

Trampas de pobreza en Argentina. Evidencia empírica a partir de un pseudo panel

Autor: Luis Casanova

Resumen

El objetivo del presente trabajo es analizar la existencia de trampas de pobreza en Argentina. Para ello se estima la dinámica de ingresos a partir de un pseudo panel construido con información brindada por la Encuesta Permanente de Hogares. Esta metodología permite superar los problemas econométricos que enfrenta la estimación de trampas de pobreza: carencia de un panel para un periodo largo de tiempo, attrition y la presencia de errores no clásicos de medición en los ingresos. Los resultados encontrados descartan la existencia de trampas de pobreza debido a no linealidades en la dinámica de ingresos.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the existence of poverty traps in Argentina. In order to do it so, the income dynamic was estimated by using a pseudo panel built from the Encuesta Permanente de Hogares. This methodology allows to overcome econometric challenges involved in testing for the presence of poverty traps: lack of long duration panels, attrition, and measurement error in income. The results do find no evidence for the existence of poverty traps due to nonlinearities in income dynamics.

JEL: C23, C81, I32.

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

I_ Introducción.

En los últimos veinte años los hogares argentinos han experimentado grandes shocks adversos en sus ingresos, los cuales se han reflejado en marcados aumentos de la tasa de pobreza. Pero aún en periodos de bonanza esta tasa ha permanecido en niveles relativamente elevados. Dentro de este contexto pueden haber coexistido hogares que pudieron recuperar sus niveles de ingresos, y sólo permanecieron en la pobreza por periodos cortos, y otros hogares que quizás no hayan podido superar tal situación. Estos últimos hogares gozarían de muy baja movilidad socioeconómica, y en el peor de los casos ninguna.

Para contestar el interrogante acerca de si shocks transitorios en los ingresos pueden tener efectos permanentes es necesario analizar las propiedades de la dinámica de ingresos. Ello requiere contar con un panel a nivel hogar para un periodo de tiempo suficientemente largo, el cual no está disponible en Argentina. Sin embargo, dado que se cuenta con información de una encuesta de hogares realizada periódicamente, es posible seguir cohortes de hogares a través del tiempo. Este trabajo contribuye al análisis de pobreza presentando evidencia empírica sobre la existencia o no de trampas de pobreza estimando la dinámica de ingresos a partir de un pseudo panel.

Las implicancias sobre las políticas sociales de la existencia de una trampa de pobreza reside en el hecho que los programas de transferencia de ingresos hacia los hogares actualmente pobres no sólo otorgan un paliativo a la pobreza actual, también sirven para reducir la pobreza futura.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección dos se hace una breve reseña sobre la literatura referida a trampas de pobreza, tanto en cuestiones teóricas como empíricas. En la sección tres se presenta la estrategia econométrica. La sección cuatro comenta los datos utilizados en el trabajo. La sección cinco presenta la evidencia encontrada y en la sección seis las conclusiones.

II_ Revisión de la literatura.

Las teorías de trampas de pobreza estudian por qué ciertos grupos de individuos son incapaces de escapar de situaciones de bajos ingresos. Esta literatura hace énfasis en la existencia de mecanismos que generan no convexidades en el proceso de generación de ingreso, lo que permite la existencia de equilibrios múltiples. Sin embargo, esto último no es una condición suficiente para la existencia de una trampa de pobreza, debe existir algún otro mecanismo que haga que los hogares pobres no puedan escapar de tal situación a través del acceso a actividades más remunerativas.

Existen varios ejemplos de mecanismos a nivel micro que pueden generar trampas de pobreza. Uno de ellos es la existencia de indivisibilidades en las posibilidades de inversión. En Galor y Zeira (1993) la existencia de indivisibilidades en la inversión en capital humano sumada a una imperfección en el mercado de capitales hace que individuos que no tengan determinado nivel de riqueza no puedan educarse. Banerjee y Newman (1993) analizan como la distribución inicial de la riqueza afecta las decisiones laborales. Esto se debe a imperfecciones del mercado de capitales e indivisibilidades de los proyectos de inversión, que hacen que quienes no tengan determinado nivel de riqueza no puedan invertir, y deban insertarse en el mercado laboral como asalariados. Si la distribución de la riqueza evoluciona de modo tal que se genere un exceso de oferta de trabajadores, el salario ira descendiendo, lo que hará imposible que las generaciones de la clase trabajadora puedan acumular riqueza de modo de poder pasar a una clase superior.

Otro mecanismo estudiado es el que relaciona salarios – productividad – desempleo involuntario. Dasgupta y Ray (1986) proveen un marco teórico para vincular el desempleo con la mala alimentación, y relacionan esta con la distribución del ingreso y la distribución de

activos. Los autores muestran que la fuerza de trabajo (o capacidad para realizar tareas) está relacionada con la alimentación. Una mala alimentación afecta a la capacidad para emprender actividades productivas. En su modelo las firmas contratan personas en función del salario por unidad de fuerza de trabajo, donde esta última está relacionada con la alimentación. Individuos que tienen ingresos de activos (por ejemplo: renta de la tierra), tienen ingreso para adquirir los requerimientos nutricionales básicos, mientras que los individuos que no poseen activos no pueden adquirir tal canasta de alimentos. Para estos individuos, su salario por fuerza de trabajo excede al salario de mercado por lo que sufren de un desempleo involuntario.

También se ha analizado si el diseño institucional de la economía puede jugar un rol en la persistencia de la desigualdad y de la pobreza. Mookherjee y Ray (2002) muestran que pueden existir trampas de pobreza incluso en presencia de tecnologías convexas y comportamientos estratégicos de ahorro. Los autores demuestran que cuando todo el poder de negociación está en poder de los prestamistas y propietarios (principales), los prestatarios y arrendatarios (agentes) pueden quedar atrapados en una trampa de pobreza. Esto se debe a que cualquier incremento de la riqueza de los agentes puede ser extraída por los principales.

Por último, Carter y Barrett (2006) y Azariadis y Stachurski (2005) mencionan que cuestiones de mitigación de riesgo por parte de los hogares, sumada a falta de mercados para asegurar riesgos y fallas en los mercados de crédito, pueden generar una trampa de pobreza. Los hogares pobres, en presencia de las fallas de mercado mencionadas, para suavizar su consumo pueden asignar sus activos en actividades de baja volatilidad en los retornos, pero de bajo rendimiento esperado. Esto último afecta la capacidad de acumulación de los hogares pobres.

Las estrategias empíricas aplicadas para la detección de trampas de pobreza han seguido dos caminos distintos. En primer lugar, en algunos trabajos se ha intentado testear teorías particulares de trampas de pobreza. Strauss y Thomas (1998) estudian la relación entre salud y productividad, y presentan una revisión de la literatura empírica sobre salud, nutrición y desarrollo. Estos autores muestran que no existe un trabajo en el cual se haya encontrado que un mal estado de salud pueda conducir a resultados catastróficos en el mercado laboral¹.

McKenzie y Woodruff (2003) estudian no convexidades en los retornos de los microemprendimientos en México. Encuentran que los modestos niveles de inversión inicial requeridos y los altos retornos a inversiones de pequeño capital sugieren que las tecnologías de producción no convexas no obstaculizan la entrada al sector de microemprendimientos en México. También concluyen que los costos de entrada no son determinantes del tamaño de las firmas en el largo plazo.

Swamy (1997) realiza un análisis de la teoría de los salarios de eficiencia basados en la alimentación de los trabajadores en zonas rurales de India. No encuentra evidencia que la teoría de salarios de eficiencia basada en consideraciones de nutrición pueda generar desempleo involuntario. Es más, el autor encuentra un resultado contrario al esperado según la teoría: una reducción del salario de los trabajadores no incrementaría el costo laboral por unidad de eficiencia². La falta de evidencia a favor de esta teoría podría deberse, según Dasgupta (1997), al uso de test imperfectos. Esto último se debería a que en lugar de analizar el efecto de la ingesta nutricional y la historia nutricional sobre la productividad, se analiza el efecto del estatus nutricional sobre la productividad.

