

Millón, Emilia; García, Bruno Rodrigo

Article

Trampas de pobreza: Evidencia para las regiones de Argentina

Atlantic Review of Economics (ARoEc)

Provided in Cooperation with:

Economists Association of A Coruña

Suggested Citation: Millón, Emilia; García, Bruno Rodrigo (2018) : Trampas de pobreza: Evidencia para las regiones de Argentina, Atlantic Review of Economics (ARoEc), ISSN 2174-3835, Colegio de Economistas de A Coruña, A Coruña, Vol. 1, Iss. 2

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/213794>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Trampas de Pobreza: evidencia para las regiones de Argentina

Ma. Emilia Millón¹

Universidad Nacional de Tucumán

Bruno Rodrigo García

Universidad Nacional de Tucumán

“La tierra tiene lo suficiente para satisfacer las necesidades de todos, pero no las ambiciones de unos cuantos”. Mahatma Gandhi

¹ Mails: millon.emilia@gmail.com, brurgar@hotmail.com

Resumen

El objetivo de este trabajo es buscar evidencia de trampas de pobreza para las 6 regiones que conforman Argentina.

La metodología seleccionada se basa en la propuesta de Antman y Mckenzie (2005), la cual sugiere dentro del modelo de crecimiento clásico una especificación para la trayectoria de ingreso que permite equilibrios múltiples. En particular, el presente trabajo aporta y plantea una extensión funcional a esta metodología.

Utilizando la forma econométrica de la literatura los resultados determinan la existencia de trampas de pobreza en forma débil para 4 de las 6 regiones. Con la aproximación alternativa se logra mayor robustez y los resultados evidencian trampas de pobreza para 4 regiones.

Abstract

The paper search for evidence of poverty traps in different regions of Argentina. The selected methodology is based on the model proposed by Antman and Mckenzie (2005), it suggests a specification for the income's dynamic that allows multiple balances, using the framework of classical growth model. In particular, this paper proposes an extension to that methodology. Using the functional version from Antman and Mckenzie (2005), the result determines the existence of weak poverty traps in 4 of the 6 regions. With the alternative approach, the result wins robustness and gets strong evidence for 4 regions.

JEL: C23, C81, I32.

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

Introducción

En Argentina conviven familias que logran alcanzar niveles de vida altos con otras que no llegan a satisfacer sus necesidades básicas, persistiendo muchas veces en el tiempo esta última situación de carencia. Se podría nombrar distintas causantes de dicho estancamiento social, sin embargo todas se engloban en lo que la literatura denomina trampas de pobreza.

Tomando una definición más precisa, una trampa de pobreza es un "mecanismo auto mantenido que provoca que la pobreza persista." (AZARIADIS, 2005). El nombre de trampa surge de interpretarla como círculo vicioso, bajo esta órbita una familia con escasez extrema de recursos no tiene las condiciones mínimas suficientes para trabajar y conseguir ingresos que le permitan cambiar dicha situación por si solo. Esta postura busca demostrar la imposibilidad de políticas económicas bajo la mirada del crecimiento pro-pobre.²

Existen diversas formas de probar las trampas de pobreza. En general los estudios intentan detectarla a través de la correlación con su causa. Se habla entonces de trampas de hambre, salud, educación, etc. A partir de Jalan y Ravallion (2002), se suma otra perspectiva, que intenta probar su existencia con independencia de su causa. Este planteo de cierta forma contempla la posibilidad de multicausalidad. Los autores modelan una forma funcional para la dinámica del ingreso en el tiempo, que permite deducir múltiples equilibrios, unos en ingresos altos y otros para ingresos bajos, corroborando esta situación de estancamiento en la pobreza para aquellas familias que alcancen estos equilibrios en ingresos bajos.

El trabajo busca 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), además se replica el trabajo realizado por Casanova (2008) en Gran Buenos Aires (GBA) para el resto de las regiones: Noroeste Argentino (NOA), Noreste Argentino (NEA), Cuyo, Pampeana, Patagónica.

En la primera sección se describe el marco teórico bajo el cual se trabaja y en la segunda se especifica el modelo econométrico. En la tercera, se detallan los datos utilizados y la metodología de pseudo paneles. En la cuarta parte se presentan los resultados obtenidos, y en pos de mejorar la robustez de los mismos se contrasta una extensión del modelo, alcanzando satisfactoriamente dicho objetivo. Por último, la quinta sección concluye sobre los resultados obtenidos.

² La interpretación del crecimiento pro pobre que se toma en este trabajo, considera que el crecimiento económico, independientemente de donde se lo impulse, permite a los hogares salir de situaciones de precariedad o vulnerabilidad (Golovanesky, 2008). Adicionalmente, existe la distinción entre el crecimiento que permite que crezcan los pobres pero a una tasa menor que los de clase media y alta, y aquel donde los pobres se ven más beneficiados que el resto de las clases sociales.

I. Marco teórico

En general, los modelos clásicos de crecimiento económico comparten la misma estructura básica de equilibrio general, la cual consiste en encontrar el estado estacionario (equilibrio) al que debería llegar la economía. La variable endógena es el capital³, dicho de otra forma el motor de crecimiento de los países bajo este marco es la acumulación del capital.

