

C | E | D | L | A | S

---

Centro de Estudios  
Distributivos, Laborales y Sociales

---

Maestría en Economía  
Universidad Nacional de La Plata



**Trampas de Pobreza en Argentina: Evidencia  
Empírica a Partir de un Pseudo Panel**

Luis Casanova

Documento de Trabajo Nro. 64  
Febrero, 2008

---

# **Trampas de pobreza en Argentina. Evidencia empírica a partir de un pseudo panel<sup>†</sup>**

**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.

---

<sup>†</sup> Tesis de la Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco los valiosos comentarios de Mariana Marchionni, directora de esta tesis. También agradezco los comentarios de María Emma Santos así como los comentarios de los participantes del seminario de la Maestría en Economía. Todos los errores son responsabilidad del autor.

## **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 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, quedando atrapados en lo que la literatura ha definido como *trampa de pobreza*.

Las trampas de pobreza generalmente están asociadas a no linealidades en la dinámica de ingresos de los hogares y a la existencia de un umbral de ingreso por debajo del cual las familias quedan apresadas en la pobreza. La existencia de este fenómeno tiene grandes implicancias sobre las políticas de asistencia y seguridad social: en presencia de una trampa de pobreza los programas de transferencia de ingresos hacia los hogares actualmente pobres no sólo constituyen un paliativo a la pobreza actual sino que también permitirían contribuir a la reducción de la pobreza futura.

Para contestar el interrogante sobre la existencia de trampas de pobreza 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. Ello posibilita la construcción de un panel sintético, con el cual es posible identificar los parámetros que gobiernan la dinámica de ingresos.

Este trabajo contribuye al análisis de pobreza en Argentina, particularmente en el aspecto dinámico del fenómeno, presentando evidencia empírica sobre la existencia o no de trampas de pobreza en el aglomerado urbano de Gran Buenos Aires (Ciudad de Buenos Aires y partidos del Conurbano) a partir de la estimación de la dinámica de ingresos por medio de un panel de cohortes o pseudo panel. De esta manera, el estudio amplía la literatura empírica sobre el tema para Latinoamérica, ya que a la fecha sólo se disponen estudios al respecto para México y El Salvador.

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. La sección tres presenta la estrategia econométrica. En la cuarta sección se comentan los datos utilizados en el trabajo. La quinta sección presenta la evidencia encontrada, y la última sección las conclusiones.

## **II\_ Revisión de la literatura.**

La literatura de trampas de pobreza estudia por qué ciertos grupos de individuos son incapaces de escapar de situaciones de bajos ingresos y cómo llegaron a tal situación. Esta literatura hace énfasis en la existencia de mecanismos que generan no convexidades en el proceso de generación de ingreso (o activos), lo que permite la existencia de umbrales críticos de ingresos (o activos) y 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. De este modo, se muestra que puede existir un equilibrio en el cual la población queda segmentada en dos grupos: agentes calificados con mucha riqueza y agentes no calificados con baja riqueza. Banerjee y Newman (1993) analizan cómo 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 irá descendiendo, lo que hará imposible que las generaciones de la clase asalariada puedan acumular riqueza de modo de poder pasar a una clase superior.

El tema de la desigualdad en la distribución del ingreso como mecanismo capaz de generar equilibrios múltiples también es considerado en algunos trabajos sobre acumulación de

capital humano. Berti Ceroni (2001) propone un modelo en el cual la educación es financiada de manera privada, pero, a diferencia de Galor y Zeira (1993), la trampa de pobreza no es generada por la existencia de indivisibilidades en la inversión en capital humano e imperfecciones del mercado de capitales, sino por la existencia de preferencias no homotéticas que hacen que los padres pobres demanden mayores retornos del capital humano (que los padres ricos) para invertir en la educación de sus hijos. Se muestra que en el largo plazo las familias se concentran en dos grupos: los pobres que no invierten en capital humano y que permanecen pobres, y los ricos que invierten en capital humano y permanecen ricos. La desigualdad inicial determina la fracción de la población que pertenece a cada grupo. Santos (2007) extiende este modelo incorporando la calidad de la educación. En este trabajo se supone que existe una segmentación de clases sociales que hace que los hijos de padres pobres tengan una función de acumulación de capital humano diferente a la de los hijos de padres ricos. Estos últimos enfrentan determinadas externalidades positivas en la acumulación de capital humano producto de su relación con círculos sociales de mayor nivel educativo, pero además asisten a escuelas de mayor calidad educativa que los hijos de familias pobres. Todo esto genera, a diferencia de Berti Ceroni (2001), la existencia de tres equilibrios: uno malo, uno intermedio y uno bueno; de los cuales, los dos primeros representan una trampa de pobreza.

Otro mecanismo estudiado es el que relaciona los salarios, la productividad y el 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. Lokshin y Ravallion (2004) sostienen que para ser productivos y poder participar en la sociedad los individuos deben poder adquirir una canasta de consumo más amplia, en la que además de alimentos se incluya vestimenta, vivienda, entre otros.

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 de comportamientos estratégicos de ahorro. Los autores demuestran que cuando todo el poder de negociación está en manos 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.

Carter y Barrett (2006) y Azariadis y Stachurski (2005) mencionan que estrategias de mitigación de riesgo por parte de los hogares, sumadas a la 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.

Por último, Durlauf (2002) describe cómo el entorno social puede jugar un rol importante en los resultados socioeconómicos de los individuos. Determinado tipo de interacciones sociales, como las incluidas dentro de los modelos de roles y las influencias del comportamiento de los pares dentro de un grupo (peer group effects), pueden explicar una baja movilidad en el estatus socioeconómico a lo largo de las generaciones, donde un caso límite de esta baja movilidad puede ser una trampa de pobreza.

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 laboral<sup>1</sup>.

McKenzie y Woodruff (2003) estudian no convexidades en los retornos de los micro emprendimientos en México. Encuentran que los modestos niveles de inversión inicial requeridos para micro emprendimientos y que los altos retornos a inversiones de pequeño capital sugieren

---

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

que las tecnologías de producción no convexas no obstaculizan la entrada al sector de micro emprendimientos 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<sup>2</sup>. No se encuentra evidencia que la teoría de salarios de eficiencia basada en consideraciones de nutrición pueda generar desempleo involuntario. 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 eficiencia, definido como el cociente entre salario y productividad. La falta de evidencia a favor de esta teoría podría deberse, según Dasgupta (1997), al uso de tests 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.

Santos (2007), a partir de datos del *Program for International Student Assessment* de la UNESCO, encuentra evidencia para Argentina sobre segmentación de clases sociales reforzada por diferenciales de calidad educativa, las cuales según su modelo podrían contribuir a perpetuar diferencias en educación y niveles de ingreso. No obstante, no se presenta un test del modelo en sí mismo, sino del supuesto sobre la diferente calidad de educación recibida por hijos de padres pobres e hijos de padres ricos.

Si bien en ninguno de estos estudios se ha encontrado sustento empírico sobre la existencia 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.

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 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. En este contexto, las trampas de pobreza se manifiestan como equilibrios para niveles de ingreso bajos en la dinámica del ingreso. Los

---

<sup>2</sup> En este trabajo se deja de lado problemas de salud que puedan ser producto de una mala alimentación en el pasado.

estudios existentes han utilizado estrategias paramétricas y no paramétricas para realizar el análisis de esa 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 ello 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 activos<sup>3</sup>. Naschold (2005) analiza la dinámica de un índice de activos en zonas rurales de Pakistán y Etiopia<sup>4</sup>, encontrando evidencia sobre no linealidades en el proceso de acumulación de activos, pero no sobre 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). A partir de un panel de ingresos de zonas rurales de China estiman una función de ingreso como un polinomio de grado tres del ingreso rezagado, utilizando el método de variables instrumentales de Arrellano-Bond. Encuentran evidencia sobre no linealidades en la dinámica de ingresos, aunque no encuentran evidencia acerca de la existencia de trampas de pobreza. El mismo análisis se aplica a la dinámica de gastos y los resultados son similares.