¹ Aunque pequeñas desmejoras en el estado de salud pueden conducir a una caída en la productividad y en la participación laboral.

² El costo laboral por unidad de eficiencia se define como el cociente entre salario y productividad.

Si bien en ninguno de estos estudios se encuentra evidencia de trampas de pobreza, queda el interrogante acerca de si las otras teorías, no examinadas empíricamente, o una combinación de factores causales descritos en estas teorías pueden llevar a situaciones de trampas de pobreza.

Por otro lado, teniendo presente que una característica de los modelos anteriores es que conducen a dinámicas no lineales en el proceso de acumulación de activos o de ingresos de los hogares, la otra rama de análisis empírico en lugar de analizar por separado cada uno de los mecanismos que pueden llevar a una trampa de pobreza estudia directamente la dinámica de los activos o de ingresos de los hogares. De este modo se evalúa conjuntamente el efecto de todas las hipótesis previamente mencionadas sobre la capacidad de acumulación. Los estudios existentes han utilizado estrategias paramétricas y no paramétricas para realizar el análisis de dinámica.

Utilizando una estrategia de estimación no paramétrica, Lybbert et. al. (2004) estudian la dinámica de activos de una población Etiope. La riqueza total de la población bajo estudio depende casi exclusivamente de un sólo activo: ganado, el cual es afectado por severos shocks climáticos. Por esto último los autores analizan su dinámica, encontrando no linealidades consistentes con la existencia de trampas de pobreza. Barrett et. al. (2005) y Adato et. al. (2006) presentan evidencia sobre la existencia de trampas de pobreza en tres comunidades rurales de Kenya y en una provincia de Sudáfrica, respectivamente. El segundo de estos dos trabajos sólo analiza la dinámica de un índice de activos, mientras que el primero analiza ingresos y activos³. Naschold (2005) analiza la dinámica de un índice de activos⁴ en zonas rurales de Pakistán y Etiopia⁵, encontrando evidencia sobre no linealidades, pero no sobre de trampas de pobreza. Cabe mencionar que los trabajos de Naschold (2005) y Barrett et. al. (2005) también utilizan técnicas paramétricas para darle robustez a sus resultados.

Las estrategias paramétricas se basan en la estimación de un polinomio donde la variable dependiente es una medida de stock de activos, de ingreso o de consumo, y la variable independiente es la variable dependiente rezagada un periodo. La estimación de este polinomio permite verificar si las no linealidades existentes en la dinámica de ingresos (activos o consumo) son tales que pueden dar lugar a trampas de pobreza.

Uno de los estudios pioneros en la aplicación de la estrategia mencionada en el párrafo anterior es el trabajo de Jalan y Ravallion (2002). Estos autores, a partir de un panel de ingresos (y gastos) de zonas rurales de China estiman una función de ingreso (gasto) como un polinomio de grado tres del ingreso (gasto) rezagado utilizando el método de variables instrumentales de Arrellano-Bond. Encuentran evidencia sobre no linealidades en la dinámica de ingresos y gastos, aunque no encuentran evidencia acerca de la existencia de trampas de pobreza.

Utilizando la especificación para la dinámica del ingreso propuesta en el trabajo anterior, Rodríguez-Meza y González-Vega (2004), Lokshin y Ravallion (2004) y Antman y Mckenzie (2005b) analizan la existencia de trampas de pobreza en zonas rurales de El Salvador, Hungría y Rusia, y México, respectivamente. En el primer trabajo se encuentran no linealidades consistentes con la presencia de trampas de pobreza para bajos niveles de ingreso. Para estos niveles de ingresos la velocidad de ajuste frente a un shock adverso en el ingreso es cercana a cero. Lokshin y Ravallion (2004) estiman la dinámica del ingreso conjuntamente con una ecuación que controla por atrition, y por una ecuación que controla por la condición inicial. En

³ Como proxy de activos usa cabeza de ganado por hogar, aunque para una región más desarrollada utiliza análisis factorial para construir un índice de activos.

⁴ También construido a partir de análisis factorial.

⁵ La población de referencia difiere de la del trabajo de Lybbert et. al. (2004).

este trabajo se encuentra evidencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, pero estas no son tales que hagan que shocks temporarios en el ingreso puedan crear una caída permanente en los mismos. Por último, Antman y McKenzie (2005b) 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 como se puede 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 lo suficientemente grandes como para generar trampas de pobreza.

III_ Modelo econométrico para la dinámica de ingresos.

El objetivo de este trabajo es testear la existencia de trampas de pobreza a partir del análisis de la dinámica de ingresos. Para ello se requiere contar con un panel a nivel hogar para un periodo de tiempo lo suficientemente largo, el cual no está disponible en Argentina. No obstante, es posible contar con datos de una encuesta de hogares realizada periódicamente, y que releva las variables que son de interés para el análisis de dinámica de ingresos. Contar con esta información permite seguir la estrategia empírica sugerida por Antman y McKenzie (2005b). En este caso, en lugar de trabajar con un panel se trabaja con pseudo panel. Un pseudo panel a diferencia de un panel genuino no sigue individuos a lo largo del tiempo, sino grupos de individuos que comparten características similares (cohortes), de modo que en lugar de contener información sobre los individuos contiene información de algún estadístico descriptivo (media, mediana) de los individuos que forman cada cohorte. También, este enfoque permite superar el problema de attrition existentes en paneles a nivel de individuos, y el problema de los errores de medición en los ingresos. Como los datos de las cohortes son generados en cada periodo a partir de nuevas muestras el problema de attrition no está presente (Deaton, 1997). Por último, como se muestra en Antman y McKenzie (2005a) y Antman y McKenzie (2005b), el enfoque de cohortes permite superar el sesgo en la estimación generado por los errores de medición en los ingresos.

Los principales trabajos en los cuales se discute la estimación consistente de un pseudo panel son Deaton (1985), Moffit (1993), Collado (1997), McKenzie (2004) y Verbeek y Vella (2005). Con excepción del primero, el resto trata el tema de paneles dinámicos.

Para testear empíricamente no linealidades en la dinámica de ingresos, y si estas generan trampas de pobreza, siguiendo a Jalan y Ravallion (2002) se supone que la forma funcional del ingreso a nivel hogar en un periodo t ($Y_{i,t}^*$) puede ser especificada como un polinomio de grado tres del ingreso del hogar rezagado un periodo ($Y_{i,t-1}^*$)⁶. Esta forma funcional permite la existencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, y así la posibilidad de equilibrios múltiples.

El gráfico N° 1 ilustra dos casos alternativos de trampas de pobreza. En uno la trampa de pobreza es producto un equilibrio (estable) en un nivel bajo de ingresos, menor que la línea de pobreza (Y_u). La curva C representa este caso. La segunda alternativa, representada por la curva B, involucra equilibrios múltiples y umbrales de ingreso. En este caso el individuo (u hogar) queda atrapado en la pobreza si su ingreso cae por debajo de Y_u .

Supongamos que el proceso generador del verdadero ingreso ($Y_{i,t}^*$) es⁷:

⁶ Así como de un conjunto de características individuales, las cuales pueden variar en el tiempo o no.

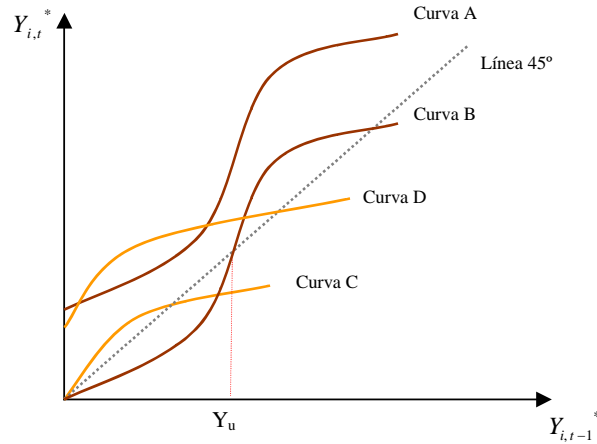
⁷ La notación utilizada es similar a la notación de: Antman y McKenzie (2005b).