A partir de las funciones de producción que suponen dichos modelos es posible armar la dinámica que siguen los ingresos de la economía en el tiempo. Estas dinámicas toman formas cóncavas como la del gráfico n° 1. Esto quiere decir que los ingresos crecen hasta cierto estado estacionario o de equilibrio. Formalmente la relación entre ingresos pasados y presente puede especificarse:

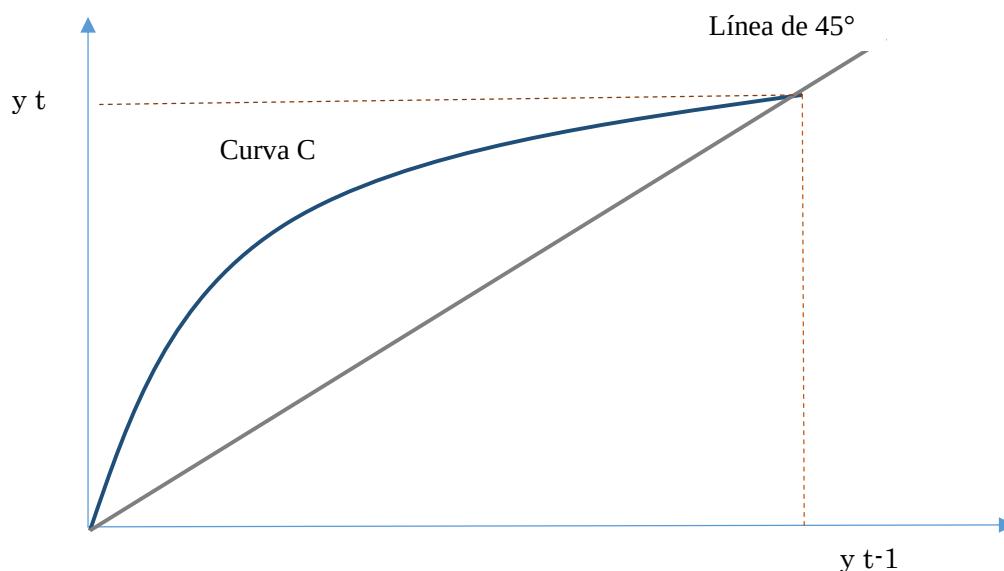
$$Y_{it}^* = \alpha_i + \beta_1 Y_{it-1}^* + \beta_2 (Y_{it-1}^*)^2$$

En donde Y_{it}^* 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 se intercepta la curva y la recta se denomina punto de equilibrio del modelo o estado estacionario estable.

³ Puede interpretarse el capital en sentido amplio como físico y humano.

Gráfico nº1



Una trampa de pobreza no sigue la forma exhibida en el gráfico nº1, ya que alberga la idea de distintos escenarios, uno de ingresos altos y otro de ingresos bajos. Esto se traduce entonces en la existencia de más de un equilibrio. Por ende se espera que las formas funcionales que reflejan dualidad económica, se compongan 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, los tipos de preferencias temporales, un conjunto de características institucionales, las imperfecciones del mercado, las asimetrías de información y de oportunidades entre los agentes económicos, entre otros. Cabe aclarar que estas causantes son necesarias pero no suficientes para encontrar trampas de pobreza.

1.1 Algunas causas de las trampas de pobreza

La literatura viene trabajando con distintas metodologías para afirmar la existencia de trampas. Las más recurrentes se enfocan en buscar la relación entre el estancamiento económico y alguna característica de los mercados u hogares que representa la causa de la trampa. De forma sintética se exponen las principales.

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. Esto 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. Esta es una de las extremas, ya que implica que déficits en la ingesta de calorías desencadena una disminución del desempeño laboral, que repercute en el jornal percibido y culmina nuevamente en carencias alimenticias.

VI) Trampa de fecundidad. Esta relaciona ciertas características demográficas de los sectores de bajos ingresos con su sostenibilidad económica. Este punto de vista alega que los hogares pobres en general tienen mayor cantidad de hijos, entonces, los hijos seguirán entrampados ya que tenderán a reproducir dicho patrón. Está implícito, que si el hogar percibe pocos ingresos, se reparte menos para cada persona, y esto impide salir de la situación de carencia.

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.

VIII) Trampas de pobreza multicausales: Existen situaciones donde se consideran que las causas son estructurales y transversales a todas las dimensiones, y donde el objetivo se centra entonces en detectar la existencia de dichas trampas sin relacionarla directamente con un causante principal. Esta línea o perspectiva es la

estrategia que propone el trabajo, siguiendo los modelos polinómicos de tercer grado o más.

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 y de baja remuneración. 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 instituciones (NORTH, 1990) 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 claro ejemplo de muchos adolescentes que se ven obligados a dejar sus estudios secundarios para poder asegurar el alimento diario.

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.

1.2 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 pobreza⁴, 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