Adoptando la misma especificación que Jalan y Ravallion (2002), Rodríguez-Meza y González-Vega (2004), Lokshin y Ravallion (2004) y Antman y Mckenzie (2005b) analizan la

---

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> La población de referencia difiere de la del trabajo de Lybbert et. al. (2004).

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 attrition y por una ecuación que controla por la condición inicial. 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. 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 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 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<sup>5</sup>. 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*, que a diferencia de un panel genuino no sigue hogares a lo largo del tiempo sino grupos de hogares que comparten características similares (*cohortes*). También, este enfoque permite superar el problema de desgranamiento o *attrition* típico en paneles de hogares, y el problema de los errores de medición

---

<sup>5</sup> Naschold (2005) menciona algunos motivos por los cuales es preferible analizar la dinámica de activos (fluctúan menos en el corto plazo, menos sujetos a errores de medición, mejor medida del bienestar). Sin embargo, en Argentina, producto de los datos con los que se dispone, resulta difícil construir un índice que de cuenta de manera adecuada del stock de activos de los hogares.

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, se sigue la estrategia propuesta en 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 ( $Y_{i,t-1}^*$ ). 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 de 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 que determinan hacia qué equilibrio converge el ingreso del hogar. En este caso el hogar queda atrapado en la pobreza si su ingreso cae por debajo de  $Y_u$ .

Según lo comentado, el proceso generador del verdadero ingreso ( $Y_{i,t}^*$ ) es<sup>6</sup>:

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

En este modelo se supone que el proceso de ajuste es común para todos los hogares, aunque el punto de equilibrio pueda ser diferente por la presencia del efecto fijo por hogar no observable ( $\alpha_i$ ). Este efecto puede hacer que sólo algunos hogares 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 ( $\alpha_i$ ).

---

<sup>6</sup> La notación utilizada es similar a la notación de Antman y McKenzie (2005b).

Si los verdaderos valores del ingreso son observados y los  $\mu_{i,t}$  no están serialmente correlacionados, la ecuación 1 puede ser estimada consistentemente vía Método Generalizado de los Momentos. Como mencionan Antman y McKenzie (2005b), sin error de medición en los ingresos se puede obtener una estimación consistente de  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  para determinar si existen no linealidades en el mapa de ingresos. Sin embargo, la estimación de estos parámetros no es suficiente para determinar si los hogares 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).

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

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

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

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

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

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 tal condición 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 hogar debido a la presencia de  $\hat{\alpha}_i$ . De este modo se determina si algún hogar 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 ( $Y_{i,t}^*$ ), sino que se observan 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 está independientemente distribuido entre los hogares con  $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{\varepsilon,t}^2$ . Pero no parece verosímil suponer que estos errores no estén serialmente correlacionados (Bond y Krueger, 1991), de modo que se estaría violando un supuesto de los errores de medición clásicos<sup>7</sup>.

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

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

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 da lugar a estimadores inconsistentes. Por ejemplo, en el modelo de regresión lineal sin heterogeneidad individual, aún si los errores de medición no están serialmente correlacionados, la estimación por MCO de  $\beta_1$  estará sesgada hacia cero. El método de Arellano-Bond en la mayoría de los casos también dará estimaciones inconsistentes, salvo en casos especiales, como modelo lineal en ausencia de autocorrelación en el término de error. Sin embargo, en el caso cuadrático o cúbico el uso de rezagos de la variable dependiente como instrumentos dará como resultado estimadores

<sup>7</sup> Bond y Krueger (1991) encuentran que los errores de medición pueden estar correlacionados positivamente. También, hallan evidencia empírica que los errores de medición están negativamente correlacionados con el verdadero ingreso.

inconsistentes. Incluso en el caso lineal, el uso de rezagos 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, 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 dinámica de ingresos a partir de un pseudo panel permitiría superar algunos de los problemas anteriores. El modelo correspondiente al pseudo panel se obtiene tomando promedios por cohorte en la ecuación 7 sobre los  $n_c$  hogares 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 cohorte<sup>8</sup> 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 hogares de la cohorte c en el periodo t. Dado que en cada periodo se observan diferentes hogares,  $\bar{Y}_{c(t),t-1}$  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 hogares que son observados en t-1.

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

(10)

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

<sup>8</sup> Siguiendo a McKenzie (2004), en este trabajo se supone que el efecto fijo a nivel hogar se distribuye alrededor del efecto cohorte en la población, esto es:  $\alpha_{i(t)} = \alpha_c + \varpi_{i(t)}$ . Además,  $\frac{p}{n_c} \bar{\varpi}_{c(t)} \rightarrow 0$  cuando  $n_c \rightarrow \infty$ .

El término  $\lambda_{c(t),t}$  generalmente estará correlacionado con los regresores de la ecuación 10 en muestras finitas, provocando que los estimadores obtenidos por MCO sean inconsistentes. Esta correlación aparece porque  $\lambda_{c(t),t}$  incluye errores de medición (distintos a los incorporados en  $\varepsilon_{i,t}$ ) que son el producto de observar hogares diferentes en cada periodo. No obstante, como se muestra en McKenzie (2004) para el caso de la dinámica lineal, mientras el número de hogares 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  $\left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y^2_{i(t),t-1}\right)$  y  $\left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y^2_{i(t-1),t-1}\right)$  como  $\left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y^3_{i(t),t-1}\right)$  y  $\left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \left(\sum_{i=1}^{n_c} Y^3_{i(t-1),t-1}\right)$  converjan 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 ignora al término  $\lambda_{c(t),t}$ .

Ignorado  $\lambda_{c(t),t}$ , aún resta trabajar con  $\bar{\eta}_{c(t),t}$  que contiene el promedio por cohorte de  $\mu_{i,t}$ <sup>9</sup>, así como el promedio por cohorte de los términos generados por el error de medición en el ingreso (ecuación 8).

$$\begin{aligned} \bar{\eta}_{c(t),t} &= \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[ (\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot Y_{i(t),t-1} + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}^2) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1} \right] \\ &+ \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[ (\beta_2 + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y_{i(t),t-1}) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1}^2 \right] - \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t-1}^3 \end{aligned} \quad (12)$$

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

$$\begin{aligned} \bar{\eta}_{c(t),t} &= \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[ (\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot Y^*_{i(t),t-1} + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y^*_{i(t),t-1}^2) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1} \right] \\ &- \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \left[ (\beta_2 + 3 \cdot \beta_3 \cdot Y^*_{i(t),t-1}) \cdot \varepsilon_{i(t),t-1}^2 \right] - \beta_3 \cdot \left(\frac{1}{n_c}\right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t-1}^3 \end{aligned} \quad (13)$$

<sup>9</sup> Se supone que no hay efectos cohorte que cambien en el tiempo dentro de este término.

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  $\beta_2$  y  $\beta_3$  igual a cero, la ecuación 10 se transforma en:

$$\bar{Y}_{c(t),t} = \beta_1 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} + \alpha_{c(t)} + \bar{\mu}_{c(t),t} + \bar{\varepsilon}_{c(t),t} - \beta_1 \cdot \bar{\varepsilon}_{c(t),t-1} \quad (14)$$

Como muestran Antman y McKenzie (2005a), cuando el número de hogares por cohorte tiende a infinito<sup>10</sup>:

$$\bar{\varepsilon}_{c(t),t} = \left( \frac{1}{n_c} \right) \cdot \sum_{i=1}^{n_c} \varepsilon_{i(t),t} \xrightarrow{p} E(\varepsilon_{i(t),t}) = 0 \quad (15)$$

El parámetro  $\beta_1$  y el efecto fijo por cohorte  $\alpha_c$  pueden ser estimados por MCO. Entonces MCO será consistente mientras el número de hogares 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  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$ . Sin embargo, la estimación de los efectos fijos por cohorte  $\alpha_c$  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  $c$ .