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

$$i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T$$

En este modelo se supone que el proceso de ajuste es común para todos los individuos, aunque el punto de equilibrio pueda ser diferente por la presencia del efecto individual no observable (α_i). Este efecto puede hacer que sólo algunos individuos enfrenten una trampa de pobreza. Por ejemplo, en el gráfico N° 1 la única diferencia entre las curvas A y B y entre las curvas C y D está dada por el intercepto (α_i).

Gráfico N° 1: Heterogeneidad individual, no convexidades y trampas de pobreza.



Si los verdaderos valores del ingreso son observados y los $\mu_{i,t}$ no están serialmente correlacionados, la ecuación 1 puede ser estimada vía Método Generalizado de los Momentos por el método de variables instrumentales de Arellano- Bond.

Como mencionan Antman y McKenzie (2005b) sin error de medición en los ingresos se puede obtener una estimación consistente de $\beta_1, \beta_2, \beta_3$; y de esta forma determinar si existen no linealidades en el mapa de ingresos. Sin embargo la estimación de estos parámetros no es suficiente para determinar si los individuos enfrentan una trampa de pobreza. Si el mapa de ingreso está siempre por encima de la línea de 45°, la existencia de no convexidades no implica que exista una trampa de pobreza (caso A del gráfico N° 1). Para que exista una trampa de pobreza, se debe estar en presencia de un equilibrio estable en un nivel bajo de ingresos (curva C del gráfico N° 1), o que el mapa de ingreso corte la línea de 45° desde abajo (curva B del gráfico N° 1).

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:

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

La función $g(\cdot)$ depende de la heterogeneidad individual debido a la presencia de α_i . Este efecto fijo puede ser estimado del siguiente modo:

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

$$\text{Con } \bar{Y}_i = \left(\frac{1}{T-1} \right) \cdot \sum_{t=2}^T Y_{i,t}^* \text{ y } \bar{Y}_{i-1}^s = \left(\frac{1}{T-1} \right) \cdot \sum_{t=2}^T (Y_{i,t-1}^*)^s, \text{ s} = 1, 2, 3.$$

Dada la especificación del proceso generador de ingresos, la condición 2 se satisface si:

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

Esta condición debe ser evaluada en: $Y_{i,t}^* = Y_{i,t-1}^*$. Como este nivel de ingreso se obtiene de la estimación de la ecuación (1), es posible que la condición 4 se cumpla en algún momento debido a un shock temporal en los ingresos ($\mu_{i,t}$), por lo que esta debe ser evaluada para el promedio de tales shocks, es decir para $\mu_{i,t}$ igual a cero. Por lo tanto, la ecuación 1 debe ser evaluada en:

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

La condición (4) debe ser evaluada en las raíces de la ecuación 5, la cual da un nivel de ingresos distintos para cada individuo debido a la presencia de $\hat{\alpha}_i$. De este modo se determina si algún individuo en particular enfrenta una trampa de pobreza como la dada por la curva B.

Un problema que ocurre en la práctica es que no se observa el verdadero ingreso ($Y_{i,t}^*$), si no que lo que se observa son datos con error de medición: $Y_{i,t} = Y_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}$.

Sobre el error de medición ($\varepsilon_{i,t}$) se supone que tiene media cero y que está independientemente distribuido entre los individuos con $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_\varepsilon^2$. Pero no puede suponerse que estos errores no estén serialmente correlacionados (Bond y Krueger, 1991), de modo que se estaría violando un supuesto de los errores de medición clásicos⁸.

Teniendo en cuenta los datos observados, el proceso generador de los datos es:

$$Y_{i,t} = \beta_1 \cdot Y_{i,t-1} + \beta_2 \cdot (Y_{i,t-1})^2 + \beta_3 \cdot (Y_{i,t-1})^3 + \alpha_i + \eta_{i,t} \quad (7)$$

$$\text{Con: } \eta_{i,t} = \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} - (\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot Y_{i,t-1} + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i,t-1}^2) \cdot \varepsilon_{i,t-1} + (\beta_2 + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i,t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t-1}^2 - \beta_3 \cdot \varepsilon_{i,t-1}^3 \quad (8)$$

La estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de este modelo dará estimadores inconsistentes. Por su parte, el método Arellano- Bond en la mayoría de los casos también dará estimaciones inconsistentes salvo en casos especiales. En el caso lineal, si no hay autocorrelación en el término de error, este método dará estimaciones consistentes. Sin embargo en el caso cuadrático o cúbico, el uso de lags de la variable dependiente como instrumentos dará como resultado estimadores inconsistentes. Incluso en el caso lineal, el uso de lags como instrumentos en la regresión en presencia de autocorrelación en el error de medición lleva a la obtención de estimadores inconsistentes.

Además, aún en ausencia de errores de medición, otro motivo que puede conducir a una estimación inconsistente de la ecuación 7 es el problema de attrition existente en paneles,

⁸ Bond y Krueger (1991) encuentran que los errores de medición pueden estar correlacionados positivamente.

sobre todo teniendo en cuenta que en estudios de pobreza la permanencia en el panel puede ser endógena a shocks en el ingreso (Jalan y Ravallion, 2002).

Como se mencionó previamente, la estimación de los parámetros de la ecuación 7 a partir de un pseudo panel permite superar los desafíos econométricos que se presentan en la estimación de trampas de pobreza. Para estimar el pseudo panel se procede del siguiente modo. Se comienza tomando promedios por cohorte en la ecuación 7 sobre los n_c individuos observados para la cohorte “c” en el periodo “t”.

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

Donde $\alpha_{c(t)}$ es el efecto fijo a nivel cohorte⁹ e $\bar{Y}_{c(t),t} = \left(\frac{1}{n_c} \cdot \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t} \right)$ es la media de $Y_{i,t}$ sobre los individuos de la cohorte c en el periodo t. Dado que en cada periodo se observan diferentes individuos, $\bar{Y}_{c(t),t-1}$ no es observada en t-1. Lo mismo ocurre para la media por cohorte del ingreso rezagado al cuadrado y el ingreso rezagado al cubo. Se reemplazan estos valores no observados por las medias sobre los individuos que son observados en t-1.

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \beta_2 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \cdot \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) + \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \cdot \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) + \alpha_{c(t)} + \bar{\eta}_{c(t),t} + \lambda_{c(t),t} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \lambda_{c(t),t} = & \beta_1 \cdot (\bar{Y}_{c(t),t-1} - \bar{Y}_{c(t-1),t-1}) + \beta_2 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right) \\ & + \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 - \sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right) \end{aligned} \quad (11)$$

En el caso lineal, como se muestra en McKenzie (2004), mientras el número de individuos por cohorte tiende a infinito, $\lambda_{c(t),t}$ tiende a cero. Esto requiere que: $\bar{Y}_{c(t),t-1}$ y $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$ converjan a la misma media cuando el tamaño de la muestra tiende a infinito. Pero en este caso (modelo cúbico), también se requiere que tanto $\left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^2 \right)$ y $\left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^2 \right)$ como $\left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t),t-1}^3 \right)$ y $\left(\frac{1}{n_c} \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y_{i(t-1),t-1}^3 \right)$ convergen a la misma media.

Si en el diseño de la encuesta se introducen cambios de un periodo a otro, si existen grandes movimientos migratorios, esto último puede no cumplirse. Como ninguno de estos problemas están presentes en este trabajo, se ignorará a $\lambda_{c(t),t}$.

