 197 | 182 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n° 14: Cantidad de observaciones para cada cohorte, para la región NEA

| Año de relevamiento | Cohortes / Grupos | | | | | | | | | | |
|------------------------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 10-15 | 16-20 | 21-25 | 26-30 | 31-35 | 36-40 | 41-45 | 46-50 | 51-55 | 56-60 | 61-65 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
| 1991 | | | | 213 | 505 | 671 | 549 | 434 | 328 | 245 | 159 |
| 1992 | | | | 248 | 543 | 611 | 577 | 475 | 345 | 265 | 191 |
| 1993 | | | | 226 | 550 | 661 | 598 | 502 | 368 | 247 | 216 |
| 1994 | | | | 200 | 512 | 740 | 679 | 559 | 376 | 296 | 207 |
| 1995 | | | | 232 | 510 | 758 | 729 | 578 | 378 | 300 | 209 |
| 1996 | | | 148 | 302 | 449 | 472 | 401 | 285 | 236 | 169 | 111 |
| 1997 | | | 160 | 314 | 457 | 471 | 417 | 326 | 231 | 163 | |
| 1998 | | | 143 | 282 | 397 | 409 | 361 | 258 | 189 | 144 | |
| 1999 | | | 90 | 197 | 262 | 312 | 268 | 193 | 152 | 123 | |
| 2000 | | | 85 | 171 | 251 | 307 | 274 | 211 | 158 | 113 | |
| 2001 | | 105 | 197 | 241 | 302 | 293 | 221 | 180 | 120 | 102 | |
| 2002 | | 102 | 168 | 268 | 274 | 292 | 234 | 153 | 129 | | |
| 2003 | | 78 | 120 | 184 | 198 | 232 | 181 | 128 | 112 | | |
| 2004 | | 29 | 67 | 86 | 110 | 99 | 80 | 72 | 54 | | |
| 2005 | | 24 | 69 | 85 | 95 | 109 | 88 | 68 | 59 | | |
| 2006 | 32 | 76 | 73 | 73 | 119 | 86 | 86 | 55 | 30 | | |
| 2007 | 67 | 147 | 141 | 154 | 179 | 170 | 149 | 96 | | | |
| 2008 | 58 | 120 | 116 | 128 | 156 | 158 | 138 | 94 | | | |
| 2009 | 65 | 140 | 144 | 158 | 153 | 176 | 132 | 107 | | | |
| 2010 | 77 | 135 | 142 | 133 | 150 | 157 | 152 | 106 | | | |
| 2011 | 170 | 150 | 138 | 119 | 161 | 136 | 124 | 65 | | | |
| 2012 | 145 | 149 | 134 | 136 | 136 | 135 | 131 | | | | |
| 2013 | 122 | 144 | 115 | 146 | 146 | 133 | 117 | | | | |
| 2014 | 115 | 145 | 141 | 150 | 121 | 130 | 112 | | | | |

Nota: Datos EPH

Tabla n°15: Resultado de la ecuación (19) mediante Efectos Fijos y MCO, para NOA.

| VARIABLE | MCO | | | EF | | |
|--------------------------|------------|------------|--------------|--------------|-------------|--------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.07*** | 1.24*** | 1.78*** | 1.11 | 1.37*** | 1.98*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -1.90E-05* | -4.41E-05* | -1.54E-04*** | -2.46E-05*** | -6.05E-05** | -1.84E-04*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 1.37E-10 | 7.44E-10 | 5.98E-09*** | 1.86E-10** | 1.04E-09* | 6.84E-09*** |
| $\bar{y}^4_{c(t-1),t-1}$ | - | -3.26E-15 | -7.93E-14*** | - | -4.59E-15 | -8.81E-14*** |
| $\bar{y}^5_{c(t-1),t-1}$ | - | - | 3.07E-19** | - | - | 3.37E-19** |
| CONSTANTE | 189.6 | 15.9 | -410.7 | 159.6 | -93.1 | -593.1* |
| R-SQ WITHIN | 66 | 66 | 67 | 64 | 65 | 66 |
| AIC | 2681 | 2680 | 2674 | 2677 | 2675 | 2669 |
| BIC | 2690 | 2689 | 2684 | 2687 | 2685 | 2678 |

Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%

Tabla n°16: Resultado de la ecuación (19) mediante Efectos Fijos y MCO, para NEA.

| VARIABLE | MCO | | EF | |
|--------------------------|--------------|--------------|--------------|---------------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.23*** | 1.66*** | 1.28*** | 1.83*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -4.87E-05*** | -1.31E-04*** | -6.43E-05*** | -1.68E-04*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 3.72E-10* | 3.36E-09*** | 5.51E-10*** | 4.24E-09*** |
| $\bar{y}^4_{c(t-1),t-1}$ | - | -2.52E-14*** | - | -3.08E-14*** |
| CONSTANTE | 121.0 | -225.3 | 169.3 | -263.8 ¹ |
| R-SQ WITHIN | 53 | 55 | 50 | 54 |
| AIC | 2680 | 2671 | 2667 | 2653 |
| BIC | 2690 | 2681 | 2676 | 2662 |

Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. ¹Cte significativa al 22,6%.

Tabla n°17: Resultado de la ecuación (19) mediante Efectos Fijos y MCO, para pampeana.

| VARIABLE | MCO | | EF | |
|--------------------------|--------------|--------------|--------------|---------------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.26*** | 1.50*** | 1.37*** | 1.78*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -3.81E-05*** | -7.02E-05*** | -4.92E-05*** | -1.02E-04*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 3.07E-10*** | 1.16E-09* | 4.02E-10*** | 1.74E-09** |
| $\bar{y}^4_{c(t-1),t-1}$ | - | -5.10E-15 | - | -7.86E-15* |
| CONSTANTE | 26.9 | -271.0 | -125.3 | -633.3 ¹ |
| R-SQ WITHIN | 67.5 | 67.6 | 67.8 | 68.4 |
| AIC | 2771 | 2770 | 2766 | 2763 |
| BIC | 2781 | 2779 | 2776 | 2773 |

Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. ¹Cte significativa al 11,3%

Tabla n°18: Resultado de la ecuación (19) mediante Efectos Fijos y MCO, para cuyo.

| VARIABLE | MCO | | | EF | | |
|--------------------------|--------------|-------------|--------------|--------------|-------------|---------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.24*** | 1.43*** | 2.12*** | 1.28*** | 1.39*** | 2.19*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -4.80E-05*** | -7.59E-05** | -2.18E-04*** | -5.35E-05*** | -6.87E-05** | -2.31E-04*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 3.31E-10*** | 1.07E-09 | 8.36E-09*** | 3.70E-10*** | 7.77E-10 | 9.00E-09*** |
| $\bar{y}^4_{c(t-1),t-1}$ | - | -4.34E-15 | -1.21E-13*** | - | -2.39E-15 | -1.32E-13*** |
| $\bar{y}^5_{c(t-1),t-1}$ | - | - | 0.00*** | - | - | 0 |
| CONSTANT | 171 | -29.48788 | -645*** | 136 | 25 | -703* |
| R-SQ WITHIN | 56 | 56 | 58 | 56 | 56 | 58 |
| AIC | 2737.2 | 2736.2 | 2728.3 | 2731.3 | 2731.1 | 2722.5 |

| | | | | | | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|---------------|
| BIC | 2746.8 | 2745.8 | 2737.9 | 2740.9 | 2740.7 | 2732.1 |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|---------------|

*Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%*

Tabla n°19: Resultado de la ecuación (19) y mediante Efectos Fijos y MCO, para GBA.

| VARIABLE | MCO | EF |
|--------------------------|--------------|--------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.18*** | 1.22 |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -3.95E-05*** | -4.32E-05*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 2.71E-10*** | 2.89E-10*** |
| CONSTANTE | 713.8** | 698** |
| R-SQ WITHIN | 46 | 47 |
| AIC | 2831 | 2824 |
| BIC | 2841 | 2833 |

*Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%*

Tabla n°20: Resultado de la ecuación (19) y mediante Efectos Fijos y MCO, para patagonia.