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 hogares 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

---

<sup>10</sup> Suponiendo que en el error de medición no hay un componente específico por cohorte.

$$\bar{\eta}_{c(t),t}^p \rightarrow \beta_2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 - 3 \cdot \beta_3 \cdot E_c(Y_{i,t-1}^*) \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (16)$$

$$\hat{\alpha}_c^p \rightarrow \alpha_c - \beta_2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 - 3 \cdot \beta_3 \cdot E_c(Y_{i,t-1}^*) \cdot \sigma_\varepsilon^2 \quad (17)$$

donde  $E_c(Y_{i,t-1}^*)$  es la esperanza (*cross section*) del ingreso de los hogares de la cohorte c en t-1.

La estimación por MCO de  $\alpha_c$  tiende a:

Por los supuestos i y ii, la varianza *cross section* del ingreso viene dada por:

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

$$\text{de donde } \sigma_\varepsilon^2 = Var(Y_{i,t}) \cdot \left(1 - \frac{Var(Y_{i,t}^*)}{Var(Y_{i,t})}\right) \quad (18)$$

Con esta última ecuación se puede obtener una estimación para  $\sigma_\varepsilon^2$  ( $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ) basada en la varianza *cross section* de los ingresos observados y en una estimación del ratio

$$\theta = (Var(Y_{i,t}^*)/Var(Y_{i,t})) \quad (19)$$

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  $\alpha_c$  por medio de:

$$\tilde{\alpha}_c = \hat{\alpha}_c + \hat{\beta}_2 \cdot \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + 3 \cdot \hat{\beta}_3 \cdot \bar{Y}_{c(t-1),t-1} \cdot \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (20)$$

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

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 hogar, pero como el intercepto es calculado a nivel de cohorte sólo es posible verificar trampas de pobreza para el hogar promedio de cada cohorte.

Este enfoque no está exento de problemas, en el caso de que existan sólo unas pocas observaciones alrededor del umbral que divide los equilibrios estables<sup>11</sup>, sería necesario contar con una gran cantidad de observaciones de modo que el polinomio estimado pueda ajustar adecuadamente los puntos que se ubican alrededor del equilibrio inestable. Además, la posibilidad de encontrar observaciones alrededor del equilibrio inestable depende de la relación entre la velocidad de ajuste y la frecuencia de los datos<sup>12</sup> (Lokshin y Ravallion, 2004). Siguiendo a Hastie et. al. (2001), otro problema que tienen las estimaciones polinómicas es que mientras los coeficientes se ajustan de modo tal que en una parte del dominio la función exhibe las no linealidades deseadas, la función se comporta de una manera no deseada en los extremos del dominio.

#### **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, que incluye la Ciudad de Buenos Aires y los partidos del Conurbano) es posible contar con una cantidad de observaciones suficientemente grande para el armado de las cohortes para un periodo de tiempo considerable<sup>13</sup>. 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 oscilaba entre 21 y 65 años, y a hogares en los cuales la variable de ingreso utilizada es positiva. Trabajando con una banda de 5

---

<sup>11</sup> Debe tenerse presente que la teoría predice esto. El umbral es un punto inestable, y los hogares que se encuentren alrededor del mismo deberían moverse hacia alguno de los otros equilibrios.

<sup>12</sup> También, en el caso de un panel genuino, la posibilidad de encontrar observaciones alrededor del equilibrio inestable depende de la permanencia en el panel de los hogares que son afectados por shocks en sus ingresos.

<sup>13</sup> Se debe tener presente que cada aglomerado puede tener una dinámica diferente. Navarro (2006) hace una mención al problema de comparabilidad que se generaría en el caso de agregar otros aglomerados.

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 la 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 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 registrado durante el periodo considerado para el análisis.

Para realizar la corrección de la constante se consideraron distintos valores para el parámetro  $\theta$  - 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 et. al. (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. 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). 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.

## **V\_ Resultados.**

En este apartado se presentan los resultados de la estimación de la dinámica de ingresos de los hogares para el aglomerado urbano del Gran Buenos Aires. Para ello se utiliza la metodología descrita anteriormente para identificar los parámetros que gobiernan la dinámica de ingresos a partir de un pseudo panel. La ecuación 10 es estimada considerando tres

especificaciones: lineal, cuadrática y cúbica. También, se presentan estimaciones que contemplan la existencia de efectos fijos a nivel cohorte y estimaciones que, además, controlan por efectos temporales a través de la inclusión de un conjunto de dummies que identifican los años. Por último, cuando es pertinente, se realiza la corrección del sesgo en la constante considerando un amplio rango de valores posibles para el parámetro theta ( $\theta$ ).

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 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 ver 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, la cual 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<sup>14</sup>.

En la tabla N° 7 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 día<sup>15</sup> o la línea oficial de la pobreza<sup>16</sup>, 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 (como la representada por la curva C del gráfico N°1).

---

<sup>14</sup> En la especificación cuadrática la raíz restante es negativa. En 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° 6.

<sup>15</sup> 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 la utiliza como criterio para determinar la existencia de equilibrios en niveles bajos de ingreso por adulto equivalente.

<sup>16</sup> 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.

Como tanto  $\hat{\beta}_2$  y  $\hat{\beta}_3$  resultaron estadísticamente significativos, la estimación de la constante en este modelo es sesgada (ver ecuación 17). En la tabla N° 7 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  $\theta$  considerados. Esto es, las no linealidades encontradas no son tales que puedan generar una trampa de pobreza. Una representación gráfica de estos resultados se presenta en los gráficos N° 4 y N° 5, donde se considera un valor de  $\theta$  igual a 0.5 y 0.8, respectivamente.

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 podrían estar correlacionados con las variables explicativas (promedios por cohortes del primer rezago del ingreso), por lo que 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 la tabla N° 4.

Nuevamente, los resultados de las estimaciones para la especificación cuadrática y cúbica confirman la presencia de no linealidades en la dinámica de ingresos, pero, como se muestra en el primer panel de la tabla N° 8, 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°<sup>17</sup>. La representación gráfica de este resultado se encuentra en el gráfico N° 6.

Los últimos paneles de la tabla N° 8 reportan los resultados de la estimación luego de corregir el sesgo en el intercepto generado por los errores de medición. En las tres especificaciones, la pendiente de la función de ingresos es menor a uno en el punto en el que esta 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. Los gráficos 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 0.80, respectivamente.

---

<sup>17</sup> En esta tabla se presentan las raíces de la ecuación 5, y las correspondientes derivadas, en diferentes puntos de la distribución (por cohortes) de ingresos de estado estacionario (niveles mínimo, máximo y mediana).

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 tales shocks sobre el nivel de ingreso, y afectar la posibilidad de detectar trampas de pobreza. Como se muestra en la tabla N° 5 al incorporar efectos fijos por año el mapa de ingresos se torna lineal. Sólo con 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° 9).

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  $Y_{i,t-1}$ . El gráfico N° 12 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.

A pesar de no haber encontrado evidencia sobre la existencia de trampas de pobreza (ya sea por dinámicas no lineales en la función generadora de ingresos o por equilibrios estables en niveles bajos de ingreso), del gráfico N° 12 se desprende una cuestión bastante relevante: el camino hacia el ingreso de equilibrio puede llevar demasiado tiempo, especialmente para los hogares de menores ingresos. Esta situación es aún más grave cuanto más grandes y frecuentes sean los shocks.

## **VI\_ Conclusiones.**

Hasta la actualidad, la existencia de trampas de pobreza no ha sido analizada empíricamente en Argentina, y sólo dos países de América Latina cuentan con estudios al respecto. El presente trabajo intenta llenar este vacío, brindando un nuevo elemento para comprender mejor el tema de la persistencia de 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 del Gran Buenos Aires. Si bien esta metodología posibilita la identificación de los parámetros que gobiernan el proceso generador de ingresos sólo permite verificar la existencia de trampas de pobreza para el hogar promedio de cada grupo (cohorte), dejando de lado aspectos relacionados con la distribución del ingreso dentro de cada cohorte.

Si bien la estimación de la dinámica de los ingresos de las cohortes revela la existencia de no linealidades, estas no son tales que conduzcan a trampas de pobreza. Este resultado sugiere que los ingresos de los hogares retornarían a sus niveles iniciales luego de un shock transitorio. Además, cuando se permite que las diferentes cohortes tengan distintos ingresos de equilibrio, tampoco se encuentra evidencia que algún grupo de hogares esté atrapado en un equilibrio estable situado en un nivel bajo de ingreso.

