

Grupo 2: Distribución del ingreso y pobreza

Tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina, 1995-2010

Maribel Jiménez

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) e Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE) de la Universidad Nacional de Salta (UNSa); Av. Bolivia 5150, A4408FVY, Salta, Argentina.

maribeljimenez@conicet.gov.ar

Mónica Jiménez

CONICET y IELDE (UNSa)

monicajimenez@conicet.gov.ar

1. Introducción

En los últimos años el interés por el tema de la movilidad intergeneracional ha recobrado fuerza. Sin embargo, en Argentina el conocimiento de la movilidad intergeneracional del ingreso es deficitario puesto que los estudios que intentan cuantificarla son casi inexistentes principalmente por falta de datos longitudinales. No obstante son varios los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones. En efecto, el estudio del tema agrega una dimensión dinámica fundamental al análisis distributivo. Además, comprender el grado de movilidad intergeneracional es un primer paso para entender las consecuencias de la desigualdad de ingresos. Esto puede ser relevante en Argentina, donde la desigualdad ha sido históricamente elevada. Asimismo, la movilidad intergeneracional es considerada como un indicador de la igualdad de oportunidades en una sociedad y tiene consecuencias importantes para la eficiencia económica¹.

Aunque la literatura sobre este tema ha crecido, la mayoría de las investigaciones existentes examinan la movilidad intergeneracional del ingreso en un determinado punto del tiempo y para un grupo limitado de cohortes. En cambio, pocos estudios intentan medir la movilidad intergeneracional desde una perspectiva temporal. En el caso de Argentina, no se encontraron estudios que analicen las tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso. Sin embargo, el análisis de las trayectorias temporales de la movilidad intergeneracional puede llevar a una comprensión más profunda de los mecanismos subyacentes a la transmisión del

¹ Algunas de las ideas que motivan el estudio de la movilidad intergeneracional del ingreso son presentadas en notas de clase de Cruces (2008).

ingreso entre generaciones (Aaronson y Mazumder, 2008). Además, el análisis dinámico de la movilidad del ingreso entre generaciones permite indagar si la elevada o baja persistencia intergeneracional observada en un determinado país es un fenómeno relativamente reciente o una característica temporalmente persistente (Mazumder, 2007). Por ello, el principal objetivo de esta investigación es estimar y analizar las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina durante el período más extenso posible, comprendido entre 1995 y 2010. El estudio de las tendencias en la movilidad intergeneracional puede revelar algunos hechos descriptivos importantes a partir de los cuales se pueden deducir conclusiones relevantes para el diseño de políticas públicas. En efecto, a partir de este tipo de análisis es posible identificar algunos de los factores que se presentan como los principales determinantes de la movilidad intergeneracional. Así, el estudio temporal de la elasticidad intergeneracional permite examinar el impacto que tienen algunas variables macroeconómicas como la desigualdad, el crecimiento y la pobreza que, conforme con la literatura, guardan una relación estrecha con dichas tendencias. Por otra parte, las políticas públicas que promueven la igualdad de oportunidades económicas pueden jugar un rol esencial en la explicación de las tendencias observadas en la transmisión intergeneracional del ingreso (Mazumder, 2007). Además, el análisis de las trayectorias temporales de algunos factores que inciden en la transmisión intergeneracional puede revelar no sólo cómo afectan sus cambios en las tendencias de la movilidad del ingreso entre generaciones sino también si existen patrones temporales que permitan deducir el efecto de posibles variaciones futuras.

En definitiva, el análisis de transmisión del ingreso entre generaciones es un punto de partida para comprender mejor los factores explicativos claves de las relaciones intergeneracionales en determinadas variables como el ingreso.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la próxima sección se revisa la literatura existente sobre tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso. Luego, se especifica el modelo econométrico y se examina el método de estimación utilizado para estimarlo. A continuación, se describen los datos utilizados para el análisis y en las dos últimas secciones se presentan y analizan los principales resultados obtenidos. Paso seguido, se enuncian las conclusiones sobresalientes del trabajo.

2. Revisión de la literatura

Dado que los estudios que intentan cuantificar la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina son casi inexistentes², en esta sección, se describen brevemente las principales investigaciones que examinaron las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en otros países.

La mayoría de los estudios que examina las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso lo hacen para Estados Unidos. Entre estos se encuentra el desarrollado por Fertig (2001) que, a partir de los datos del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), observa cinco cohortes nacidas entre 1968 y 1993 para quienes estima regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), regresiones por cuantiles (QR) y matrices de transición. Los resultados indican que la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) decreció para los hijos y padres en comparación con la computada para las hijas y madres. Además, la diferencia de movilidad entre las cohortes de padres e hijos más ricos y las más pobres parece haberse reducido a lo largo del período bajo estudio. Para Fertig (2001) la dirección del cambio encontrado en la movilidad intergeneracional no permite explicar la creciente desigualdad del ingreso que se observa en Estados Unidos durante las décadas recientes. Bajo ese escenario, el autor afirma que es razonable esperar entonces que la tendencia de la movilidad intergeneracional del ingreso haya cambiado a lo largo del tiempo.