⁹ Siguiendo a McKenzie (2004), en este trabajo se supone que el efecto fijo individual se distribuye alrededor del efecto cohorte en la población, esto es: $\alpha_{i(t)} = \alpha_c + \bar{\omega}_{i(t)}$. Además, $\bar{\omega}_{c(t)} \xrightarrow{p} 0$ cuando $n_c \rightarrow \infty$.

Ignorado $\lambda_{c(t),t}$, aún resta trabajar con $\bar{\eta}_{c(t),t}$ que contiene el promedio por cohorte de $\mu_{i,t}$ ¹⁰, así como el promedio por cohorte de los términos generados por el error de medición (ecuación 8).

$$\begin{aligned} \bar{\eta}_{c(t),t} &= \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[(\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot Y_{i(t),t-1} + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}^2) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1} \right] \\ &+ \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[(\beta_2 + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1}^2 \right] - \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t-1}^3 \end{aligned}$$

Reemplazando en esta última ecuación el ingreso observado por el verdadero ingreso:

$$\begin{aligned} \bar{\eta}_{c(t),t} &= \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[(\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot Y_{i(t),t-1}^* + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}^{*2}) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1} \right] \\ &- \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[(\beta_2 + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}^*) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1}^2 \right] - \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t-1}^3 \end{aligned}$$

Como se mencionó anteriormente, bajo determinados supuestos, la estrategia seguida permite corregir el sesgo generado por la presencia de errores de medición no clásicos. Para ver esto, consideremos en primer lugar el caso de la dinámica lineal. Fijando β_2 y β_3 igual a cero, la ecuación (10) se transforma en:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \alpha_{c(t)} + \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta_1 \cdot \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1}$$

Como muestran Antman y McKenzie (2005a), cuando el número de individuos por cohorte tiende a infinito¹¹:

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

El parámetro β_1 y el efecto fijo por cohorte α_c pueden ser estimados por MCO. Entonces MCO será consistente mientras el número de individuos por cohorte sea grande.

En el caso de dinámica no lineal, la estimación por MCO de la ecuación de los promedios por cohorte aún dará estimaciones consistentes de β_1 , β_2 , β_3 . Sin embargo la estimación por MCO de los efectos fijos por cohorte α_c será sesgada. Para corregir este sesgo se requieren supuestos adicionales sobre el error de medición:

- i) Los errores de medición son simétricos, $E(\varepsilon_{i,t}^3) = 0$.
- ii) Los errores de medición son estacionarios, $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_\varepsilon^2$ es constante en el tiempo.
- iii) Los errores de medición son independientes de los verdaderos valores dentro de la cohorte, de modo que $\varepsilon_{i,t}$ es independiente de $Y_{i,t}^*$ para todo i en la cohorte c .

¹⁰ Se supone que no hay efectos cohorte que cambien en el tiempo dentro de este término.

¹¹ Suponiendo que en el error de medición no hay un componente específico por cohorte.

Se debe tener presente que no es necesario hacer supuestos sobre la correlación serial del error de medición. Como en cada periodo los datos son generados por diferentes individuos la correlación serial de los errores de medición no es un problema.

Con estos supuestos, basados en las ecuaciones 7 y 8, se puede mostrar que cuando n_c tiende a infinito, $\bar{\eta}_{c(t),t}$ tiende a:

$$\bar{\eta}_{c(t),t} \xrightarrow{p} -\beta_2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 - 3 \cdot \beta_3 \cdot E_c(Y_{i,t-1}^*) \cdot \sigma_\varepsilon^2$$

Donde $E_c(Y_{i,t-1}^*)$ es la esperanza (cross section) del ingreso de los individuos de la cohorte c en $t-1$. La estimación por MCO de α_c tiende a:

$$\hat{\alpha}_c \xrightarrow{p} \alpha_c - \beta_2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 - 3 \cdot \beta_3 \cdot E_c(Y_{i,t-1}^*) \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (13)$$

Por los supuestos i, y ii tenemos que la varianza cross section del ingreso es:

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

$$\text{Reagrupando términos da: } \sigma_\varepsilon^2 = Var(Y_{i,t}) \cdot \left(1 - \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})} \right) \quad (14)$$

Con esta última ecuación se puede obtener una estimación para σ_ε^2 ($\hat{\sigma}_\varepsilon^2$) basada en la varianza cross section de los ingresos observados y en una estimación del ratio: $\theta = (Var(Y_{i,t}^*)/Var(Y_{i,t}))$

Bajo el supuesto de que la media del error de medición es cero, es posible estimar $E_c(Y_{i,t-1}^*)$ con la media de $\bar{Y}_{c(t-1),t-1}$, y de este modo poder estimar α_c por:

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

Bajo los supuestos i) a iii), mientras el número de individuos por cohorte tiende a infinito, $\hat{\alpha}_c$ dará una buena estimación del efecto cohorte α_c .

Basándose en estas estimaciones, se puede volver a las ecuaciones 4 y 5 a nivel de medias por cohorte para comprobar si alguna cohorte específica enfrenta una trampa de pobreza basada en equilibrios múltiples. Para ello se debe determinar si la pendiente del mapa de ingresos, para el nivel de ingreso en el que se cruza la línea de 45°, es mayor que uno.

El proceso generador de datos sigue permitiendo heterogeneidad a nivel individual, pero como el intercepto es calculado a nivel de cohorte sólo es posible verificar trampas de pobreza para el individuo promedio de cada cohorte.

IV_ Datos.

Los datos sobre características demográficas y socioeconómicas de la población en Argentina son relevados periódicamente por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Progresivamente la encuesta fue abarcando aglomerados, pero sólo para el aglomerado de Gran Buenos Aires (GBA) es posible contar con una cantidad de observaciones suficientemente

grande para el armado de las cohortes para un periodo de tiempo considerable¹². Por esto último se trabajó sólo con el aglomerado de GBA.

Como en Argentina el cálculo de la pobreza se lleva a cabo teniendo en cuenta las diferencias en los requerimientos nutricionales según sexo y edad, la variable de ingreso seleccionada para trabajar fue el ingreso por adulto equivalente. La definición de adulto equivalente utilizada es la del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Para el armado de las cohortes se siguió la estructura propuesta en Navarro (2006). Se restringió la muestra a hogares en los cuales la edad del jefe estaba entre 21 y 65 años, y a hogares en los cuales la variable de ingreso utilizada es positiva. Trabajando con una banda de 5 años, las cohortes se definieron en función de la edad que tenían los jefes de hogar en el año 1989. Se crearon 11 cohortes de modo de incluir a aquellos hogares cuyos jefes de hogar, en el año 1989, tenían entre 11 y 15 años hasta aquellos hogares cuyos jefes tenían entre 61 y 65. La edad de cada cohorte se define como el punto medio de la banda de 5 años, por lo que las edades en el pseudo panel van de 23 a 63. Dadas las características de las cohortes, la cohorte más joven ingresa al panel en 1999, mientras que cohorte que agrupa a los más ancianos sale del panel en 1989.

El periodo seleccionado va desde 1985 hasta 2006. La información de ingresos proviene de las ondas de Octubre de la EPH puntual para el periodo 1985-2002, y para los años 2003, 2004, 2005 y 2006 los datos de ingreso provienen del cuarto trimestre de la EPH continua. Los datos de ingreso fueron deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) del mes de septiembre para los años 1985-2002 y por el promedio del IPC del cuarto trimestre del año para 2003, 2004, 2005 y 2006, tomando 1999 como año base del IPC. También se tuvo en cuenta el cambio en el signo monetario que ocurrió durante el periodo considerado para el análisis.

Para realizar la corrección de la constante se consideraron distintos valores para el parámetro θ (0,50; 0,65; 0,80 y 0,95) de modo de cubrir un amplio rango de posibles valores en función de algunos estudios de validación recopilados en Bound, Brown y Mathiowetz (2001).

En la tabla N° 1 se muestra la estructura del pseudo panel, así como el número de observaciones con las que se calculó la media del ingreso por cohorte-año. En esta tabla se puede observar que casi el 100% de los promedios por cohortes fueron computados con más de 100 observaciones.