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. También se muestra que el periodo de transición hacia el ingreso de estado estacionario luego de sufrir una caída en los ingresos puede ser considerablemente prolongado.

A pesar de no haber encontrado sustento empírico sobre la existencia de trampas de pobreza, los resultados hallados siguen teniendo implicancias sobre las políticas de asistencia pública. Las políticas dirigidas a prevenir las transiciones hacia la pobreza así como aquellas que ayudan a las familias a escapar de la misma continúan siendo importantes ya que el avance hacia la situación de equilibrio por parte de los hogares pobres puede ser tan lento que no sea socialmente aceptable dejarlos que permanezcan tanto tiempo en esa condición.

## Apéndice

Gráfico N° 1: Heterogeneidad a nivel hogar, no convexidades y trampas de pobreza.

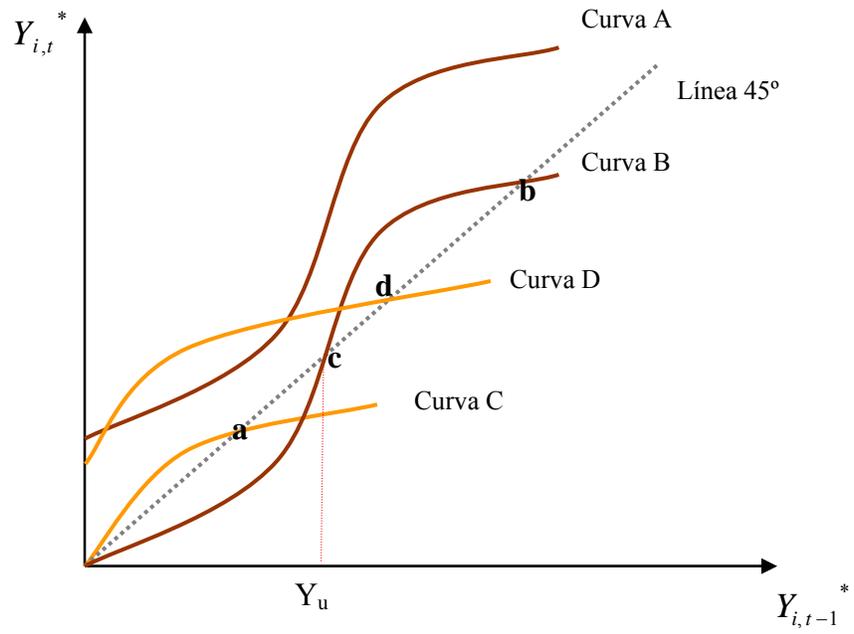


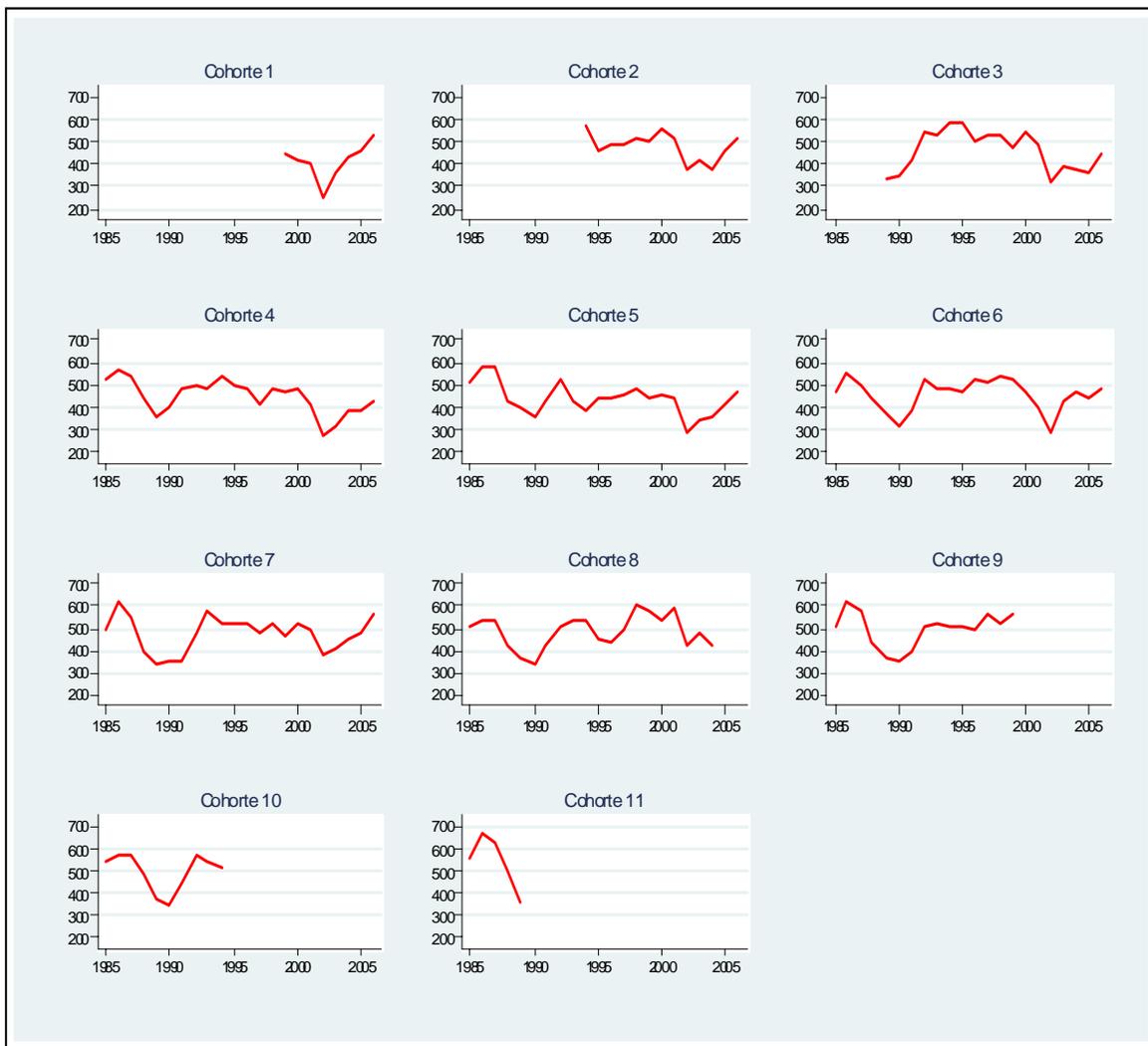
Tabla N° 1: Estructura del pseudo panel y número de observaciones cohorte-año.

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				

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

Observaciones	Media	Desvio estándar	Mínimo	Máximo
177	466.83	79.26	249.61	674.68

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



Nota: en el eje de ordenadas se encuentra la variable ingreso por adulto equivalente mientras que en el eje de abscisas el periodo (onda de EPH).

Tabla N° 3: Estimación por MCO de la ecuación 10. Sin controlar por efectos fijos a nivel cohorte.

	$\bar{Y}_{c(t),t}$		
$\hat{\beta}_1$	0.606***	0.777***	0.975***
	(0.062)	(0.086)	.1371886
$\hat{\beta}_2$		-8.1E-5***	-2.29E-5***
		(2.88E-5)	(8.58E-5)
$\hat{\beta}_3$			1.20E-8*
			(6.53E-9)
Observaciones	166	166	166
R <sup>2</sup>	0.37	0.40	0.41

Error estándar entre paréntesis.

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

Tabla N° 4: Estimación por MCO de la ecuación 10 controlando por efectos fijos a nivel cohorte.

	$\bar{Y}_{c(t),t}$		
$\hat{\beta}_1$	0.576***	0.753***	1.021***
	(0.068)	(0.094)	(0.168)
$\hat{\beta}_2$		-8.28E-5***	-2.67E-4***
		(3.1E-5)	(1.02E-4)
$\hat{\beta}_3$			1.47E-8*
			(7.68E-9)
Observaciones	166	166	166
R <sup>2</sup> (overall)	0.37	0.40	0.41

Error estándar entre paréntesis.