Mayer y Lopoo (2004, 2005) examinan la EII para las cohortes nacidas entre 1949 y 1965. A partir de los datos longitudinales obtenidos del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) encuentran que la tendencia en la movilidad económica intergeneracional es creciente para los hijos³. En el más reciente de estos estudios, Mayer y Lopoo (2005) estiman, a partir de una regresión bivariada que relaciona el status económico del padre y del hijo, la EII en el año en que cada cohorte alcanza los 30 años de edad. Los principales resultados indican que la correlación entre el ingreso de los padres y el de los hijos nacidos entre 1963 y 1965 es menor que la estimada entre aquellos nacidos entre 1949 y 1952. Para los autores, esta caída se debe al incremento de la inversión del gobierno en educación. Esto, a su vez, implica que existe un efecto decreciente de los ingresos de los padres en los años de escolaridad de sus hijos explicada, principalmente, por el incremento de las inversiones no familiares en la educación de aquellos. No obstante, Mayer y Lopoo (2005) advierten que estos hallazgos son débiles

² En dos estudios previos (Jiménez y Jiménez, 2009 y Jiménez, 2011) se avanzó en la investigación de la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina pero no se analizó su evolución temporal.

³ En particular, los resultados muestran un crecimiento en la EII observado para las hijas nacidas antes de 1961 y un incremento en la movilidad intergeneracional del ingreso de los hijos nacidos después de 1952 y sugieren que la EII es menor para las cohortes de hijos e hijas posteriores a 1961.

dado el pequeño tamaño de la muestra y el breve período de tiempo en el que se estima la elasticidad.

Por su parte, Lee y Solon (2006) argumentan que haciendo un uso más eficiente del PSID es posible obtener evidencia más confiable de las variaciones recientes en la movilidad intergeneracional del ingreso en Estados Unidos. Comparado con estudios previos, el enfoque de Lee y Solon (2006) mejora la precisión de las estimaciones de la EII a lo largo del tiempo al usar los datos disponibles para todas las edades. Las estimaciones de la EII por MCO para hijos e hijas no revelan cambios importantes en la movilidad intergeneracional del ingreso entre 1977 y 2000, para las cohortes nacidas entre 1952 y 1975. En otras palabras, no existe evidencia de cambios significativos en la tendencia de la movilidad intergeneracional en las dos últimas décadas en ese país. Este resultado no es consistente con los obtenidos por los estudios previos, a partir de los datos del PSID, que sugieren un incremento en la movilidad intergeneracional del ingreso en Estados Unidos. No obstante, Lee y Solon (2006) reconocen que sus resultados no son los suficientemente precisos como para descartar tendencias modestas en cualquier dirección.

Otro de los estudios que examina las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Estados Unidos es el desarrollado por Hertz (2007) utilizando también los datos del PSID. El autor analiza las cohortes nacidas entre 1952 y 1975 durante el período 1977- 2000. A partir de la estimación de regresiones por MCO, Hertz (2007) encuentra que no existe una tendencia lineal en la elasticidad del ingreso familiar ni en la del ingreso familiar *per capita* durante 1977 y 2000. Conforme con Hertz (2007) los resultados de la estimaciones de la trayectoria temporal de la EII pueden estar afectados por la forma en que las tendencias son definidas (en cohortes o en años), por la edad en la que cada cohorte es observada así como por el método empleado para corregir el problema de *attrition* y de selección muestral. La evidencia encontrada por Hertz (2007) es consistente con los resultados obtenidos por Harding *et al.* (2004)⁴ que emplean una muestra obtenida también de los datos del PSID, de las denominadas *Occupational Changes in a Generation Surveys* y *General Social Survey* para EE.UU.

Entre los estudios más recientes que examinan la movilidad intergeneracional del ingreso en Estados Unidos se encuentran los desarrollados por Aaronson y Mazumder (2008) y

⁴ Harding *et al.* (2004) miden la correlación entre el ingreso de los padres y el ingreso familiar de los hijos de 30 a 59 años. Los resultados encontrados sugieren que no existe una tendencia clara en la EII entre 1979 y 1996. En efecto, mientras la movilidad intergeneracional del ingreso para varones crece durante 1960, permanece relativamente estable a partir de 1970 hasta 1990. En cambio, la correlación entre los ingresos de padres e hijas se reduce entre 1970 y 1990.

Gouskova *et al.* (2010). A partir de los datos del censo de Estados Unidos, Aaronson y Mazumder (2008), estiman una serie de tiempo de la movilidad intergeneracional del ingreso utilizando datos del Censo y el estimador de variables instrumentales en dos muestras (TSIV). La estrategia de estimación implementada consiste en calcular el ingreso familiar promedio por estado de nacimiento para cada cohorte considerada. Las tendencias encontradas en la movilidad intergeneracional del ingreso muestran una forma de U invertida entre 1940 y 2000. Para Aaronson y Mazumder (2008) ese patrón es similar a las tendencias observadas en la desigualdad del ingreso dado que los factores subyacentes que determinan las trayectorias de ambas variables son los mismos.

En uno de los estudios más recientes sobre el tema, Gouskova *et al.* (2010) estiman la EII, utilizando los datos del PSID, para tres grupos etarios distintos de padres e hijos - 25 a 34, 35 a 44 y 45 a 54 años- a fin de corregir el posible sesgo que el ciclo de vida puede causar en las estimaciones de la movilidad intergeneracional del ingreso. Los datos indican que la EII para padres e hijos en el segundo grupo etario - 35 a 44 años - es similar a la computada entre padres e hijos de 45 a 54 años, por lo que la correlación intergeneracional del ingreso cambia poco entre cohortes.