¹² Navarro (2006).

Tabla N° 1: Estructura del pseudo panel y número de observaciones cohorte-año.

Año	Cohorte										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1985				135	259	348	346	321	337	321	341
1986				190	312	344	398	346	306	309	327
1987				217	326	353	409	347	301	320	318
1988				265	360	393	412	356	338	339	354
1989			126	293	384	405	383	305	297	313	314
1990			86	191	217	251	233	159	184	164	
1991			124	208	237	256	246	160	163	136	
1992			128	252	244	288	262	214	184	214	
1993			186	266	287	306	273	277	204	232	
1994		86	184	287	320	311	288	268	207	243	
1995		122	221	282	336	342	300	273	235		
1996		150	224	279	312	312	277	258	230		
1997		179	248	291	302	310	325	263	252		
1998		214	301	310	355	324	348	277	253		
1999	120	219	288	294	349	335	303	265	199		
2000	131	252	334	345	307	341	300	220			
2001	155	222	309	325	306	309	279	203			
2002	94	114	146	179	158	157	118	121			
2003	142	186	179	194	170	175	152	162			
2004	160	198	216	214	211	171	161	130			
2005	198	216	230	233	200	205	212				
2006	210	218	225	212	198	215	180				

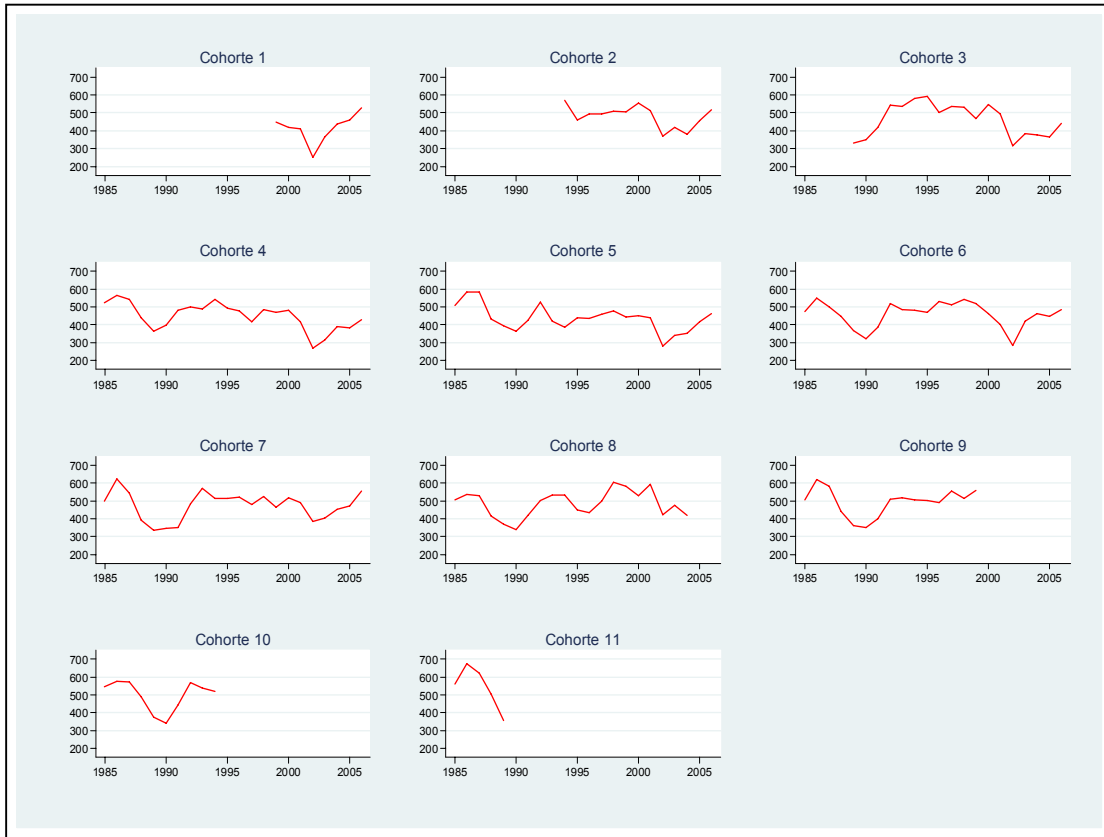
La tabla N° 2 contiene estadísticos descriptivos de la variable de ingreso utilizada en el trabajo (promedio por cohorte del ingreso familiar por adulto equivalente).

Tabla N° 2: Estadísticos descriptivos del promedio por cohortes del ingreso familiar por adulto equivalente.

Observaciones	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
177	466.83	79.26	249.61	674.68

Por último, para finalizar la descripción de los datos utilizados, en el gráfico N° 2 se muestra la evolución en el tiempo, para cada cohorte, de la variable de ingreso utilizada en el trabajo.

Gráfico N° 2: Promedio por cohorte del ingreso por adulto equivalente.



V_ Resultados.

Una primera aproximación a la relación existente entre el ingreso y el ingreso rezagado se puede obtener a partir una simple estimación por MCO de la ecuación 10 sin controlar por efectos fijos a nivel cohorte. Los resultados de esta estimación se presentan en las tres primeras columnas de la tabla N° 3. Como se puede observar existe evidencia de no linealidades en la dinámica de ingresos ya que tanto el coeficiente que acompaña al término cuadrático (en la ecuación cuadrática y en la cúbica) como el que acompaña al término cúbico (en la especificación cúbica) resultan estadísticamente significativos. Una representación gráfica de este resultado se puede observar en el gráfico N° 3. Se observa que el ingreso familiar por adulto equivalente, para las tres especificaciones de la función generadora de ingresos, es una función creciente de su primer rezago, y esta función corta la línea de 45° una vez y desde arriba. Con esto, la ecuación 2 no se cumple ya que la pendiente de la función de ingresos cuando corta la curva de 45° es menor a uno.

Tabla N° 3: Estimación por MCO de la ecuación 10.

	$\bar{Y}_{c(t),t}$								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\hat{\beta}_1$	0.606*** (0.062)	0.777*** (0.086)	0.975*** .1371886	0.576*** (0.068)	0.753*** (0.094)	1.021*** (0.168)	0.492*** (0.078)	0.613*** (0.104)	0.714*** (0.168)
$\hat{\beta}_2$		-8.1E-5*** (2.88E-5)	-2.29E-5*** (8.58E-5)		-8.28E-5*** (3.1E-5)	-2.67E-4*** (1.02E-4)		-3.63E-5* (2.06E-05)	-9.12E-5 (7.51E-5)
$\hat{\beta}_3$			1.20E-8* (6.53E-9)			1.47E-8* (7.68E-9)			4.03E-9 (5.30E-9)
Observaciones	166	166	166	166	166	166	166	166	166
R ²	0.37	0.40	0.41	0.37	0.40	0.41	0.82	0.83	0.83
Efectos fijos cohorte	No	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos año	No	No	No	No	No	No	Si	Si	Si

Error estándar entre paréntesis.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cabe mencionar que la otra raíz del mapa de ingresos en la especificación cuadrática toma un valor negativo. Para la especificación cúbica, de las dos soluciones restantes una es negativa y la otra está muy alejada del rango de valores observados (Ver tabla N° 4).

Tabla N° 4: Raíces de la función generadora de ingresos. Sin corrección en la constante.