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

Tabla N° 5: Estimación por MCO de la ecuación 10 controlando por efectos fijos a nivel cohorte y efectos fijos por año.

		$\overline{Y}_{c(t),t}$	
$\hat{\beta}_1$	0.492*** (0.078)	0.613*** (0.104)	0.714*** (0.168)
$\hat{\beta}_2$		-3.63E-5* (2.06E-05)	-9.12E-5 (7.51E-5)
$\hat{\beta}_3$			4.03E-9 (5.30E-9)
Observaciones	166	166	166
R <sup>2</sup> (overall)	0.82	0.83	0.83

Error estándar entre paréntesis.

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

Tabla N° 6: Raíces de la función generadora de ingresos. Sin corrección en la constante.

		Raíces		
Sin Efecto Fijo	Especificación lineal	462.90		
	Especificación cuadrática	546.23	-3300.75	
	Especificación cúbica	660.76	-742.88	19207.10
Efecto Fijo por Cohorte	Especificación lineal	463.12		
	Especificación cuadrática	541.80	-3524.35	
	Especificación cúbica	688.84	-588.68	18172.00
Efecto Fijo por Cohorte y Año	Especificación lineal	523.13		
	Especificación cuadrática	537.68	-11196.90	
	Especificación cúbica	565.22	-3291.83	25356.90

Nota: Los valores están en pesos de 1999.

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

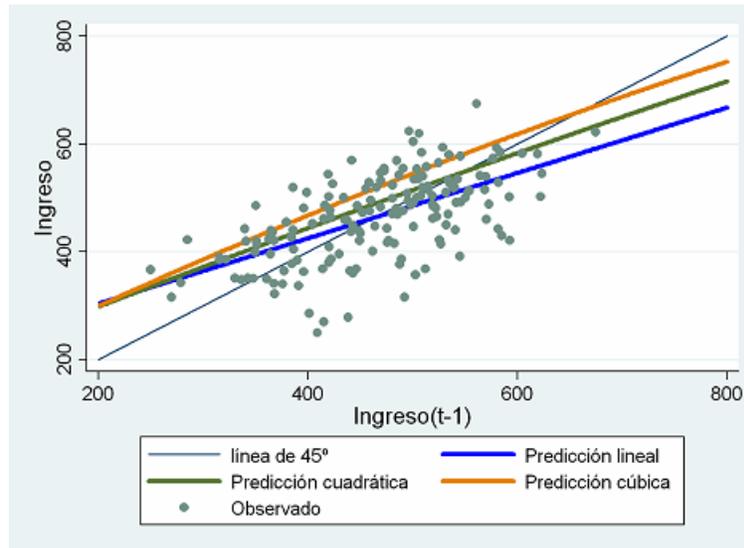


Gráfico N° 4: Estimación sin efectos fijos y con corrección por sesgo en la constante ( $\theta = 0.5$ ).

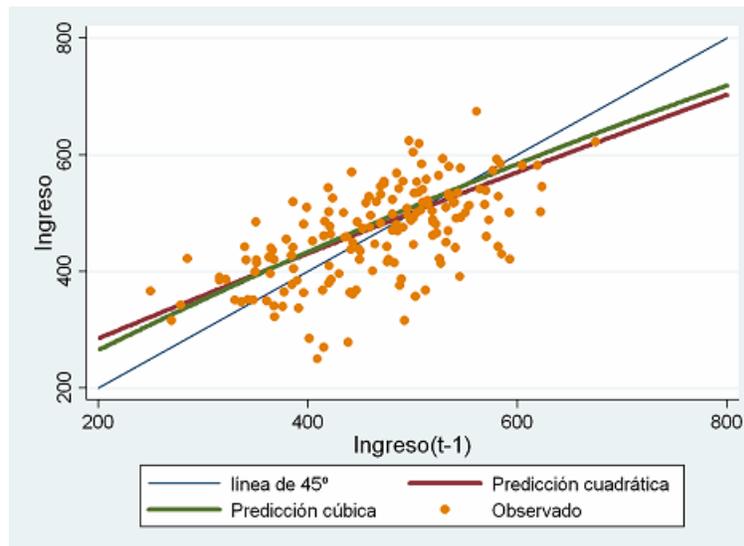


Gráfico N° 5: Estimación sin efectos fijos y con corrección por sesgo en la constante ( $\theta = 0.8$ ).

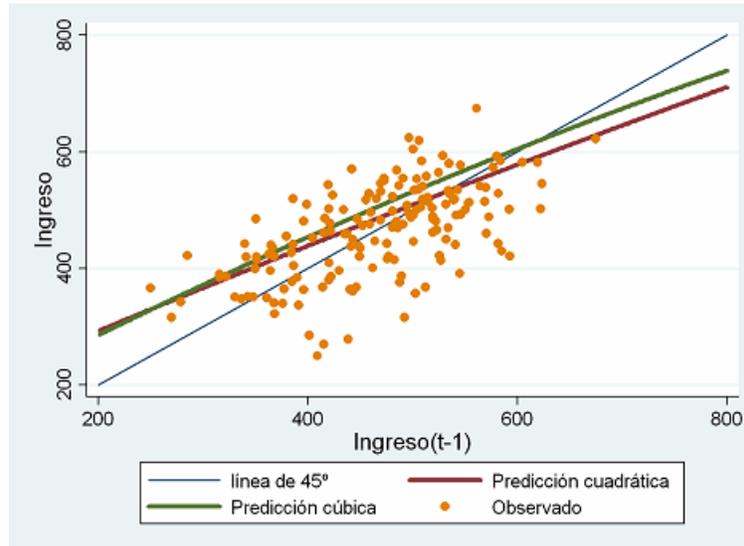


Tabla N° 7: Soluciones y derivadas de la ecuación 10. Sin efectos fijos a nivel cohorte.

	Especificación lineal (*)		Especificación cuadrática		Especificación cúbica	
	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>
Sin corrección en la constante	463 (462.5, 464.1)	0.606 (0.487, 0.728)	556 (552.9, 558.8)	0.688 (0.555, 0.820)	667 (661.9, 672.5)	0.685 (0.558, 0.812)
Con corrección en la constante (Theta=0.50)			510 (508.2, 511.9)	0.695 (0.561, 0.829)	530 (524.5, 536.4)	0.742 (0.599, 0.885)
Con corrección en la constante (Theta=0.65)			524 (521.8, 526.2)	0.693 (0.559, 0.826)	582 (577.4, 586.7)	0.720 (0.584, 0.856)
Con corrección en la constante (Theta=0.80)			538 (535.3, 540.3)	0.690 (0.557, 0.824)	620 (614.9, 624.8)	0.704 (0.573, 0.836)
Con corrección en la constante (Theta=0.95)			551 (548.5, 554.2)	0.688 (0.556, 0.821)	656 (650.3, 660.7)	0.690 (0.562, 0.818)

(\*) Notar que esta especificación no requiere corrección en la constante por error de medición en ingresos.  
 (1) Solución de la ecuación 10. Intervalos de confianza computados mediante bootstrap (1000 repeticiones).  
 (2) Derivada del polinomio evaluada en la solución.

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

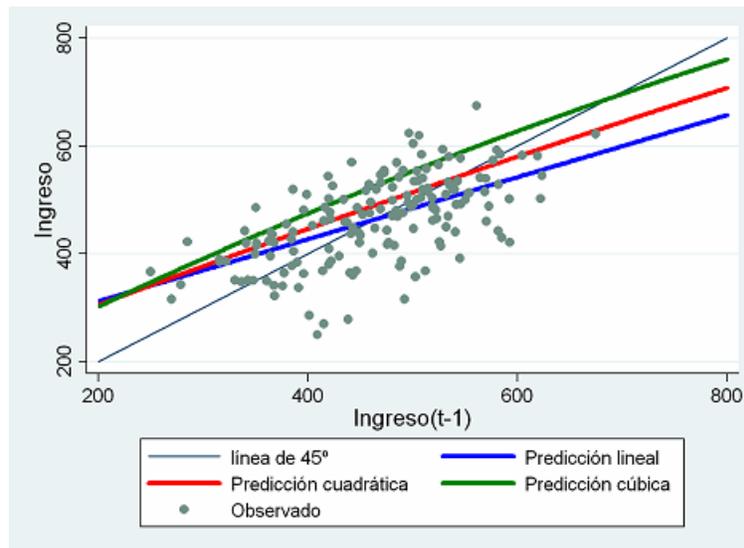


Gráfico N° 7: Estimación con efectos fijos por cohorte y con corrección por el sesgo en la constante ( $\theta = 0.5$ ).