| VARIABLE | MC O | EF |
|--------------------------|------------------|------------------|
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 1.12 *** | 1.14*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | - 1.50E-05*** | -1.67E- 05*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 3.85 E-11* | -4.46E- 11* |
| CONSTANTE | 338. 6 | 350.2 |
| R-SQ WITHIN | 64 | 64 |
| AIC | 294 6 | 2941 |

| | | |
|------------|-----|------|
| BIC | 295 | 2950 |
| | 5 | |

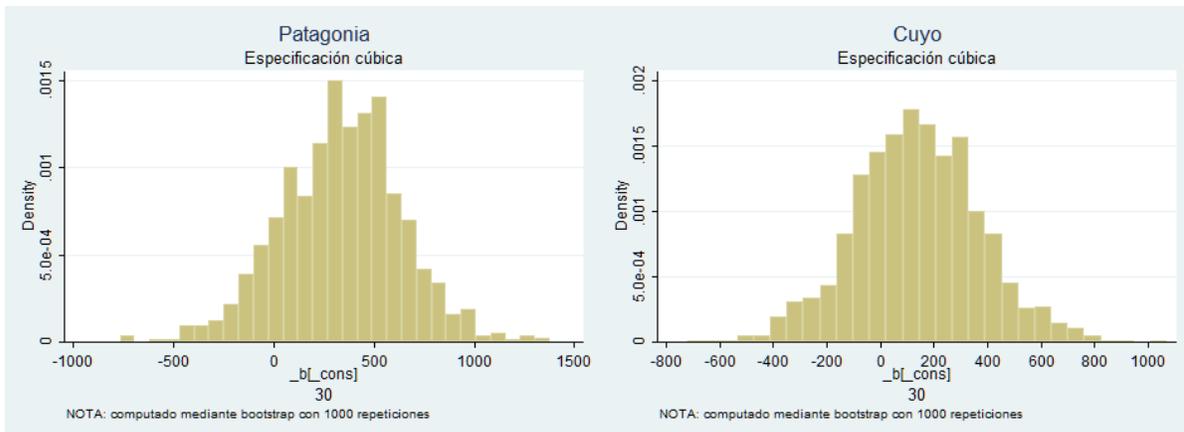
Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. ¹Cte significativa al 29,5%

Tabla n°21: Resultados de la ecuación (19), tomando Efectos Fijos y *dummies* para los años 2002 y 2003.

| VARIABLE | NOA | NEA | PAMPEAN | CUYO | PATAGONI | GBA |
|--------------------------|---------------|---------------|-------------|---------------|-------------|----------------|
| E | A | | | A | | |
| $\bar{y}_{c(t-1),t-1}$ | 0,95*** | 1,12*** | 1,13*** | 1.14*** | 1,04*** | 0.95*** |
| $\bar{y}^2_{c(t-1),t-1}$ | -1.43E-05 | -5.41E-05*** | -3.31E-05** | -4.6E-05*** | -1.49E-05** | -2.8E-05*** |
| $\bar{y}^3_{c(t-1),t-1}$ | 9.31E-11 | 5.32E-10* | 2.65E-10** | 3.1E-10*** | 3.97E-11* | 2.0E-10*** |
| D2002 | - | - | -1220.33*** | - | -1487,91*** | - |
| | 966.44** * | 866.96** * | | 878.59** * | | 1294.43** * |
| D2003 | - | - | -439.71** | - | -863,02** | - |
| | 346.55** | 334.40** | | 524.42** * | | 688.27*** |

Nota: *Significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%

Gráficos n° 7: Corresponde a la distribución de alfa para la especificación cúbica.



Trampas de Pobreza

Contenido

| | |
|---|----|
| Resumen | 2 |
| Introducción | 3 |
| I. Marco teórico | 4 |
| I.1 Algunas causas de las trampas de pobreza..... | 6 |
| I.2 Especificación de la función generadora de ingresos | 8 |
| I.3 Literatura..... | 10 |
| I.4 Modelo Teórico..... | 12 |
| II: Modelo Econométrico | 14 |
| II.1 Desgranamiento o <i>Attrition</i> | 16 |
| II.2 Errores en la medición del ingreso | 17 |
| III. Datos | 21 |
| III.1 Construcción de Cohortes | 21 |
| IV. Resultados | 24 |
| IV.1 Correcciones a la especificación | 27 |
| IV.2 Análisis de equilibrios..... | 28 |
| IV.3 Extensión del modelo econométrico | 32 |
| IV.4 Análisis de las líneas de trampa de pobreza | 37 |
| V. Conclusiones | 40 |
| Bibliografía | 42 |
| Apéndice..... | 45 |