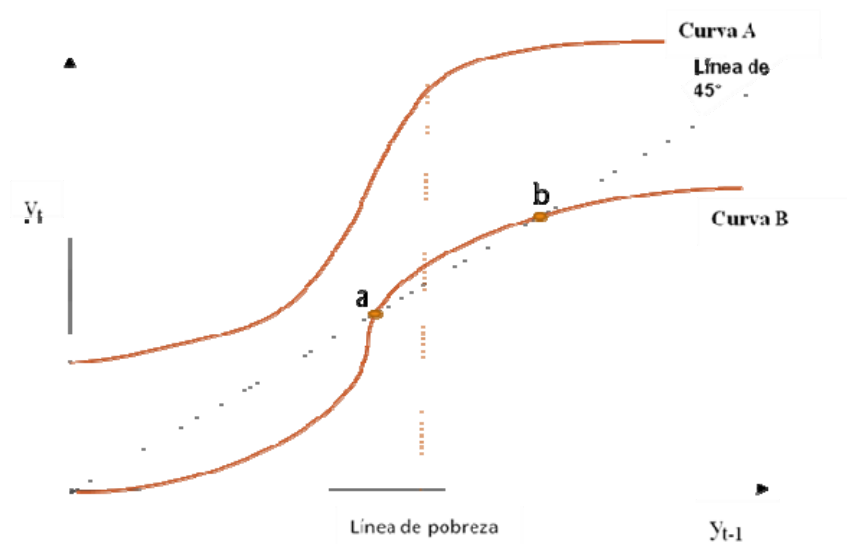
⁴Bajo nuestra consideración, la multicausalidad de las trampas, por lo menos en el caso argentino, ocasiona una dificultad importante para seleccionar un modelo particular que a su vez considere todo el espectro de formas que tienen estos círculos viciosos y la manera en que interactúan entre sí. Debido a esto, se toma la iniciativa de verificar la existencia de las mismas solamente como se mencionó.

gráfica tenga una forma similar a la que se presenta en los gráficos n°2 y n°3 (CASANOVA, 2008).

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.

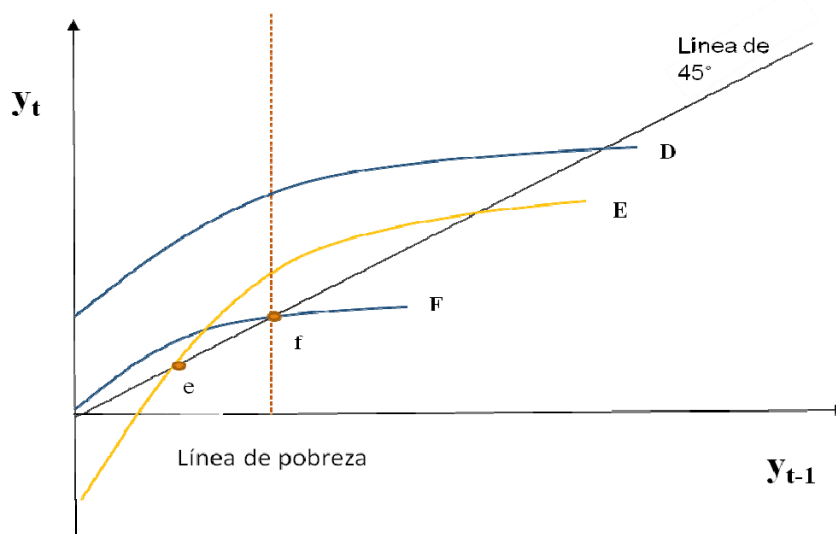
En el primer gráfico (gráfico n°2) la dinámica de ingresos sigue una forma cúbica. Las distintas situaciones que a su vez podrían darse bajo este supuesto se ilustran en la curva A y B. La curva B tiene dos equilibrios. El primer equilibrio es inestable, mientras que el segundo más alto es estable y es el que clásicamente se toma en la teoría económica como estado estacionario. 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 no crecen, sino que tienden a bajar en el tiempo. 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 nº2



En el segundo gráfico (gráfico nº3) 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 nº3



1.3 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 el polinomio de grado tres para la trayectoria de ingresos están Jalan y Ravallion (2002), quienes a partir de un panel de zonas rurales de China, utilizando el método de variables instrumentales de Arrellano-Bond, encuentran evidencia 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-Vega (2004) 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 Ravallion (2001) 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 a partir de la EPH. Utiliza la ecuación cúbica para los ingresos per cápita, y estima a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (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 Salas (2009) 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, Juan (2010) 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.

1.4 Modelo Teórico

Como se mencionó anteriormente, los modelos teóricos para probar solamente la existencia de trampas de pobreza consisten en testear una polinómica de grado tres para la función generadora de ingresos. Por ende la ecuación de la curva de ingresos presentes en relación a los ingresos pasados debe tomar la siguiente forma:

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

En donde Y_{it}^* es el ingreso del individuo i en el período t , en función de su ingreso en el período anterior Y_{it-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 todos las personas, mientras que α_i es el efecto individual. El error de cada observación es μ_{it} .

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 nº2). 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: $Y_{it}^* = g(Y_{it-1}^*)$ una condición necesaria y suficiente para que exista una trampa de pobreza basada en un umbral de ingreso y equilibrios múltiples es:

$$g'(Y_{it-1}^*)|_{Y_{it}^*=Y_{it-1}^*} > 1 \quad (2)$$

La función $g'(Y_{it-1}^*)$ 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:

$$\alpha_i = \bar{Y}_i - \hat{\beta}_1 \bar{Y}_{i-1} - \hat{\beta}_2 \bar{Y}_{i-1}^2 - \hat{\beta}_3 \bar{Y}_{i-1}^3 \quad (3)$$

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

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

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

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

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 μ_{it} , por lo que la condición debe ser evaluada para el promedio de tales shocks, es decir para μ_{it} igual a cero (CASANOVA, 2008)

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 Econométrico

El trabajo se basa en la metodología de pseudo paneles para llevar a cabo la investigación. Esta elección se debe a la eficacia que demuestran en la literatura consultada y a la imposibilidad de construir paneles lo suficientemente largos con los datos disponibles en la EPH. Se busca paneles largos, ya que se entiende que la dinámica del ingreso es el resultado de un sistema estructural basado en la economía de mercado, por ende es necesario analizar períodos largos que permitan visualizar dicha estructura.