Entre los relativamente pocos estudios que examinan las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso para países europeos pueden mencionarse el de Bratberg *et al.* (2007) para Noruega, Pekkala y Lucas (2007), para Finlandia y el realizado por Lefranc (2010), para Francia. Bratberg *et al.* (2007) examinan las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Noruega para cohortes nacidas en 1950, 1955 y 1960. Utilizando regresiones por cuantiles, los autores comparan los patrones de movilidad del ingreso en diferentes puntos de la distribución del ingreso de los hijos. La evidencia sugiere que la EII es relativamente baja en el país y que la movilidad parece haber crecido para la mayoría de las cohortes más recientes. Además, aunque la EII parece ser mayor para los niños de los quintiles más pobres en relación a los que pertenecen al extremo superior de la distribución del ingreso, la movilidad crece en el tiempo para los individuos en el primer quintil de la distribución del ingreso. Al mismo tiempo, los resultados indican que la reducción de la EII en el tiempo es mayor para las mujeres que para los varones. Según los autores, este último hallazgo es consistente con el incremento en la educación y la participación en el mercado laboral de la mujer. En general, Bratberg *et al.* (2007) sostienen que gran parte de la evidencia encontrada es resultado de las políticas tendientes a igualar las

oportunidades entre individuos, sobre todo aquellas relacionadas con las reformas en escuelas y el acceso al crédito. Con el objetivo de analizar las tendencias de la movilidad intergeneracional del ingreso en Finlandia, Pekkala y Lucas (2007) emplean datos de panel obtenidos de la *Central Population Register, Tax Register y Longitudinal Employment Statistics* durante 1950 a 1999. Las EII estimadas por MCO para las cohortes de hijos e hijas nacidas entre 1930 y 1970, indican que la movilidad es mayor para la cohorte de 1950 en relación con aquellos nacidos en 1930. Además, los resultados sugieren que la tendencia en la EII decreció para las cohortes nacidas entre 1950 y 1960, aunque no significativamente. Según, Pekkala y Lucas (2007) la movilidad más baja que experimentan las generaciones nacidas durante 1930 y la segunda guerra mundial coincide con un período en el que la desigualdad de ingreso fue relativamente alta en Finlandia, donde la escolaridad secundaria estaba reservada a las grandes elites de la sociedad y la mayoría de la población se dedicaba a la agricultura. Es por ello que, para los autores, el mayor acceso a las escuelas secundarias, especialmente en las áreas rurales es el factor clave determinante del incremento de la movilidad intergeneracional de las cohortes nacidas después de 1930⁵. No obstante, las estimaciones indican que no existen reducciones significativas en la EII para las cohortes más recientes a pesar del mayor acceso a la educación terciaria que existió durante ese período. En un estudio reciente, Lefranc (2010) estima las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Francia empleando el método de TSIV. A partir de datos obtenidos de las encuestas de *Formation, Qualification, Profession* (FPQ) desde 1964 a 2003, el autor encuentra un patrón en forma de U invertida en la EII para las cohortes de varones nacidos entre 1933 y 1975. En particular, los resultados sugieren un decrecimiento de la movilidad intergeneracional del ingreso para aquellos nacidos entre la mitad de la década del 30 y 1950 pero un posterior incremento para las cohortes siguientes que puede explicarse, según Lefranc (2010), por una menor asociación entre la educación de los padres e hijos así como por una disminución de los retornos a la educación.

En conclusión, aunque son varias las investigaciones que analizan las tendencias en la movilidad intergeneracional, la mayoría fueron desarrolladas para Estados Unidos, son menores los estudios disponibles para otros países desarrollados y muy escasos, los realizados para países en desarrollo. En particular, los estudios que examinan los cambios en la

⁵ Justamente, luego de la segunda guerra mundial se produjo en Finlandia una fuerte migración de la población rural a las grandes ciudades que estuvo acompañada por un rápido crecimiento económico así como por una reducción significativa de la desigualdad de ingreso y del desempleo.

transmisión intergeneracional de ingreso en el tiempo en Argentina al igual que en Latinoamérica son prácticamente inexistentes, por lo que este constituye un interesante campo de investigación económica.

3. Modelo empírico y método de estimación

La movilidad intergeneracional del ingreso es típicamente evaluada a través de la estimación de una función que refleja los supuestos teóricos del modelo de Becker y Tomes (1979, 1986), extendido por Solon (2004):

$$Y_{h_i} = \alpha + \beta Y_{p_i} + \gamma A_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde Y_{h_i} es el log del ingreso permanente⁶ del hijo; Y_{p_i} es el log del ingreso permanente de los padres (generalmente, se utiliza el ingreso del padre); α es el término intercepto, A_i es un vector de otras variables de control y ε es un error aleatorio idéntica e independientemente distribuido con media cero y homoscedástico. Para tomar en cuenta los perfiles del ciclo de vida, A_i incluye como controles la edad y la edad al cuadrado del hijo y del padre o la madre. El parámetro de interés es β que mide la elasticidad intergeneracional del ingreso, esto es, la fracción del ingreso que, en promedio, es transmitido entre generaciones. En otras palabras, β resume en un solo número el grado de movilidad generacional del ingreso en una sociedad (Corak, 2004).