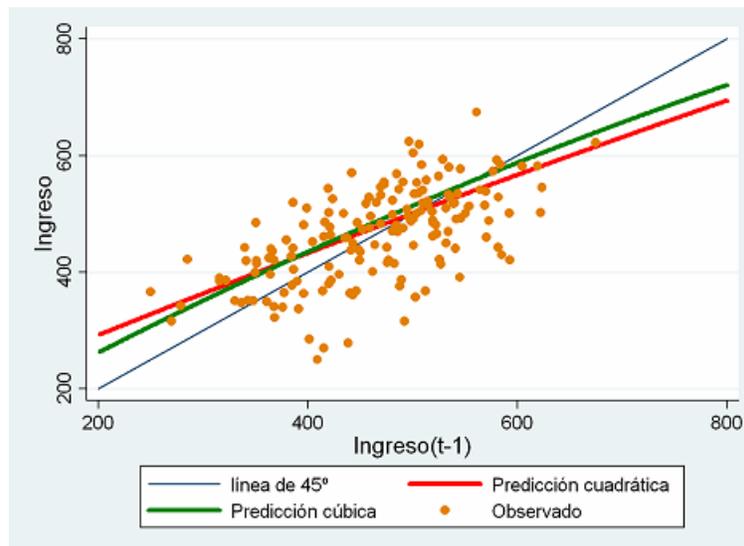


Gráfico N° 8: Estimación con efectos fijos por cohorte y con corrección por el sesgo en la constante ( $\theta = 0.8$ ).

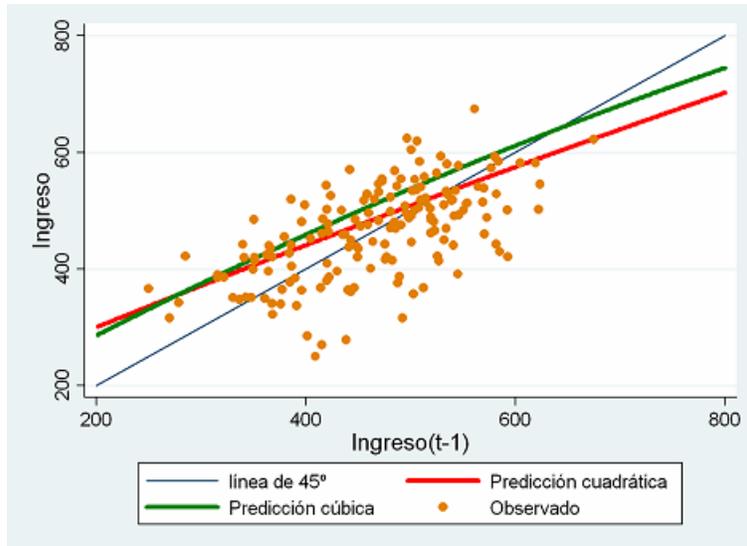


Tabla N° 8: Soluciones y derivadas de la ecuación 10. Con efectos fijos a nivel cohorte.

		Especificación lineal (*)		Especificación cuadrática		Especificación cúbica	
		Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>
Sin corrección en la constante	Mínimo	425 (420.5, 429.6)	0.576 (0.442, 0.709)	485 (478.4, 491.3)	0.673 (0.523, 0.822)	594 (582.6, 605.3)	0.718 (0.561, 0.874)
	Mediana	470 (467.6, 472.7)	0.576 (0.442, 0.709)	560 (556.0, 563.9)	0.660 (0.515, 0.806)	680 (673.0, 687.1)	0.676 (0.533, 0.819)
	Máximo	499 ( 496.7, 501.6)	0.576 (0.442, 0.709)	573 (569.2, 576.7)	0.658 (0.513, 0.803)	731 (724.3, 737.9)	0.652 (0.514, 0.790)
Con corrección en la constante (Theta=0.50)	Mínimo			442 (436.0, 448.6)	0.680 (0.528, 0.832)	445 (433.6, 455.9)	0.791 (0.601, 0.980)
	Mediana			518 (515.0, 521.6)	0.667 (0.519, 0.815)	489 (479.2, 497.8)	0.769 (0.590, 0.947)
	Máximo			531 (527.9, 534.6)	0.665 (0.518, 0.812)	569 (559.7, 577.4)	0.730 (0.568, 0.891)
Con corrección en la constante (Theta=0.65)	Mínimo			456 (449.7, 462.2)	0.678 (0.526, 0.821)	490 ( 478.6, 500.9)	0.768 (0.590, 0.947)
	Mediana			531 (527.5, 534.4)	0.665 (0.518, 0.812)	553 (544.3, 561.9)	0.737 (0.573, 0.901)
	Máximo			544 (540.5, 547.3)	0.663 (0.517, 0.809)	621 (612.8, 629.7)	0.704 (0.552, 0.856)
Con corrección en la constante (Theta=0.80)	Mínimo			469 (462.4, 474.9)	0.675 (0.525, 0.826)	532 (520.5, 543.7)	0.747 (0.579, 0.916)
	Mediana			543 (539.8, 547.2)	0.663 (0.517, 0.809)	612 (603.7, 619.8)	0.709 (0.555, 0.862)
	Máximo			556 (552.9, 560.0)	0.661 (0.515, 0.806)	678 (671.6, 685.4)	0.677 (0.533, 0.820)
Con corrección en la constante (Theta=0.95)	Mínimo			481 (474.6, 487.3)	0.673 (0.524, 0.823)	580 (569.3, 591.6)	0.724 (0.565, 0.883)
	Mediana			556 (551.9, 559.8)	0.661 (0.515, 0.806)	665 (658.1, 672.4)	0.683 (0.538, 0.828)
	Máximo			569 (565.1, 572.5)	0.659 (0.514, 0.804)	720 (713.1, 726.4)	0.657 (0.518, 0.796)

(\*) Notar que esta especificación no requiere corrección en la constante por error de medición en ingresos. Mínimo, mediana y máximo hacen referencia a el valor mínimo, el percentil cincuenta y el valor máximo de la distribución de ingresos de equilibrio, respectivamente.

(1) Solución de la ecuación 10. Intervalos de confianza computados mediante bootstrap (1000 repeticiones).

(2) Derivada del polinomio evaluada en la solución.

Gráfico N° 9: Estimación con efectos fijos por cohorte y año.

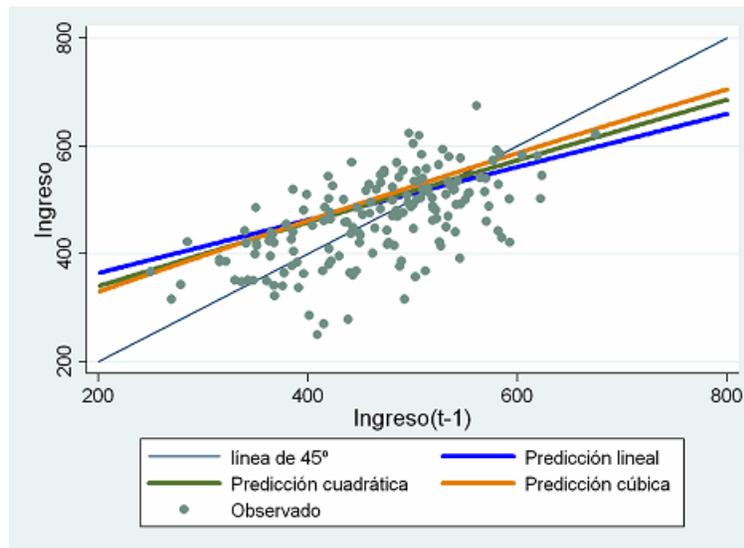


Gráfico N° 10: Estimación con efectos fijos por cohorte y año. Con corrección por el sesgo en la constante ( $\theta = 0.5$ ).