La metodología de la encuesta no sigue a los hogares de forma fija, entrevista al mismo hogar hasta cuatro veces solamente, en un período de hasta 18 meses. Como el uso de paneles en el tiempo es importante para ver la evolución del ingreso en los años, se descarta la posibilidad de utilizar paneles de 4 períodos. Además, no permitiría tomar datos de periodos anteriores a 2003.

Los principales trabajos que se tuvieron en cuenta en la investigación respecto a la estimación consistente de un pseudo panel son Deaton (1985), McKenzie (2004), Verbeek y Vella (2005) y Navarro (2010). Con excepción del primero, el resto trata el tema de paneles dinámicos.

La metodología llevada a cabo es la sugerida por Antman y McKenzie (2005), la cual no sigue hogares a lo largo del tiempo sino grupos de hogares que comparten características similares (cohortes).

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

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

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:

$$\bar{\lambda}_{c(t),t} = \beta_1 (\bar{Y}_{c(t),t-1} - \bar{Y}_{c(t-1),t-1}) + \beta_2 \frac{1}{n_c} \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \beta_3 \frac{1}{n_c} \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) \quad (9)$$

Como demuestra el modelo general de Antman y McKenzie (2005), mientras el número de individuos en cada cohorte se vuelve grande, $\bar{\lambda}_{c(t),t}$ 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 se complementa en la sección siguiente, los datos son consistentes y el término $\bar{\lambda}_{c(t),t}$ 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. Si 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 ingresos (SANTOS, 2010) 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 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 modelo (RODRIGUEZ-MEZA, 2004). 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 paneles (ANTMAN y MCKENZIE, 2005). Este hace un seguimiento de cohortes⁵ 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.

⁵ 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.

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_{it}^* 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:

$$Y_{it} = Y_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

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

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

donde:

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

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 errores (BOUND, 1991), 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:

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

Entonces usar como instrumento de ΔY_{it-1} a Y_{it-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 caso dinámico lineal, es decir colocando β_2 y β_3 iguales a cero, entonces la ecuación (8) para los ingresos observados se reescribe:

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

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 supuestos (ANTMAN y MCKENZIE, 2005):

- i) Los errores de medición son simétricos, esto es $E(\varepsilon_{it}^3) = 0$
- ii) Los errores de medición son estacionarios, entonces $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2$ es constante a lo largo del tiempo. Se permite que la varianza de los errores de medición difiera entre cohortes.
- iii) Los errores de medición son independientes de los verdaderos valores dentro de una cohorte, entonces ε_{it} es independiente de Y_{it}^* 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:

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

En donde $E_c(Y_{it-1}^*)$ 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:

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

Reordenando (16) se obtiene:

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

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 $\Theta = Var(Y_{it}^*)/Var(Y_{it})$. Valores posibles para este ratio de confianza se obtienen de estudios de validación.

Para estimar $E_c(Y_{it-1}^*)$ 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:

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

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 EPH⁶ 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).⁷ La encuesta se considera representativa de los ingresos anuales (mensualizados) de los sectores medios, medios bajos y medios altos, aun cuando el cambio metodológico del 2003 mejoró dicha representatividad. Además, la construcción de pseudo-paneles tiene en cuenta el problema del ingreso y su error de medición, promediando y eliminando su efecto cuando el n por cohorte es suficientemente grande (ecuación 13).

En total se toman las encuestas desde 1991 hasta 2014. El año de inicio responde a dos factores. El primero tiene que ver con la disponibilidad en todas las regiones y las variables que se utilizan. A partir del '91 más aglomerados entran al mismo tipo de encuesta y se recopilan las mismas variables en cada región. El segundo motivo son los ruidos que tienen los valores monetarios al pasarlos a moneda constante en algunos aglomerados. Esto requiere un estudio más profundo de los índices de precios para esas fechas y regiones, ya que con el oficial no se logra depurar todos los ruidos del cambio de moneda e hiperinflación.

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 equivalente (INDEC, 2003), 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 Stat⁸ a partir de 2007.

⁶Consulta a base de información, en Internet: www.indec.gov.ar, (marzo de 2015).

⁷La encuesta además presentó un cambio de metodología para ajustarse a los cambios en el mercado laboral, que había sido modificado por las políticas económicas de los '90. Cómo el objetivo es conocer la desocupación y estimar la pobreza por medio de la comparación con la canasta básica, el cambio de metodología reflejó una serie de variables adicionales que permiten medir el grado de ocupación y subocupación, así como la desagregación del ingreso en distintos ítems para su mejor control. Además, paso de la toma de datos puntual, a una toma de datos continua que mejora la representatividad del período o trimestre, permitiendo estudiar las fluctuaciones anuales. Como los ingresos que se utilizan tienen la característica de representar el ingreso anual en términos mensualizados, no es incompatible el uso de la variable antes del cambio del metodología., sobre todo por la suavización del ingreso que realiza la construcción de pseudo-paneles.

⁸Consultas a bases de información, en Internet: www.pricestats.com, (marzo de 2015).