Cuando se dispone de una muestra aleatoria de n pares de padres e hijos para quienes se observa la edad y log del ingreso permanente, es posible estimar (1) aplicando simplemente el método de MCO. Aunque Y_{p_i} no sea independiente de ε_i porque existen variables omitidas tales como la habilidad de los hijos, que están relacionadas con el ingreso laboral del padre o de la madre y del hijo, esto no es un problema si se interpreta β como una medida de asociación intergeneracional que captura tanto el efecto directo del ingreso (o de la posición relativa en la distribución del ingreso) del padre/madre como su efecto indirecto a través de las variables omitidas. Como este efecto total es el parámetro de interés, entonces, la estimación MCO sería consistente.

⁶ Se asume que el ingreso permanente captura el potencial de ingresos de un individuo. Este concepto al igual que la noción original de ingreso permanente, introducida por Friedman (1957), es muy difícil de implementar empíricamente, entre otras razones, porque involucran la definición de expectativas de ingreso así como la determinación de la base y el período a lo largo del cual se construyen. Mazumder (2003), entre otros, sugieren, como forma de superar estas complicaciones, que el ingreso permanente es equivalente al ingreso promedio a lo largo del ciclo vital - *average lifetime income* - (Muller, 2008).

Un primer problema que surge a la hora de estimar la ecuación (1) es la falta de datos del ingreso de largo plazo o ingreso permanente de generaciones sucesivas. Formalmente, este problema puede ser representado suponiendo que el log del ingreso actual del hijo (o del padre) en un momento t está caracterizado por la siguiente ecuación:

$$Y_{jit} = Y_{ji} + \omega_{jit} + v_{jit} \quad (2)$$

Donde Y_{jit} es el ingreso permanente, v_{jit} son componentes de ruido blanco y ω_{jit} captura el error de medición al usar Y_{jit} como *proxy* para Y_{ji} así como las fluctuaciones transitorias en el ingreso actual del hijo y del padre.

Este modelo clásico de errores en las variables, originado en el planteo de Friedman (1957) es, como advierte Haider y Solon (2006), un modelo de regresión con el coeficiente de pendiente correspondiente a la regresión de Y_{jit} en Y_{ji} igual a uno. Sin embargo, existen razones para sospechar que el coeficiente de pendiente en estas regresiones varía sistemáticamente a lo largo del ciclo de vida y no es, en general, igual a uno como resultado del cambio en la varianza de los ingresos. Así, conforme con Grawe (2003), se pueden identificar dos fuentes importantes de crecimiento de la varianza en los ingresos. La primera, es el incremento en la varianza de los ingresos transitorios y la segunda está relacionada con los modelos de inversión en capital humano (ver Ben-Porath, 1967 o Mincer, 1958) que predicen un incremento en la varianza de los ingresos no transitorios a lo largo del ciclo de vida. Estos dos hechos explican, según Grawe (2003), el cambio observado en las estimaciones de la persistencia intergeneracional con la edad en la cual el ingreso de los padres e hijos son medidos. Este problema es denominado en la literatura como “*life-cycle bias*”⁷. Según Grawe (2003), a lo largo de ciclo vital del hijo, la persistencia intergeneracional del ingreso debe seguir una forma de U, similar a la encontrada en el modelo de Ben-Porath para la varianza en los ingresos. En general, los resultados empíricos sugieren que las estimaciones de la persistencia intergeneracional del ingreso aumenta substancialmente a medida que el ingreso de los hijos es observado más adelante en sus carreras, manteniendo constante la edad de sus padres⁸. Las estimaciones obtenidas por Haider y Solon (2006) para el coeficiente de pendiente en las regresiones (2) y (3), denotado por λ_t , sugieren que el supuesto de que λ_t es igual a uno es más razonable cuando el ingreso actual es observado

⁷ Varios estudios (Grawe, 2003; Mazumder, 2005; Heider y Solon, 2006; Dunn, 2007; Núñez y Miranda, 2007, entre otros) han investigado los efectos de variar las edades en las cuales los ingresos de los hijos y/o de los padres son observados.

⁸ Ver, por ejemplo, Grawe (2003); Dunn, 2007; Núñez y Miranda, 2007; Corak y Piraino (2010), entre otros.

alrededor de los 40 años. Por lo tanto, el error de medición en la variable dependiente, es decir, el que surge de usar *proxies* de corto plazo para el ingreso de largo plazo de los hijos no tiene efecto en la consistencia de los estimadores si el ingreso de los hijos se observa en ese momento de su ciclo vital⁹.

Con el objetivo de estimar las tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso, se considera, siguiendo a Lee y Solon (2006) así como a Aaronson y Mazumder (2008), el siguiente modelo empírico:

$$Y_{h_{ict}} = \alpha + \Pi D_t + \Omega D_c + \beta Y_{p_{ic}} + \Psi D_c Y_{p_{ic}} + \Phi D_t Y_{p_{ic}} + \gamma_1 A_{ict} + \gamma_2 A_{ict}^2 + \gamma_3 A_{ict}^3 + \gamma_4 A_{ict}^4 + \omega_1 D_t A_{ict} + \omega_2 D_t A_{ict}^2 + \omega_3 D_t A_{ict}^3 + \omega_4 D_t A_{ict}^4 + \delta_1 A_{ict} Y_{p_{ic}} + \delta_2 A_{ict}^2 Y_{p_{ic}} + \delta_3 A_{ict}^3 Y_{p_{ic}} + \delta_4 A_{ict}^4 Y_{p_{ic}} + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

Donde $Y_{h_{ict}}$ es el log del ingreso laboral del i -ésimo hijo en el año t , nacido en la cohorte c ; $Y_{p_{ic}}$ es el log del ingreso familiar del i -ésimo individuo, nacido en la cohorte c ; D_t es el vector de variables *dummies* para cada año t , D_c es el vector de variables *dummies* para cada cohorte; A_i es la edad del i -ésimo hijo menos 30 y ε_{ict} es el término de error. Para corregir el *life-cycle bias*, el modelo (3) incluye cuatro términos de interacción entre el log del ingreso familiar y un polinomio de grado cuatro de la edad del hijo menos 30¹⁰.