Efecto Fijo	Especificación	Raíces		
No	Lineal	463		
	Cuadrática	546		
	Cúbica	661	-743	19207
Cohorte	Lineal	463		
	Cuadrática	542		
	Cúbica	689	-589	18172
Cohorte y año	Lineal	523		
	Cuadrática	538		
	Cúbica	565	-3292	25357

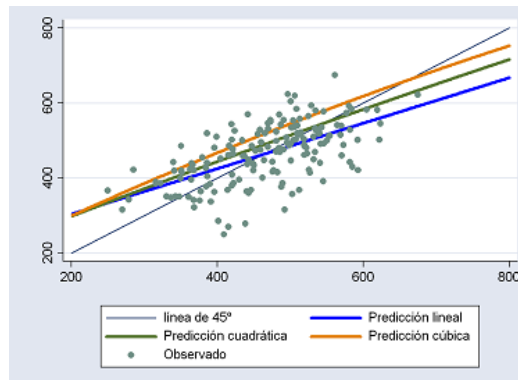
Nota: Los valores están en pesos de 1999

En la tabla N° 5 se muestran las raíces y las derivadas de la función de ingreso. Para ninguna de las especificaciones la derivada es mayor que uno por lo que no hay evidencia de una trampa de pobreza como la representada por la curva B del gráfico N° 1. Además, si tomamos como umbral para determinar pobreza una línea de U\$S 2 por día¹³ o la línea oficial

¹³ Esta línea se convierte en pesos por la paridad de poder de compra. El valor de la línea de pobreza a U\$S 2 para 1999 se ubica en \$ 54.54. Basado en esta medida de pobreza, sólo el 3,2 % de la muestra se encuentra por debajo de la línea de la pobreza. Se tiene presente que esta línea se compara con el ingreso per cápita familiar, pero aún así se

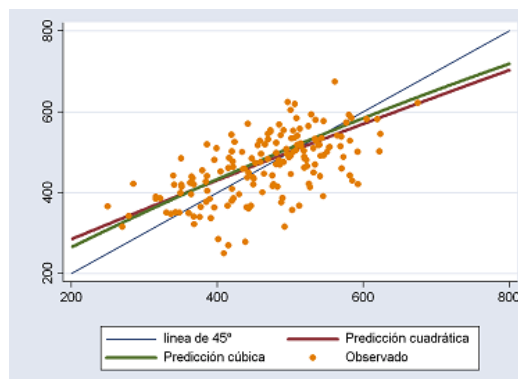
de la pobreza¹⁴, teniendo presente las raíces de la función de ingreso, se puede concluir que tampoco se presenta una trampa de pobreza como resultado de un equilibrio en un nivel bajo de ingreso (curva C del gráfico N°1).

Gráfico N° 3: Estimación sin efectos fijos por cohorte.



Como tanto $\hat{\beta}_2$ y $\hat{\beta}_3$ resultaron estadísticamente significativos, la estimación de la constante en este modelo es sesgada (ver ecuación 13). En la tabla N° 5 se presentan las raíces y las derivadas de la función de ingresos cuando se corrige el sesgo. Como puede apreciarse los resultados comentados anteriormente se mantienen para los distintos valores de θ considerados. Una representación gráfica de estos resultados se presenta en las figuras N° 4 y N° 5, donde se considera un valor de θ igual a 0.5 y de 0.8, respectivamente.

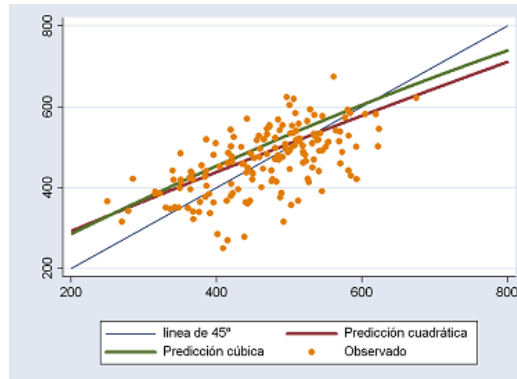
Gráfico N° 4: Estimación sin efectos fijos y con corrección por sesgo en la constante ($\theta = 0.5$).



la utiliza como criterio para determinar la existencia de equilibrios en niveles bajos de ingreso por adulto equivalente.

¹⁴ Se convirtió el valor de la línea de la pobreza de Septiembre de 1999 a pesos de 1999. Basado en esta línea de pobreza (\$ 154.14) el 21,4 % de la muestra es pobre.

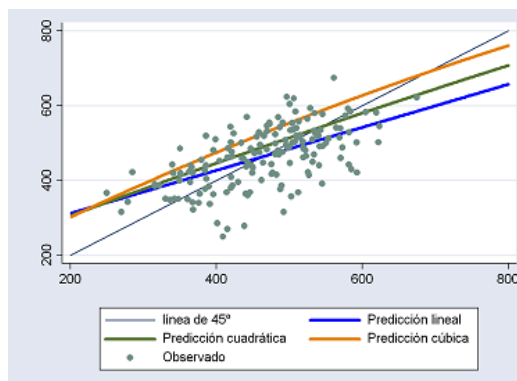
Gráfico N° 5: Estimación sin efectos fijos y con corrección por sesgo en la constante ($\theta = 0.8$).



Debe tenerse presente que las estimaciones presentadas serán consistentes si no hay efectos fijos no observables a nivel cohorte. Si existen tales efectos fijos en el término de error estos estarían correlacionados con las variables explicativas (promedios por cohortes), y se presentaría un problema de endogeneidad que provocaría que las estimaciones sean inconsistentes. Este problema se puede corregir agregando en el modelo un conjunto de dummies que identifiquen a las cohortes, por lo que el estimador resultante es el estimador within aplicado al modelo dinámico a niveles de promedios por cohortes. Los resultados de esta estimación se pueden ver en las columnas (4), (5) y (6) de la tabla N° 3.

Los resultados de las estimaciones para la especificación cuadrática y cúbica confirman la presencia de no linealidades en la dinámica de ingresos. Pero nuevamente, como se muestra en la tabla N° 5, estas no son tales que generen trampas de pobreza. Para las tres especificaciones, la función de ingresos tiene una pendiente menor a uno en el punto en el cual la función corta a la recta de 45°. La representación gráfica de este resultado se encuentra en la figura N° 6.

Gráfico N° 6: Estimación con efectos fijos por cohorte.



Luego de corregir el sesgo en el intercepto generado por los errores de medición, se encuentra que no hay evidencias de trampas de pobreza. Los ingresos de equilibrio y las respectivas derivadas se presentan en la tabla N° 5. Como puede apreciarse la pendiente de la función de ingresos (en las tres especificaciones) es menor a uno en el punto en el que cruza la recta de 45°. Tampoco se observa el caso de una trampa de pobreza producto de un equilibrio estable en un nivel bajo de ingreso. Las figuras N° 7 y N° 8 muestran una representación gráfica

de estos resultados cuando el sesgo en la constante se corrige con un ratio de varianzas de 0.50 y de 0.80 respectivamente.

Gráfico N° 7: Estimación con efectos fijos por cohorte y con corrección por el sesgo en la constante ($\theta = 0.5$).

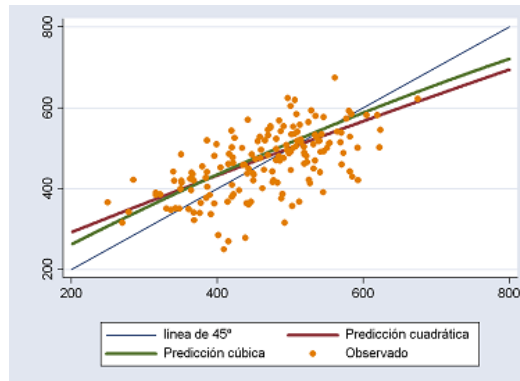
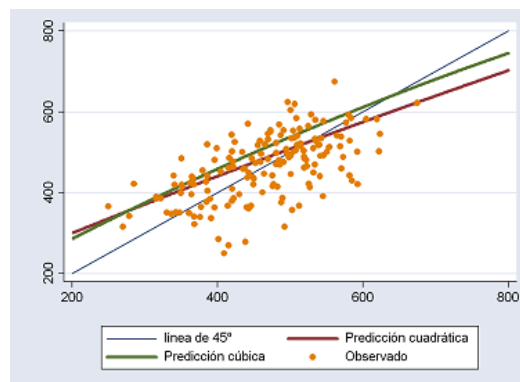


Gráfico N° 8: Estimación con efectos fijos por cohorte y con corrección por el sesgo en la constante ($\theta = 0.8$).