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 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 ($n_{c,t}$). 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: Noroeste Argentino, Noreste Argentino, Cuyo, Pampeana, Patagonia y Gran Buenos Aires. Se utiliza la metodología descrita anteriormente para identificar los parámetros que gobiernan la dinámica de ingresos. La ecuación a estimar es:

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

Tabla n°2: Resultados regresión mediante Efectos Fijos.

Variable	NOA	NEA	Pampeana	Cuyo	GBA	Patagonia
$\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$	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**
Constante	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 únicamente para Gran Buenos Aires.

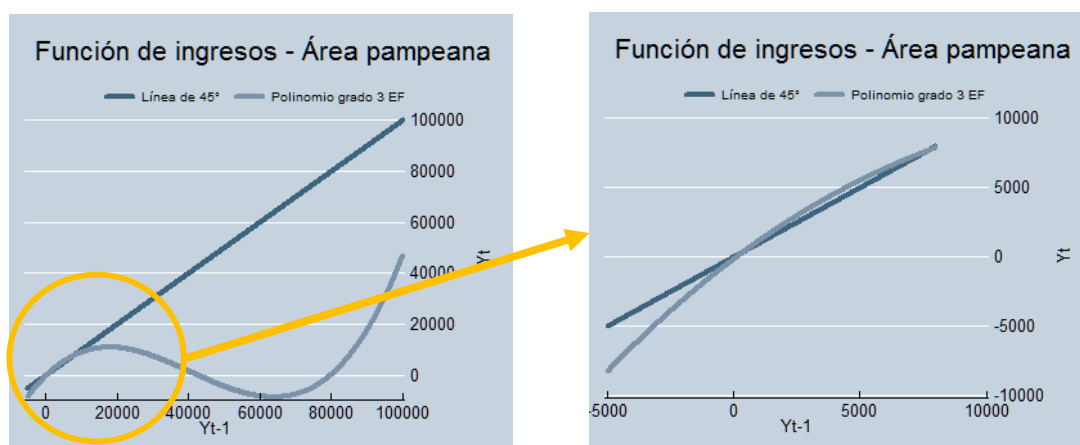
En general se espera que el cero siempre este contenido en la distribución del estimador de alfa, lo cual ocasiona que las constantes no sean significativas, como lo demuestran

los resultados. 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. Esto último 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 si se trabaja con los ingresos que arroja la muestra se observa mayormente el tramo cuadrático de la curva cúbica.

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

Gráfico n° 4:

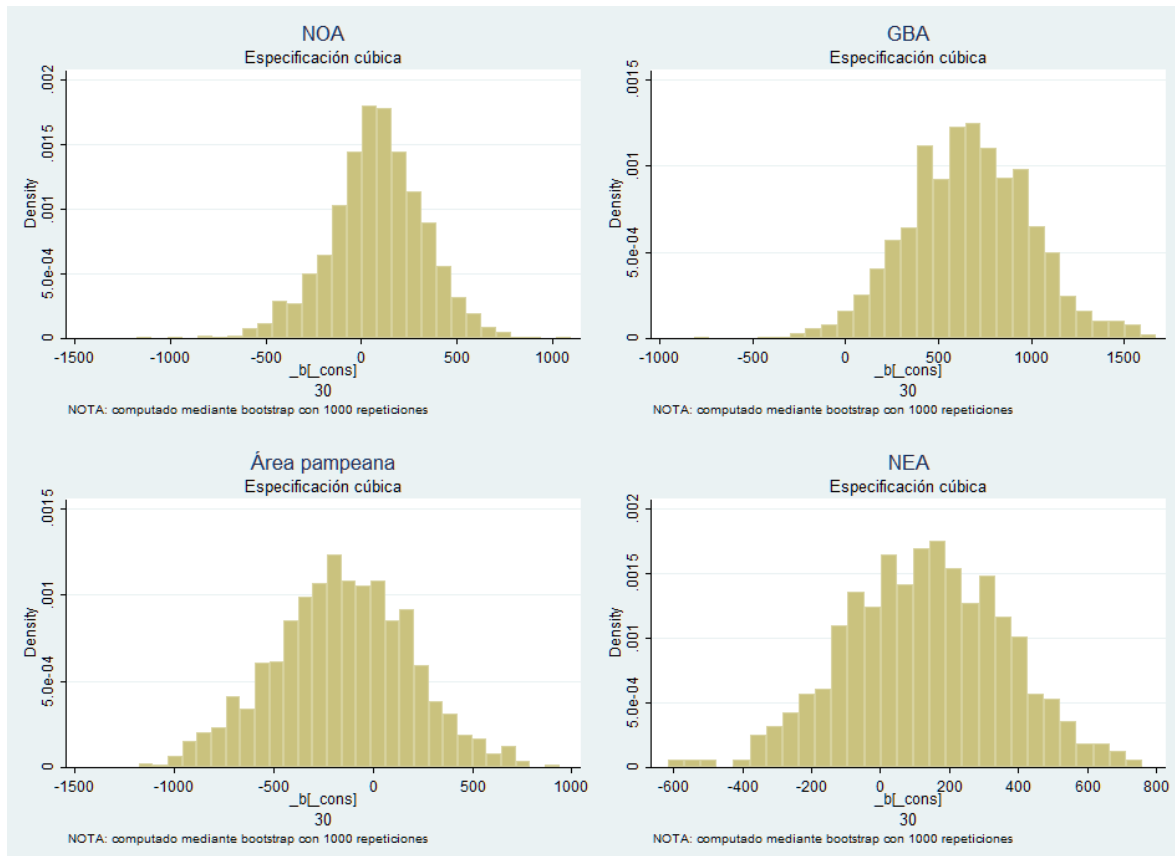


Debido a este comportamiento de los alfa es necesario utilizar algunas alternativas para poder inferir sobre el valor del estimador. Por ello se computa α_{it} para cada región a través de bootstrap (1000 repeticiones) y se elabora una distribución del mismo. El cero forma parte de todas las distribuciones y en algunos casos se encuentra muy cercano a la media (Noroeste Argentino, Noreste Argentino, Cuyo, Pampeana). Estos resultados permiten considerar que los valores tradicionales tomados para el nivel de significancia estadística deberían ser más laxos en el caso de la constante y permitir límites más altos. A continuación se muestran las distribuciones del alfa obtenidas por bootstrap para algunas regiones.

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, como es de esperarse como se mencionó por el tipo de estudio en particular.

Gráfico n° 5



Queda claro que para el caso de Noroeste Argentino, Noreste Argentino y Pampeana el cero está muy cerca de la media, mientras que para Gran Buenos Aires se encuentra en la parte final de la cola izquierda, permaneciendo en la distribución, dando mayor robustez a sus resultados.

IV.1 Correcciones a la especificación

En las regresiones cúbicas anteriores 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. 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 Santos (2010), excluyéndolas de las estimaciones finales.

Haciendo hincapié nuevamente, es de vital importancia observar el estancamiento luego de la crisis de diciembre de 2001. Este shock, llevo a muchos hogares a disminuir sus ingresos y caer en la pobreza. Por ello es de vital importancia conservarlo en la serie, para obtener información sobre la dinámica de recuperación. Lo que se espera, es demostrar que ante el crecimiento económico posterior, sólo algunos hogares lograron salir, mientras que otros quedaron estancados para niveles de ingresos bajos. Sumado a esto, una perspectiva regional, permite conocer la gran desigualdad en equilibrios entre las regiones del interior de Argentina y su zona Capitalina.

Por otro lado, se intenta comprobar la existencia de quiebres estructurales para los años 2002 y 2003, a través del test de Chow (CHOW, 1960). Esto en respuesta a las diferencias en las presidencias y en el shock económico que se sufrió tanto en instituciones como en el mercado a fines de 2001. El test de Chow acepta la hipótesis de igualdad de coeficientes, por lo tanto no existe un quiebre estructural para estos años.⁹

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.

⁹El test provee una probabilidad de 0.9999671, con lo cual se acepta la hipótesis nula de igualdad de coeficientes, por ende se concluye que no hay un quiebre estructural significativo en los datos que se esta utilizando.

Para el caso de Gran Buenos Aires 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.

Regiones		<i>Sin corrección</i> cte.	<i>Con corrección</i> cte. $\Theta=0.5$	<i>Con corrección</i> cte. $\Theta=0.95$
NOA	Raíz¹	0.00	45.67	90.59
	Derivada²	1.11	1.11	1.11
Noreste	Raíz	0.00	35.95	3.57
Argentino	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 Noroeste Argentino, Noreste Argentino, Pampeana y Cuyo. Esto es debido a que los $\alpha_{0,1}$ 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 Gran Buenos Aires 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 podrían desestimarse 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 $\alpha_0(\alpha)$ en la distribución (máximo, mínimo, mediana y los percentiles 25 y 75).

En la tabla nº4, 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 Noreste Argentino, Noroeste Argentino, 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 $\alpha_0(\alpha)$, todos los equilibrios son inestables pero en valores negativos.

En conclusión, existen ciertos intervalos de alfa para los cuales se comprueban trampas de pobreza para niveles de ingresos considerables. Las regiones que presentan esta evidencia son Noroeste Argentino, Noreste Argentino, Pampeana y Cuyo, siendo las excepciones Patagonia y Gran Buenos Aires 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.

Regiones	Distribución alfa ¹					
		Mínimo	25%	50%	75%	Máximo
NOA	Alfa	-1173.0	-65.3	88.5	247.0	1100.5
	Raiz ²	Imaginario	697.6	-692.9	-1633.4	-4753.4
	Derivada ³	-	1.08	1.14	1.19	1.36
NEA	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
Pampeana	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
Cuyo	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
GBA	Alfa	-816.2	442.6	665.5	893.4	1675.5
	Raíz	imaginario	-1545.9	-2131.5	-2660.4	-4154.0
	Derivada	-	1.35	1.41	1.45	1.59
Patagonia	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 *theta*, 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 Noroeste Argentino, Noreste Argentino, 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%:

- Noreste Argentino tiene 6 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.3 y 16 pesos, que podrían desestimarse.
- Noroeste Argentino 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 Gran Buenos Aires 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:

- Noreste Argentino tiene 7 de 11 grupos con equilibrios inestables muy bajos, con valores entre 0.3 y 16 pesos, que podrían desestimarse.
- Noroeste Argentino 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 Gran Buenos Aires 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 cuatro 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 Noreste

Argentino, Noroeste Argentino, Cuyo y Pampeana. Las especificaciones son polinomios de grado cuatro y cinco. Siendo sus funciones generadoras de ingresos iguales a:

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

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

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 mejor significancia de los coeficientes, pseudo R^2 *within* y criterios de información de Akaike y Schwarz.

En la tabla nº5 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 nº2, esto quiere decir que el modelo propuesto se acopla mejor a los datos y va a repercutir en el enriquecimiento de los resultados perseguidos.