El vector de coeficientes de interés es Φ que mide el cambio temporal en la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) a partir de la interacción entre el ingreso familiar y el año en el que la variable de resultado – el ingreso laboral del hijo - es observada. Los cambios temporales en la EII pueden reflejar no solamente los efectos de las inversiones realizadas en la niñez o adolescencia de los hijos sino también cómo los retornos a esas inversiones cambiaron en el tiempo. Por otra parte, si el objetivo es examinar las diferencias en la movilidad intergeneracional entre distintas cohortes de nacimiento, el vector de interés es, en este caso, Ψ que mide los cambios en la EII entre cohortes observadas en distintos años, a partir de la interacción entre la cohorte de nacimiento y el ingreso familiar. Las diferencias en las EII entre cohortes de nacimiento pueden reflejar, en parte, una exposición distinta a la provisión de inversiones públicas, especialmente las relacionadas con el capital humano (Aaronson y Mazumder, 2008).

⁹ Como advierten Haider y Solon (2006), contrario a los supuestos realizados en las investigaciones aplicadas, en línea con el modelo tradicional de error en las variables, el error de medición en la variable dependiente, en este caso, en el ingreso permanente del hijo, no es inocuo para la consistencia de los estimadores.

¹⁰ La normalización a los 30 años se realiza para facilitar la interpretación de los resultados debido a la complejidad del modelo a estimar. Si bien sería conveniente normalizar las estimaciones en 40 años debido a que es la edad en la que, conforme con los resultados de Haider y Solon (2006), el *life-cycle bias* se reduce, la muestra disponible incluye individuos con una edad menor a 40 para la mayoría de los años. Por lo tanto, una estimación normalizada en los 40 años implicaría realizar una extrapolación.

Esta estrategia de estimación, propuesta por Lee y Solon (2006), mejora la precisión de las estimaciones de la EII a lo largo del tiempo al usar conjuntamente los datos disponibles para todas las edades y todos los años.

Un problema que se presenta para estimar la movilidad intergeneracional en países como Argentina es la falta de información de largo plazo para generaciones sucesivas de una misma familia, en un momento determinado de su ciclo de vida. Una forma de solucionar este problema es implementado una estrategia de estimación en dos etapas con variables instrumentales utilizando dos muestras, una principal en la que se observa el ingreso de los hijos y ciertas características de los padres (educación, ocupación, ubicación geográfica) y una muestra auxiliar de un momento en el pasado en el que los padres eran más jóvenes. En base a la segunda muestra es posible predecir el ingreso de los padres en el pasado a partir de los parámetros estimados en la muestra auxiliar y de las características observadas de los padres en la muestra principal. Esos ingresos predichos son usados en la segunda etapa del procedimiento como regresores del modelo de ingresos de los hijos, estimado con la primera muestra. Este método, conocido como *Two-Sample Two-Stage Least Squares* (TS2SLS)¹¹, fue propuesto por primera vez por Klevmarken (1982) y aplicado originalmente por Angrist y Krueger (1992) así como por Arellano y Meghir (1992). El método TS2SLS es similar al de variable instrumental (IV) excepto porque las estimaciones de la primera etapa son tomadas de una muestra diferente a las de la segunda etapa. Sin embargo, en este caso, la técnica está motivada por la situación de “regresiones generados” analizada originalmente por Murphy y Topel (1985), en la cual la estimación de la primera etapa se realiza para crear una *proxy* de un regresor inobservado en la ecuación de la segunda etapa, antes que para tratar la endogeneidad del regresor. El estimador de IV en dos muestras (TSIV) fue desarrollado formalmente por Angrist y Krueger (1992).

El método TS2SLS fue implementado principalmente por los estudios empíricos de movilidad intergeneracional realizados para países europeos y en desarrollo, a fin de solucionar la falta de información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente. Entre los primeros, se encuentran los realizados para Suecia por Björklund y Jänti (1997), para Alemania por Couch y Dunn (1997) y Vogel (2006), para Gran Bretaña por Ermisch y Nicoletti (2005), para Francia por Lefranc y Trannoy (2004), para Australia por Leigh (2007)

¹¹ El método TS2SLS es similar al de variable instrumental excepto porque las estimaciones de la primera etapa son tomadas de una muestra diferente que las de la segunda etapa. Como señalan Angrist y Pishchke (2009), el estimador TS2SLS puede tener menos sesgo que el convencional 2SLS.

y para Japón por Lefranc *et al.* (2008). La mayoría de los escasos estudios de movilidad intergeneracional del ingreso para América Latina aplican el método TS2SLS. Entre ellos se encuentran los trabajos de Grawe (2004a) para Ecuador y Perú, los desarrollados por Núñez y Risco (2004) y Núñez y Miranda (2007) para Chile así como los de Ferreira y Veloso (2004) y Dunn (2007) para Brasil. Grawe (2004a), Labar (2007) y Gong *et al.* (2010) también aplican esta metodología para otros países en desarrollo: Nepal y Pakistán, el primero y China, los dos últimos.