Las estimaciones anteriores no incluyen efectos fijos por año. Una razón por la cual no se incluyeron tales efectos es porque a lo largo del periodo de análisis Argentina experimentó grandes cambios a nivel macroeconómico que afectaron la distribución del ingreso, los niveles de ingreso y por ende los niveles de pobreza. Un conjunto de dummies por año podrían absorber los efectos de los shocks macroeconómicos sobre el nivel de ingreso y afectar la posibilidad de detectar trampas de pobreza. Como se muestra en las columnas (7), (8) y (9) de la tabla N° 3 al incorporar efectos fijos por año el mapa de ingresos se torna lineal. Sólo a un nivel de significatividad del 10% es posible aceptar que el mapa presenta no linealidades en la especificación cuadrática. En las tres especificaciones, la pendiente del mapa de ingresos en el punto en que esta corta la recta de 45° es menor que uno. Tampoco hay evidencia de un equilibrio estable en un nivel bajo de ingresos (Ver tabla N° 5).

Tabla N° 5: Soluciones y derivadas de la ecuación 10.

Corrección en la constante	Efecto fijo	Punto de equilibrio	Especificación lineal (*)				Especificación cuadrática			Especificación cúbica					
			Solución	Derivada	I. C. Derivada		Solución	Derivada	I. C. Derivada	Solución	Derivada	I. C. Derivada			
No	No	Media	463	0.61	0.48	0.73	546	0.69	0.56	0.82	661	0.69	0.56	0.82	
		Cohorte	Media	463	0.58	0.44	0.71	542	0.66	0.52	0.81	689	0.67	0.53	0.81
			Mínimo	425	0.58	0.44	0.71	476	0.67	0.52	0.82	609	0.71	0.56	0.86
			Máximo	498	0.58	0.44	0.71	568	0.66	0.51	0.80	723	0.66	0.52	0.79
	Cohorte/Año	Media	523	0.49	0.34	0.65	538	0.58	0.40	0.75	565	0.61	0.41	0.82	
		Mínimo	490	0.49	0.34	0.65	504	0.58	0.40	0.76	533	0.62	0.40	0.84	
		Máximo	564	0.49	0.34	0.65	594	0.57	0.39	0.75	615	0.61	0.40	0.81	
Theta=0.50	No	Media					504	0.70	0.56	0.83	543	0.74	0.60	0.88	
		Cohorte	Media				502	0.67	0.52	0.82	555	0.74	0.57	0.90	
			Mínimo				435	0.68	0.53	0.83	451	0.79	0.60	0.98	
			Máximo				529	0.67	0.52	0.81	597	0.72	0.56	0.87	
	Cohorte/Año	Media					524	0.58	0.75	0.40	530	0.62	0.40	0.84	
		Mínimo					490	0.58	0.40	0.76	497	0.63	0.40	0.85	
		Máximo				580	0.57	0.39	0.75	580	0.61	0.40	0.82		
Theta=0.65	No	Media					517	0.69	0.56	0.83	580	0.72	0.58	0.86	
		Cohorte	Media				514	0.67	0.52	0.82	599	0.72	0.56	0.87	
			Mínimo				448	0.68	0.53	0.83	504	0.76	0.59	0.94	
			Máximo				540	0.66	0.52	0.81	638	0.70	0.55	0.85	
	Cohorte/Año	Media					528	0.58	0.40	0.75	540	0.62	0.40	0.83	
		Mínimo					494	0.58	0.40	0.76	508	0.62	0.40	0.84	
		Máximo				584	0.57	0.39	0.75	590	0.61	0.40	0.82		
Theta=0.80	No	Media					530	0.69	0.56	0.83	616	0.71	0.57	0.84	
		Cohorte	Media				526	0.67	0.52	0.81	639	0.70	0.55	0.84	
			Mínimo				460	0.68	0.53	0.83	551	0.74	0.57	0.90	
			Máximo				552	0.66	0.52	0.81	676	0.68	0.53	0.82	
	Cohorte/Año	Media					532	0.58	0.40	0.75	551	0.62	0.41	0.83	
		Mínimo					499	0.58	0.40	0.76	519	0.62	0.40	0.84	
		Máximo				588	0.57	0.39	0.75	601	0.61	0.40	0.81		
Theta=0.95	No	Media					542	0.69	0.56	0.82	650	0.69	0.56	0.82	
		Cohorte	Media				538	0.66	0.52	0.81	677	0.68	0.53	0.82	
			Mínimo				472	0.67	0.52	0.83	595	0.72	0.56	0.87	
			Máximo				564	0.66	0.51	0.80	712	0.66	0.52	0.80	
	Cohorte/Año	Media					536	0.58	0.40	0.75	562	0.62	0.41	0.83	
		Mínimo					503	0.58	0.40	0.76	530	0.62	0.40	0.84	
		Máximo				592	0.57	0.39	0.75	611	0.61	0.40	0.81		

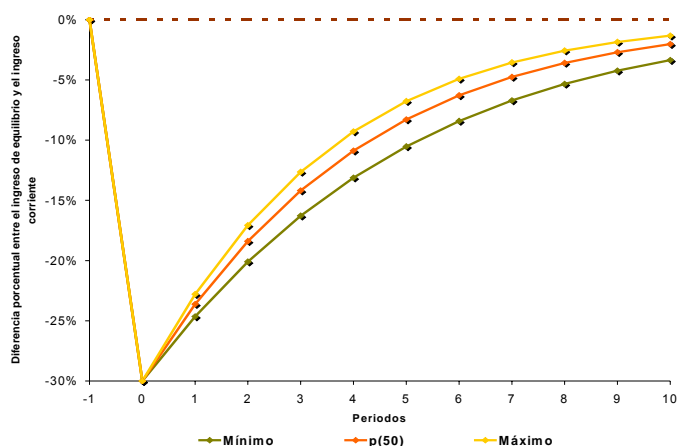
(*) Notar que esta especificación no requiere corrección en la constante por error de medición en ingresos.

Media, Mínimo y Máximo: hacen referencia a los niveles medio, mínimo y máximo de la distribución de puntos de equilibrio.

I. C. Derivada: Intervalo de confianza para la derivada (95%)

Si bien no se encuentra evidencia de trampas de pobreza, al permitir que las diferentes cohortes tengan distintos equilibrios, las no linealidades encontradas implican que la velocidad de ajuste frente a shocks adversos será menor para las cohortes con menor ingreso de estado estacionario. La velocidad de ajuste frente a una caída en el ingreso es $1 - (\partial Y_{i,t} / \partial Y_{i,t-1})$. Los casos extremos son cuando un shock transitorio en t-1 no tiene efecto sobre el ingreso del periodo t, en este caso la velocidad de ajuste es uno ($\partial Y_{i,t} / \partial Y_{i,t-1} = 0$). El otro caso extremo ocurre cuando el shock transitorio ocurrido en el periodo t-1 afecta al ingreso del periodo t por la misma suma del shock, en este caso la velocidad de ajuste es cero ($\partial Y_{i,t} / \partial Y_{i,t-1} = 1$). Dado que el mapa de ingresos estimado es estrictamente cóncavo en el rango de ingresos observado, la velocidad de ajuste es una función creciente de $Y_{i,t-1}$. La figura N° 9 muestra la dinámica de ajuste frente a una caída del ingreso del 30% para las cohortes con el máximo, el mínimo y el percentil cincuenta de la distribución de ingresos de equilibrio. Se puede observar que son los hogares de mayores ingresos de estado estacionario los que se recuperan más rápidamente de caídas transitorias en el ingreso.

Gráfico N° 9: Dinámica de ajuste del ingreso frente a una caída en el ingreso del 30%.