Tabla n°5: Estimaciones mediante Efectos Fijos.

Variable	NOA	NEA	Pampeana	Cuyo	GBA	Patagonia
$\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$	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 ^{***}	-	-
Constante	-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 Noreste Argentino y Pampeana la forma que mejor se adapta es un polinomio de grado cuatro, a diferencia de Noroeste Argentino y Cuyo que lo hacen con uno de grado 5. Gran Buenos Aires 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.

Regiones		Sin corrección cte.	Con corrección $\Theta=0.5$	Con corrección cte. $\Theta=0.95$
NOA	Raíz¹	693	724	696
	Derivada²	1,73	1,72	1,73
NEA	Raíz	341	374	344
	Derivada	1,72	1,71	1,72
Cuyo	Raíz	680	723	684
	Derivada	1,87	1,88	1,88
Pampeana	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 Noroeste Argentino, Noreste Argentino, Pampeana y Cuyo,

Tabla nº7: Valor de la raíz y derivada para los alfa.

Región	Distribución alfa ¹					
		Mínimo	25%	50%	75%	Máximo
NOA	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
NEA	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
Pampeana	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
Cuyo	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 nº6.

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

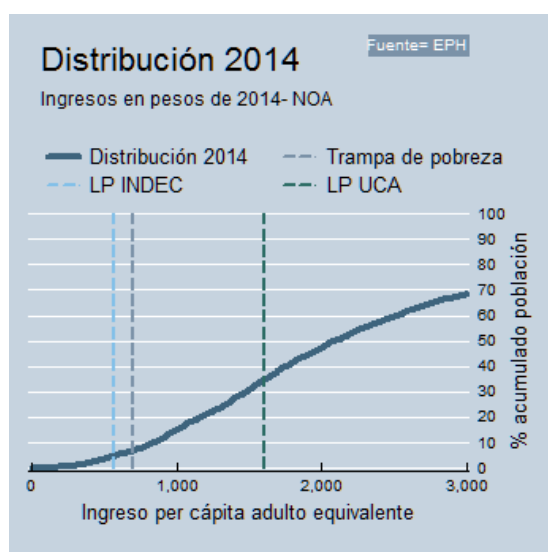
IV.4 Análisis de las líneas de trampa de pobreza

Como un cálculo adicional 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)¹⁰.

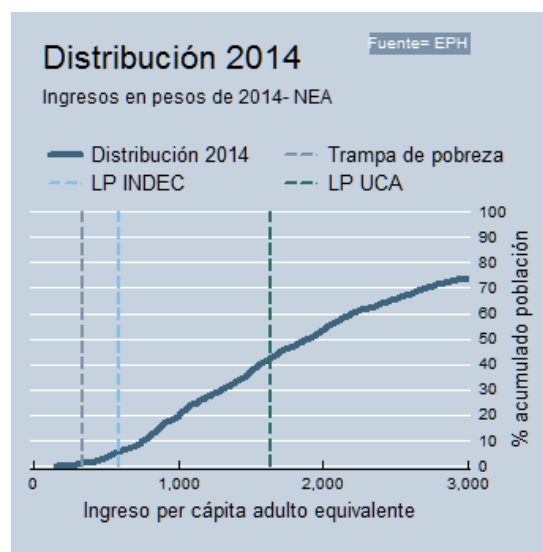
Las líneas de trampa presentan grandes diferencias por regiones. Los siguientes gráficos de frecuencia acumulada de la población según el ingreso per cápita por adulto equivalente, señalan las diferencias de la cantidad de individuos que se encuentran por debajo de cada línea indicada.

Gráfico n°6

a)

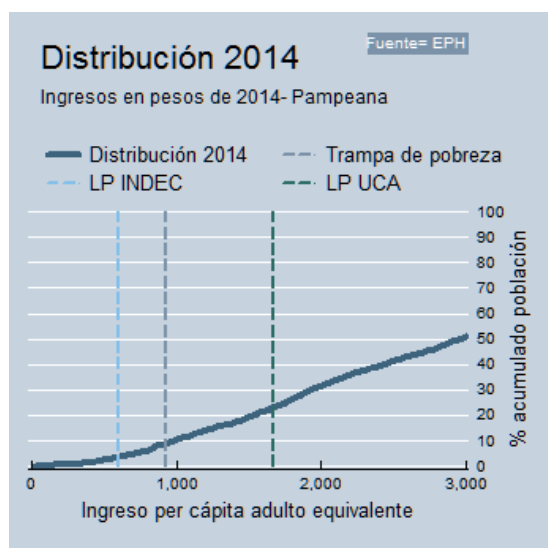


b)

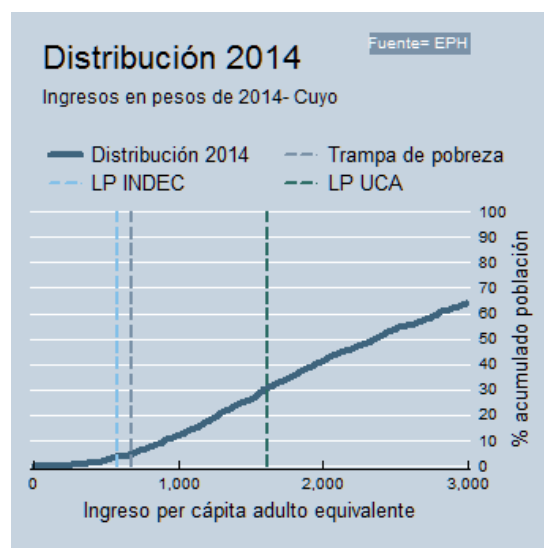


¹⁰ Barómetro de la Deuda Social, en “Universidad Católica Argentina”, (Buenos Aires, julio 2015).

c)



d)



Para todas las regiones, salvo Noreste Argentino, 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 Noreste Argentino. De acuerdo a la información del gráfico 4.b) hay menos individuos entrampados que gente pobre. En cambio para Noroeste Argentino 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 un estancamiento en ingresos medio-bajos.