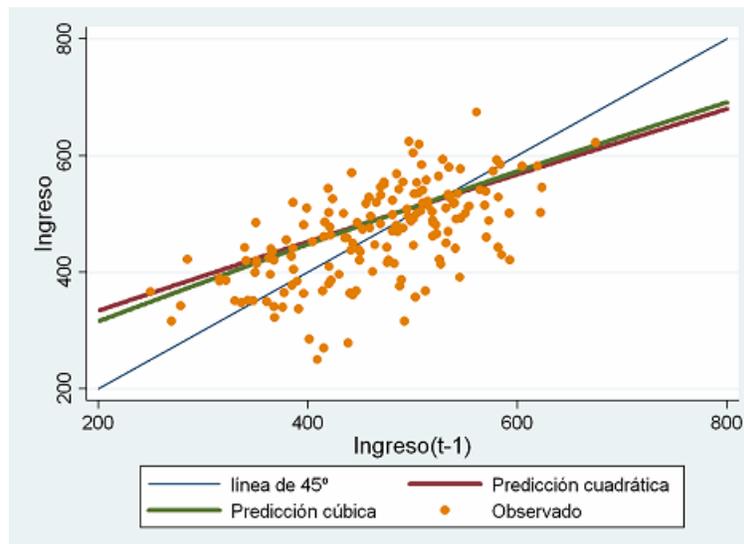


Gráfico N° 11: Estimación con efectos fijos por cohorte y año. Con corrección por el sesgo en la constante ( $\theta = 0.8$ ).

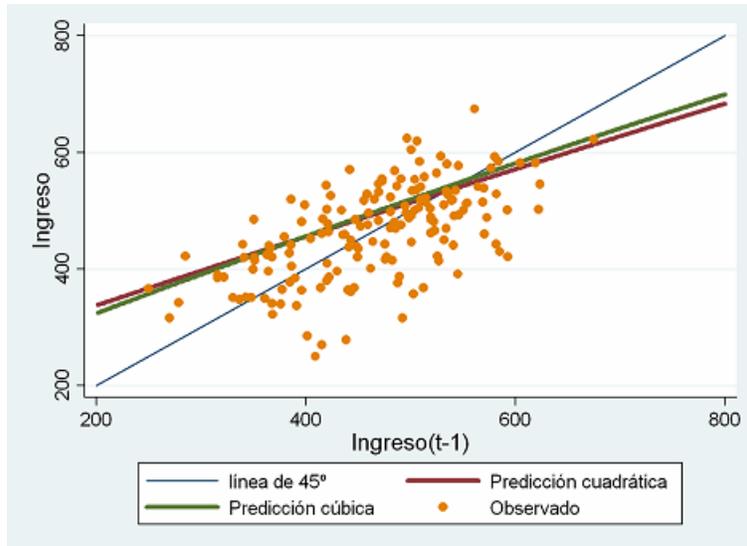


Tabla N° 9: Soluciones y derivadas de la ecuación 10. Con efectos fijos a nivel cohorte y efectos fijos por año.

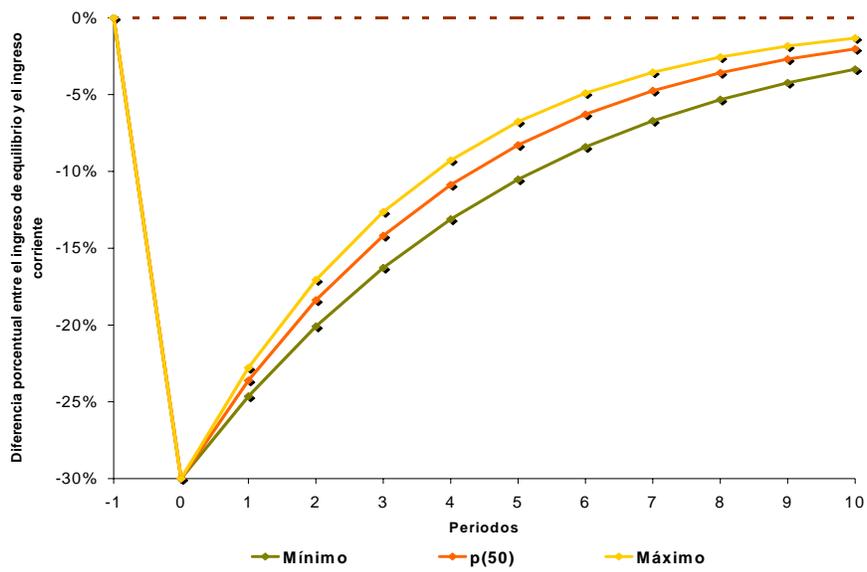
		Especificación lineal (*)		Especificación cuadrática		Especificación cúbica	
		Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>	Solución <sup>1</sup>	Derivada <sup>2</sup>
Sin corrección en la constante	Mínimo	629 (626.4, 631.4)	0.492 (0.338, 0.647)	505 (502.5, 507.1)	0.576 (0.396, 0.757)	540 (535.0, 545.5)	0.619 (0.405, 0.833)
	Mediana	671 (668.6, 674.3)	0.492 (0.338, 0.647)	544 (542.0, 546.9)	0.574 (0.395, 0.752)	580 (575.6, 585.2)	0.612 (0.405, 0.819)
	Máximo	702 (698.1, 705.9)	0.492 (0.338, 0.647)	595 (589.7, 599.6)	0.570 (0.393, 0.746)	618 (611.3, 623.9)	0.606 (0.405, 0.807)
Con corrección en la constante (Theta=0.50)	Mínimo			487 (484.5, 489.4)	0.578 (0.397, 0.759)	492 (487.4, 496.4)	0.627 (0.407, 0.846)
	Mediana			528 (525.1, 529.9)	0.575 (0.396, 0.754)	532 (528.5, 536.0)	0.620 (0.404, 0.836)
	Máximo			578 (572.9, 582.5)	0.571 (0.394, 0.748)	575 (569.5, 580.6)	0.613 (0.405, 0.821)
Con corrección en la constante (Theta=0.65)	Mínimo			492 (490.1, 494.7)	0.577 (0.397, 0.758)	506 (501.8, 510.8)	0.625 (0.406, 0.844)
	Mediana			533 (530.3, 535.1)	0.574 (0.395, 0.753)	546 (542.9, 550.0)	0.618 (0.405, 0.831)
	Máximo			583 (577.9, 587.6)	0.571 (0.394, 0.748)	588 (582.3, 593.7)	0.611 (0.405, 0.817)
Con corrección en la constante (Theta=0.80)	Mínimo			498 (495.4, 500.0)	0.577 (0.396, 0.757)	520 (515.2, 524.6)	0.622 (0.404, 0.840)
	Mediana			537 (534.9, 534.0)	0.574 (0.395, 0.753)	559 (555.1, 563.8)	0.616 (0.406, 0.826)
	Máximo			588 (583.0, 592.8)	0.570 (0.394, 0.747)	600 (594.6, 606.3)	0.609 (0.405, 0.813)
Con corrección en la constante (Theta=0.95)	Mínimo			503 (500.7, 505.3)	0.577 (0.396, 0.757)	535 (530.0, 540.1)	0.620 (0.405, 0.835)
	Mediana			543 (540.2, 545.2)	0.574 (0.395, 0.752)	575 (570.4, 579.7)	0.613 (0.405, 0.821)
	Máximo			593 (588.0, 597.9)	0.570 (0.393, 0.747)	614 (607.4, 619.7)	0.607 (0.406, 0.808)

(\*) Notar que esta especificación no requiere corrección en la constante por error de medición en ingresos. Mínimo, mediana y máximo hacen referencia a el valor mínimo, el percentil cincuenta y el valor máximo de la distribución de ingresos de equilibrio, respectivamente.

(1) Solución de la ecuación 10. Intervalos de confianza computados mediante bootstrap (1000 repeticiones).