A pesar de haber descartado la posibilidad de que existan trampas de pobreza, del último gráfico presentado se desprende una cuestión bastante relevante: el camino hacia el ingreso de equilibrio puede llevar demasiado tiempo. Esto último es aún más grave si los hogares reciben otros shocks en sus ingresos mientras se encuentran en el sendero de recuperación.

VI_ Conclusiones.

Hasta la actualidad, la existencia de trampas de pobreza no ha sido analizado empíricamente en Argentina, y sólo dos países de América Latina cuentan con estudios al respecto. El presente trabajó ha intentado llenar este vacío, brindando un nuevo elemento para comprender mejor el tema de la persistencia en la pobreza.

Para poder testear la existencia de trampas de pobreza a partir del análisis de la dinámica de ingresos se debieron superar algunos desafíos econométricos. Estos fueron superados a partir de la estimación de un pseudo panel dinámico, construido para el periodo 1985-2006 para el aglomerado urbano de Gran Buenos Aires.

La estimación del pseudo panel revela la existencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, aunque estas no son tales que conduzcan a trampas de pobreza. Tampoco se encontró evidencia de equilibrios estables en bajos niveles de ingreso. Estos resultados

sugieren que los ingresos de los hogares retornarían a sus niveles iniciales luego de un shock transitorio.

No obstante, la concavidad del mapa de ingresos implica que la velocidad a la cual los hogares recuperan su ingreso luego de un shock transitorio es mayor para los hogares de mayor ingreso inicial. De este modo, si bien los hogares pobres recuperan su nivel inicial luego de una caída transitoria en su ingreso, el proceso de ajuste es más lento que el de los hogares no pobres.

Estos resultados no implican que no existan motivos para que los hogares en condición de pobreza sean objeto de la asistencia pública, ya que para tales hogares el avance hacia su ingreso de equilibrio puede ser tan lento que no sea socialmente aceptable dejarlos que permanezcan tanto tiempo en esa condición.

Queda pendiente para una posterior investigación la aplicación de otras estrategias econométricas que otorguen robustez a los resultados encontrados.

Referencias.

- Adato M., Carter M. y May J., "Exploring Poverty Traps and Social Exclusion in South Africa using Qualitative and Quantitative Data", *Journal of Development Studies* N° 42(2), (2006), pags. 226-247.
- Antman F. y McKenzie D., "Earnings Mobility and Measurement Error: A Pseudo-Panel Approach", *World Bank Policy Research Working Paper No. 3745*, (2005a).
- Antman F. y McKenzie D., "Poverty Traps and Nonlinear Income Dynamics with Measurement Error and Individual Heterogeneity", *World Bank Policy Research Working Paper No. 3764*, (2005b).
- Azariadis C. y Stachurski J., "Poverty Traps", en P. Aghion y S. Durlauf (Ed.), *Handbook of Economic Growth Vol. N° 1*, Capítulo N° 5, (2005).
- Barrett C., Marenya P., McPeak J., Minten B., Murithi F., Olouch-Kosura W., Place F., Randrianarisoa J., Rasambainarivo J., y Wangila J., "Welfare Dynamics in Rural Kenya and Madagascar", *Journal of Development Studies* N° 42(2), (2006), pags. 248-277.
- Bound J. y Krueger A., "The extent of measurement error in longitudinal earning data: do two wrongs make a right?", *Journal of Labor Economics* N° 12, (1991), pags. 345-368.
- Bound J., Brown C. y Mathiowetz N., "Measurement Error in Survey Data", en Heckman J. y Leamer E. (Eds), *Handbook of Econometrics Vol. 5*, (2001), pags. 3705-3843.
- Benarjee A. y Newman A., "Occupational Choice and The Process of Development", *Journal of Political Economy* N° 101(2), (1993), pags. 274-298.
- Carter M. y Barrett C., "The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-based Approach", *Journal of Development Studies* N° 42, (2006).pags. 178-199.
- Collado M., "Estimating Dynamic Models from Time Series of Independent Cross Section", *Journal of Econometrics* N° 82, (1997), pags. 37-62.
- Dasgupta P. y Ray D., "Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment", *The Economic Journal* Vol. 96, N° 384, (1986), pags. 1011-1034.
- Dasgupta P., "Nutritional Status, the Capacity to Work and Poverty Traps", *Journal of Econometrics* N° 77, pags. 5-37.
- Deaton A., "Panel Data from Time Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics* N° 30, (1985), pags. 109-126.
- Deaton A., "The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy", *World Bank. The Johns Hopkins University Press. Baltimore and London.* (1997).
- Galor O. y Zeira J., "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies* N° 60 (1), (1993), pags. 35-52.
- Jalan J y Ravallion M., "Household Income Dynamics in Rural China" en Dercon S. (Ed) *Insurance against Poverty*, Oxford University Press, (2004), pags. 108-124.
- Lokshin M. y Ravallion M., "Short Lived Shocks with Long Lived Impacts? Household Income Dynamics in a Transition Economy", mimeo, Development Research Group, World Bank, (2000).
- Lokshin M. y Ravallion M., "Household Income Dynamics in Two Transition Economies", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 8, N° 3. Artículo 4, (2004).

- Lybbert T., Barrett C., Desta S., y Coppock D., “Stochastic Wealth Dynamics and Risk Management Among a Poor Population”, *The Economic Journal* N° 114, (2004), pags. 750-777.
- Margot D., “Rendimientos a la educación en Argentina: Un análisis de cohortes”, Departamento de Economía. Universidad Nacional de La Plata, documento de trabajo N° 33, (2001).
- McKenzie D., “Asymptotic Theory for Heterogeneous Dynamic Pseudo-panels”, *Journal of Econometrics*, N° 120, (2004), pags. 235-262.
- McKenzie D. y Woodruff C., “Do entry costs provide an empirical basis for poverty traps? Evidence from Mexican Microenterprises”, BREAD Working Paper N° 20, (2003).
- Moffit R., “Identification and estimation of dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross Sections”, *Journal of Econometrics* N° 599, (1993), pags. 99-124.
- Moreno J., “Trayectorias Laborales a partir de Cohortes Ficticias. Gran Buenos Aires, 1974-2002”, *Estudios sobre las frecuencias de Aportes*. Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, y OIT. Argentina, (2003), pags. 127-147.
- Mookherjee D. y Ray D., “Contractual Structure and Wealth Accumulation”, *American Economic Review* N°92(4), (2002), pags. 818-849.
- Naschold F., “Identifying Asset Poverty Thresholds – New methods with an application to Pakistan and Ethiopia”, *American Agricultural Economics Association, Reunión Anual* (2005).
- Navarro A., “Estimating Income Mobility in Argentina with a Pseudo-Panel Data”, *Anales de la XLI Reunión Anual de la AAEP, Salta, Argentina*, (2006).
- Piketty T., “Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility”, Atkinson A. y Bourguignon F., (Eds), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, (2000), pags. 429-476.
- Rodríguez – Meza J. y González – Vega C., “Household Income Dynamics and Poverty Traps in El Salvador”, Trabajo preparado para la Reunión Anual del la American Agriculture Economists Association, Ohio State University, Columbia, (2004).
- Strauss J. y Thomas D., “Health, Nutrition and Economic Development”, *Journal of Economic Literature* N° 36 (2), (1998), pags. 766-817.
- Swamy A., “A Simple Test of The Nutrition – Based Efficiency Wage Model”, *Journal of Development Economics*, Vol. 53, (1997), pags. 85-98.
- Verbeek M., “Pseudo Panel Data”, en L. Mátyás y P. Sevestre, eds., *The Econometrics of Panel Data: Handbook of the Theory with Applications*, 2da Edición, Kluwer Academic Publishers, (1996), pags. 280-292.
- Verbeek M. y Vella F., “Estimating Dynamic Models From Repeated Cross Sections”, *Journal of econometrics* N° 127, (2005), pags. 83-102.
- Wooldridge J., “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, MIT Press, Cambridge, (2002).