Expandiendo el análisis anterior, se calcula el índice de Foster, Greer y Thorbecke (FOSTER, 1984), 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 Gap¹¹ (PG) que brinda información de la intensidad o profundidad de la 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 Consumidor (INDEC, 2002).

En la primera fila de la tabla n°8 se exhiben los porcentajes de individuos que se encuentran entrampados en cada región. En la segunda fila se muestra la brecha relativa que

¹¹El Poverty Gap se calcula a partir de la siguiente fórmula:

$$PGI = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H (z - y_i)$$
 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 .

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 entrampadas tiene es el área Pampeana, seguida de Noroeste Argentino, Cuyo y Noreste Argentino.

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 Noroeste Argentino, que junto con Cuyo poseen una línea de trampa similar, sin embargo el indicador es mayor para el primero. Por otro lado, Noreste Argentino 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.

Es llamativo resaltar el caso de Noroeste Argentino, porque si se compara con Cuyo que tiene una línea de umbral similar, el $FGT(2)$ es casi el doble. Esto describe que en Noroeste Argentino hay más gente relativamente cercana a ingresos 0 que en Cuyo. Por otro lado, si bien Noroeste Argentino 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 Noroeste Argentino.

Puede concluirse que el análisis anterior no refleja la realidad en Noreste Argentino, considerada la zona más pobre de la Argentina. Algunos argumentos que explicarían estas diferencias son las encuestas de hogares, ya que 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. Ambas situaciones podrían darse en todas las regiones, sin embargo es de esperarse que sea más crítica en Noreste Argentino.

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 esto demuestra 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 Gran Buenos Aires. El presente trabajo intenta extender el estudio hacia otras regiones, conociendo las grandes divergencias regionales argentinas.

Se encuentra evidencia a favor de la existencia de trampas de pobreza para 4 de las 6 regiones consideradas (Noroeste Argentino, Noreste Argentino, 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 válido 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 entrampada es el área Pampeana. Esto no implica que los hogares están atrapados en la pobreza, sino que se encuentran estancados en esos niveles de ingreso.

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

Es difícil concluir sobre los resultados obtenidos para Noreste Argentino ya que los mismos no se condicen con la percepción actual de la pobreza en la región. Esto debido a que la EPH es más representativa de la clase media-baja que de los estratos totalmente marginales y de carencias extrema que existen en la zona. Otro inconveniente está relacionado al método de pseudo paneles, ya que puede no ser válido para esta región por la alta inmigración que posee hacia Gran Buenos Aires.

Las formas funcionales de las regresiones sugieren menor movilidad social para las regiones que presentan trampas, en comparación con Gran Buenos Aires y Patagonia. Es

importante destacar, estas diferencias entre interior, capital y sur, ya que esto implica que en las zonas del interior la posibilidad de acceder a niveles de vida mejor está restringida, a diferencia de la zona capitalina que no tiene puntos de equilibrios bajos. Sin embargo no se puede decir lo mismo del sur del país, ya que posee características muy distintas a la zona capital. La inmigración no es tan dinámica y tiene muchas restricciones, y las empresas que prevalecen son de grandes capitales internacionales.

Una consecuencia y característica fundamental de la existencia de trampas de pobreza es que los hogares están imposibilitados para salir por si mismos de ese círculo viciosos. Por ello resulta necesario poder comprender la complejidad del problema dentro de los contextos sociales, y enfocar estrategias de políticas públicas acorde a estas realidades. Sobre todo en Argentina, resulta evidente el estancamiento del interior, con lo cual las estrategias de abordaje tienen que seguir patrones distintos a la capital, de acuerdo a la evidencia que se presente en este trabajo.

Referencias

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". 2011, editorial Taurus.

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. 1991, Chicago, 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*. 2009, Montevideo, pág. 192-216.

CASANOVA, José, "Trampas de pobreza en Argentina: Evidencia empírica a partir de un pseudo panel", en *CEDLAS*. 2008, Buenos Aires, 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", *Fondo de Cultura Económica de México*. 1990), 1° edición.

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", *Publicaciones INDEC*. Febrero 2002.

-----, "INDICE DE PRIVACION MATERIAL DE LOS HOGARES", *Publicaciones INDEC*. 2003, Buenos Aires.

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*. Octubre 2001, Washington.

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*. 2008, Buenos Aires.

NAVARRO, Ana Inés, "Estimating Income Mobility in Argentina with pseudo panel data", en *Revista de Análisis Económico*. Diciembre 2010, Buenos Aires, 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*. 2004, Ohio.

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*. 2010, Buenos Aires.

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

Universidad Católica Argentina, "Barómetro de la Deuda Social", en *Publicaciones del Observatorio de la Deuda Social Argentina*. Julio 2015, Buenos Aires.

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