Por lo tanto, implementando el método TSIV es posible estimar la ecuación (3) en dos etapas. En la primera etapa, se utiliza la muestra secundaria J de la misma población que la muestra I, para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso familiar empleando como instrumento el lugar de nacimiento:

$$Y_{p_{ics}} = \Theta D_{ls} + v_{ics} \quad (4)$$

Donde D_l es un vector de variables *dummies* para el aglomerado de nacimiento y v_{ic} es un término de error.

En la segunda etapa, a partir de la estimación de (4), se obtienen las predicciones del ingreso familiar del i -ésimo hijo, nacido en la cohorte c , de la muestra I en el momento s :

$$\hat{Y}_{p_{ics}} = \hat{\Theta} D_{ls} \quad (5)$$

Este método emplea una fuente de datos externa - la muestra secundaria - para estimar los coeficientes usados para imputar los $Y_{p_{ics}}$ no observados en la muestra principal. Luego, se estima por el método de MCO, la ecuación (3) usando el ingreso familiar imputado.

En esta investigación, como en la mayoría de los estudios empíricos previos que analizan la movilidad intergeneracional combinando dos conjuntos de datos diferentes, la elección de los instrumentos está limitada por la escasa información disponible. Siguiendo a Aaronson y Mazumder se emplea como variable instrumental del ingreso de los padres, la ubicación geográfica determinada por el lugar de nacimiento del hijo. Si bien, la base de datos utilizada - la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) - contiene información sobre otras características de los padres como edad y educación, ésta sólo está disponible para los hijos que habitan con sus padres. El uso de esta muestra no aleatoria puede sesgar las estimaciones de la EII además de disminuir su precisión por la menor cantidad de observaciones que se emplearía en la estimación como consecuencia del bajo porcentaje de hijos adultos que residen con sus padres. Por otra parte, conforme puede observarse de la ecuación (5) el log ingreso familiar

predicho utilizando el lugar de nacimiento como instrumento $-\hat{Y}_{p_{ics}}$ - es igual al log del ingreso familiar promedio de padres con hijos de la cohorte de nacimiento c , nacidos en el aglomerado l . El uso de ingresos promedios agrupados tiene la ventaja adicional de reducir el sesgo de atenuación relacionado con la utilización de medidas del ingreso de los padres para un solo año. Sin embargo, como señalan Aaronson y Mazumder (2008), un problema con la variable instrumental elegida es la posibilidad de que el lugar de nacimiento capture el efecto de otros factores asociados con la ubicación geográfica de una familia, como la calidad de la escuela o el efecto de pares (*peer effects*) que pueden afectar la productividad inobservada del hijo. Además, como muchos adultos viven en su lugar de nacimiento, si existen diferencias en los recursos entre aglomerados que son persistentes en el tiempo, el efecto de éstas también será capturado por el instrumento utilizado. No obstante, como ya fue dicho, el parámetro de interés es el efecto total que el ingreso de los padres tiene el ingreso del hijo, no el efecto causal, por lo tanto, el efecto de los factores previamente mencionados son parte de la EII que se intenta estimar. Pero, como advierten Aaronson y Mazumder (2008), al utilizar los ingresos familiares promedios por aglomerado de nacimiento como valores predichos del ingreso familiar real de cada adulto, el efecto de los factores asociados con el lugar de nacimiento recibe una mayor ponderación pudiendo sesgar las estimaciones de la EII. Sin embargo, los autores no encuentran una evidencia clara de que las EII así computadas se encuentren sobrestimadas, concluyendo que los efectos de la localización son pequeños y no dan cuenta de las tendencias temporales.

4. Datos

Los datos empleados en esta investigación provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Dado que el objetivo principal es examinar las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso durante el máximo tiempo posible en función de la información disponible, el período de análisis se extiende desde 1995 a 2010.

Dado que la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) fue modificada sustancialmente en 2003, el período de análisis 1995-2003 se distingue del período 2003-2010. Por lo tanto, es importante aclarar que las estimaciones provenientes de los datos de la EPH relevados en los diferentes períodos pueden no ser estrictamente comparables debido a los cambios metodológicos implementados a partir del año 2003. Este es un obstáculo que limita

habitualmente el estudio de las series de tiempo de largo plazo de indicadores que surgen de la EPH.

Como la EPH recolecta información sólo de los centros urbanos más importantes del país en términos de tamaño de población, las muestras son representativas de las ciudades pero no de toda la población nacional. Entonces, como advierten Núñez y Miranda (2007), esto puede llevar a una sobrestimación de la movilidad generacional en el país porque la muestra considerada no representa grupos de la población para quienes se espera que la persistencia generacional de ingresos sea mayor, tales como aquellos que viven en áreas rurales o pequeños centros urbanos.