(2) Derivada del polinomio evaluada en la solución.

Gráfico N° 12: Dinámica de ajuste del ingreso frente a una caída en el ingreso del 30%.



## 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., “Poverty Traps and Resource Dynamics In Smallholder Agrarian System”, en A. Ruijs y R. Dellink eds., *Economics of Poverty, Environment and Natural Resource Use*, Springer, (2007).
- Barrett C., Marenja 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.
- Berti Ceroni C., “Poverty Traps and Human Capital Accumulation”, *Economica* 68, (2001), pags. 203-219.
- Bound J. y Krueger A., “The extent of measurement error in longitudinal earning data: do two wrongs make a right?”, *Journal of Labor Economics* 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* 101(2), (1993), pags. 274-298.
- Calonico S., “Pseudo Panel Analysis of Earnings Dynamics and Mobility in Latin America”, trabajo presentado en la Conferencia Anual de LACEA, (2006).

- Carter M. y Barrett C., “The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-based Approach”, *Journal of Development Studies* 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).
- Durlauf S., “Groups, Social Influences and inequality: A Memberships Theory Perspective on Poverty Traps”, mimeo, Departament of Economics, University of Wisconsin, (2002).
- Galor O. y Zeira J., “Income Distribution and Macroeconomics”, *Review of Economic Studies* 60 (1), (1993), pags. 35-52.
- Hastie T., Tibshirani R. y Friedman J., “The Elements of Statistical Learning. Data Mining, Inference and Prediction”, *Springer Series in Statistics*, (2001).
- 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, Nª 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* 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 Annual*, (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).
- Perry G., Arias O., López J., Maloney W. y Servén L., “Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles”, *World Bank Latin American and Caribbean Studies*, World Bank, (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).
- Santos M., “Un modelo de Trampa de Pobreza con Capital Humano y Calidad de la Educación”, Anales de la XLII Reunión Anual de la AAEP, Bahía Blanca, Argentina, (2007).
- 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.
- Winkler H., “Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina”, Universidad Nacional de la Plata, CEDLAS, Documento de Trabajo N° 6, (2004).
- Wooldridge J., “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, MIT Press, Cambridge, (2002).

## SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en [www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas](http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas).

- 
- Nro. 64 (Febrero, 2008). Luis Casanova. "Trampas de Pobreza en Argentina: Evidencia Empírica a Partir de un Pseudo Panel".
  - Nro. 63 (Enero, 2008). Francisco Franchetti y Diego Battistón. "Inequality in Health Coverage, Empirical Analysis with Microdata for Argentina 2006".
  - Nro. 62 (Diciembre, 2007). Adriana Conconi, Guillermo Cruces, Sergio Olivieri y Raúl Sánchez. "E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina".
  - Nro. 61 (Diciembre, 2007). Mariana Marchionni, Germán Bet y Ana Pacheco. "Empleo, Educación y Entorno Social de los Jóvenes: Una Nueva Fuente de Información".
  - Nro. 60 (Noviembre, 2007). María Gabriela Farfán y María Florencia Ruiz Díaz. "Discriminación Salarial en la Argentina: Un Análisis Distributivo".
  - Nro. 59 (Octubre, 2007). Leopoldo Tornarolli y Adriana Conconi. "Informalidad y Movilidad Laboral: Un Análisis Empírico para Argentina".
  - Nro. 58 (Septiembre, 2007). Leopoldo Tornarolli. "Metodología para el Análisis de la Pobreza Rural".
  - Nro. 57 (Agosto, 2007). Adriana Conconi y Andrés Ham. "Pobreza Multidimensional Relativa: Una Aplicación a la Argentina".
  - Nro. 56 (Agosto, 2007). Martín Cicowiez, Luciano Di Gresia y Leonardo Gasparini. "Políticas Públicas y Objetivos de Desarrollo del Milenio en la Argentina".
  - Nro. 55 (Julio, 2007). Leonardo Gasparini, Javier Alejo, Francisco Haimovich, Sergio Olivieri y Leopoldo Tornarolli. "Poverty among the Elderly in Latin America and the Caribbean".
  - Nro. 54 (Julio, 2007). Gustavo Javier Canavire-Bacarreza y Luís Fernando Lima Soria. "Unemployment Duration and Labor Mobility in Argentina: A Socioeconomic-Based Pre- and Post-Crisis Analysis".
  - Nro. 53 (Junio, 2007). Leonardo Gasparini, Francisco Haimovich y Sergio Olivieri. "Labor Informality Effects of a Poverty-Alleviation Program".
  - Nro. 52 (Junio, 2007). Nicolás Epele y Victoria Dowbley. "Análisis Ex-Ante de un Aumento en la Dotación de Capital Humano: El Caso del Plan Familias de Transferencias Condicionadas".

- Nro. 51 (Mayo, 2007). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "Vulnerabilidad Individual: Evolución, Diferencias Regionales e Impacto de la Crisis. Argentina 1995 – 2005".
- Nro. 50 (Mayo, 2007). Paula Giovagnoli. "Failures in School Progression".
- Nro. 49 (Abril, 2007). Sebastian Galiani, Daniel Heymann, Carlos Dabús y Fernando Tohmé. "Land-Rich Economies, Education and Economic Development".
- Nro. 48 (Abril, 2007). Ricardo Bebczuk y Francisco Haimovich. "MDGs and Microcredit: An Empirical Evaluation for Latin American Countries".
- Nro. 47 (Marzo, 2007). Sebastian Galiani y Federico Weinschelbaum. "Modeling Informality Formally: Households and Firms".
- Nro. 46 (Febrero, 2007). Leonardo Gasparini y Leopoldo Tornarolli. "Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata".
- Nro. 45 (Enero, 2007). Georgina Pizzolitto. "Curvas de Engel de Alimentos, Preferencias Heterogéneas y Características Demográficas de los Hogares: Estimaciones para Argentina".
- Nro. 44 (Diciembre, 2006). Rafael Di Tella, Sebastian Galiani y Ernesto Schargrofsky. "Crime Distribution and Victim Behavior during a Crime Wave".
- Nro. 43 (Noviembre, 2006). Martín Cicowiez, Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Areas Rurales y Objetivos de Desarrollo del Milenio en América Latina y El Caribe".
- Nro. 42 (Octubre, 2006). Martín Guzmán y Ezequiel Molina. "Desigualdad e Instituciones en una Dimensión Intertemporal".
- Nro. 41 (Septiembre, 2006). Leonardo Gasparini y Ezequiel Molina. "Income Distribution, Institutions and Conflicts: An Exploratory Analysis for Latin America and the Caribbean".
- Nro. 40 (Agosto, 2006). Leonardo Lucchetti. "Caracterización de la Percepción del Bienestar y Cálculo de la Línea de Pobreza Subjetiva en Argentina".
- Nro. 39 (Julio, 2006). Héctor Zacaría y Juan Ignacio Zoloa. "Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas: Un Análisis de Microdescomposiciones".
- Nro. 38 (Julio, 2006). Leonardo Gasparini, Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Economic Polarisation in Latin America and the Caribbean: What do Household Surveys Tell Us?".
- Nro. 37 (Junio, 2006). Walter Sosa-Escudero, Mariana Marchionni y Omar Arias. "Sources of Income Persistence: Evidence from Rural El Salvador".

- Nro. 36 (Mayo, 2006). Javier Alejo. "Desigualdad Salarial en el Gran Buenos Aires: Una Aplicación de Regresión por Cuantiles en Microdescomposiciones".
- Nro. 35 (Abril, 2006). Jerónimo Carballo y María Bongiorno. "La Evolución de la Pobreza en Argentina: Crónica, Transitoria, Diferencias Regionales y Determinantes (1995-2003)".
- Nro. 34 (Marzo, 2006). Francisco Haimovich, Hernán Winkler y Leonardo Gasparini. "Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países".
- Nro. 33 (Febrero, 2006). Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi. "Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires".
- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowiez y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowiez. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".

- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowiez. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".
- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconómicas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".

- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
  - Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
  - Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowiez. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".
  - Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
  - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-