La muestra principal de hijos adultos¹² utilizada en las estimaciones proviene de la EPH en su modalidad puntual, para el período 1995-2003 y de la EPH en su modalidad continua, para el período 2003-2010¹³. Dado el método de estimación implementado para computar las tendencias en la EII, se consideran sólo a los hijos de 25 a 44 años que nacieron entre 1966 y 1981 en el aglomerado de residencia y que presentan ingresos laborales positivos¹⁴. Por lo tanto, no se incluyen en el análisis a los migrantes internos ni a los inmigrantes provenientes de otros países pues para ellos no es posible predecir su ingreso familiar cuando eran niños o adolescentes a partir del lugar de nacimiento. Sin embargo, los datos de la EPH revelan que, en promedio, menos del 30.4% de los adultos de más de 25 años fueron excluidos del análisis por encontrarse en esa situación, durante 1995-2010. Por otra parte, la elección del rango etario para los hijos responde a las limitaciones para obtener la muestra secundaria. Como la EPH no contiene información sobre el ingreso de los padres cuando los hijos eran niños u adolescentes¹⁵, a fin de predecir el ingreso familiar en la adolescencia de los hijos se emplea otra muestra anterior obtenida de los datos de la EPH relevada en un año previo al de la muestra principal, comprendido en el período 1984-2002, según la cohorte de nacimiento de cada hijo. La elección de estos años obedece principalmente a dos razones. En primer lugar, se asume – siguiendo a Núñez y Miranda (2007) y Núñez y Risco (2004) - que los padres toman las principales decisiones de inversiones en el capital humano de sus hijos cuando éstos

¹² A diferencia de varios trabajos previos, en el análisis no sólo se incluyen a los hijos varones sino también a las hijas.

¹³ Para obtener una muestra anual de hijos adultos a partir de cada EPH, se unieron las observaciones correspondientes a los distintos relevamientos realizados dentro del año (dos, en la EPHP y cuatro, en la EPHC) pero dado que la encuesta tiene la estructura de un panel corto de datos y en cada relevamiento la muestra se renueva en un determinado porcentaje, se eliminaron las observaciones repetidas, dejando una observación para cada individuo en cada año, a fin de no sesgar los resultados.

¹⁴ El ingreso considerado es el ingreso mensual de la ocupación principal. La mayoría de la literatura empírica que mide la EII (Atkinson, 1981; Solon, 1992; Núñez y Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2007; entre otros) consideran sólo a los hijos con ingresos positivos para identificar a los que están efectivamente trabajando. No se incluyen en el análisis ni a estudiantes que no trabajan ni a los desempleados porque estas circunstancias son transitorias en el tiempo y no permitirían inferir sus ingresos permanentes.

¹⁵ La encuesta no incluye preguntas retrospectivas sobre el ingreso de los padres en un momento en el pasado del ciclo de vida de los hijos y tiene la estructura de un panel corto de datos.

se encuentran en sus años de escolaridad, es decir, cuando tienen entre 6 y 18 años¹⁶. Estas inversiones constituyen una de las principales fuentes de transmisión socioeconómica entre generaciones. Entonces, los hijos que tienen entre 25 y 44 años en cada año del período 1995-2010, tenían 18 años o menos, en algún año del período 1984-2002, según su cohorte de nacimiento conforme puede observarse en el cuadro 1. En segundo lugar, la ampliación del rango de edad de los hijos implicaría emplear datos de la EPH de años anteriores al considerado para cada cohorte pero, en este caso, la cantidad de aglomerados cubiertos¹⁷, así como el número de observaciones incluidas en la muestra principal y secundaria se reduciría drásticamente. Como se observa en el cuadro 1, en este análisis, al igual que en el desarrollado por Lee y Solon (2006) el rango etario de los hijos varía en cada año, por lo que para corregir por este hecho el modelo estimado, siguiendo a los autores, se incluyeron en todas las especificaciones computadas controles detallados por edad.

Cuadro 1. Edades según cohortes de nacimiento y año

Cohorte	Edad en cada año																											
	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
1 1966	18												29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44
2 1967	17	18											28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
3 1968	16	17	18										27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
4 1969	15	16	17	18									26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
5 1970	14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
6 1971		14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
7 1972			14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
8 1973				14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
9 1974					14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
10 1975						14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
11 1976							14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
12 1977								14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32	33
13 1978									14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31	32
14 1979										14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30	31
15 1980											14	15	16	17	18								25	26	27	28	29	30
16 1981												14	15	16	17	18								25	26	27	28	29

: Elaboración propia.

Nota: Los números sombreados corresponden a las edades y años utilizados para computar el ingreso laboral de los hijos incluidos en la muestra principal.

¹⁶ Behrman y Taubman (1990) reportan que la persistencia de ingresos es mayor cuando los padres son observados durante los años de escolaridad de los hijos antes que en un momento posterior de su ciclo de vida.

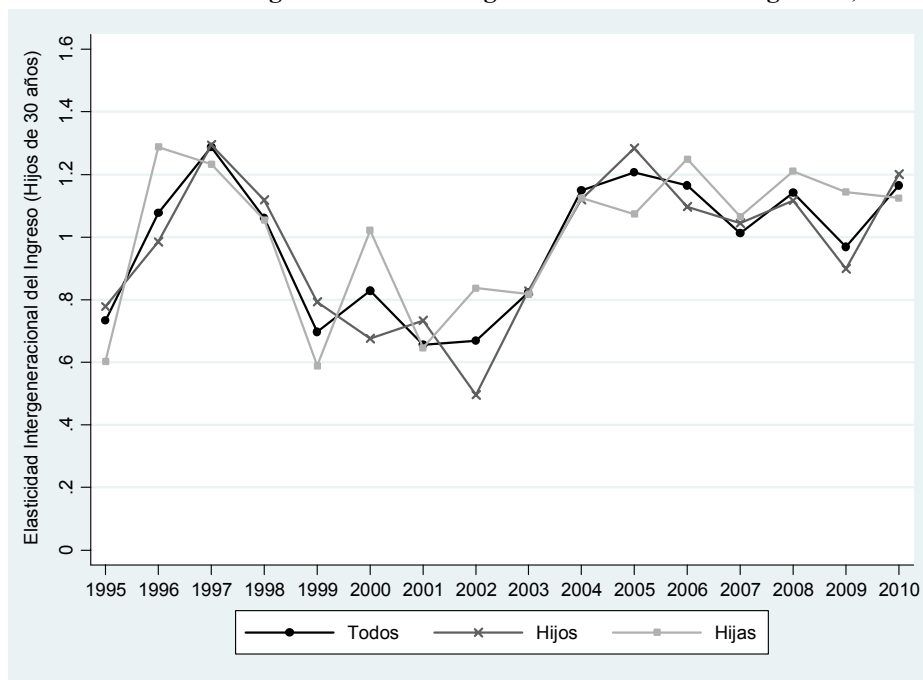
¹⁷ Los aglomerados cubiertos por las EPH desde 1984 hasta el 2010 son Gran Catamarca, Gran Buenos Aires (GBA) - ciudad de Buenos Aires y partidos del GBA-, Gran Córdoba, Corrientes, Formosa, Jujuy-Palpalá, Gran La Plata, La Rioja, Gran Mendoza, Gran Paraná, Posadas, Gran Resistencia, Río Gallegos, Gran Rosario, Salta, Gran San Juan, San Luis-El Chorrillo, Gran Santa Fé.

5. Resultados

En la tabla 2 se reportan los resultados obtenidos de la estimación de distintas especificaciones del modelo (3) para el período 1995-2010, utilizando la muestra de todos los hijos, de hijos varones y de hijas, por separado.

Las columnas (1) muestran la EII promedio del período 1995-2010 que es aproximadamente igual a 1 tanto para la muestra de todos los hijos como para la de hijos varones y la conformada por hijas de 30 años. Este elevado valor de la EII sugiere que la persistencia intergeneracional del ingreso fue, en promedio, relativamente alta durante los últimos dieciséis años. En las columnas (2) se observa la variación temporal de la EII que captura sólo los efectos del año en el que el ingreso laboral del hijo es observado, es decir, en la estimación no se introducen las interacciones de cohorte. Conforme puede observarse en el gráfico 1, la EII, así calculada, crece entre 1995 y 1997, luego, cae hasta el 2002 y a partir de este año, aumenta, nuevamente, hasta el 2004. Durante el período 2004-2010, la EII presenta un comportamiento relativamente estable entre las mujeres y todos los hijos. Sin embargo, en el caso de los varones, la movilidad intergeneracional parece haber aumentado entre el 2004 y 2009 conforme se deduce de la caída que presenta la EII estimada considerando sólo los efectos de año. Cabe destacar la gran variabilidad que presenta la movilidad intergeneracional durante los primeros diez años, en comparación con su comportamiento en los últimos seis años del período analizado.

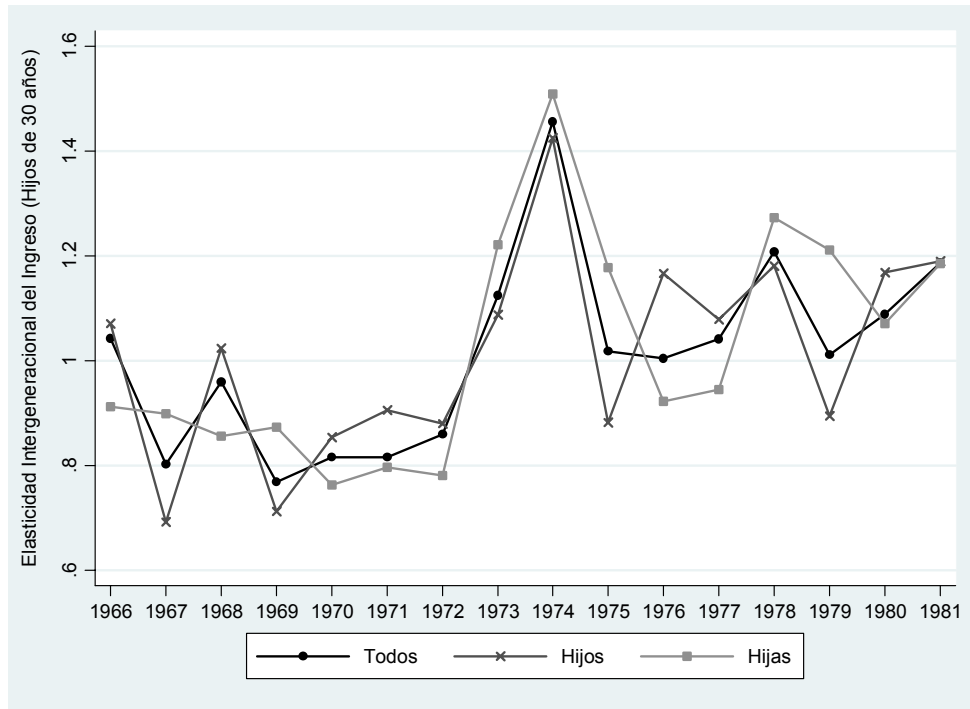
Gráfico 1. Elasticidad intergeneracional del ingreso. Efectos de año. Argentina, 1995-2010.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

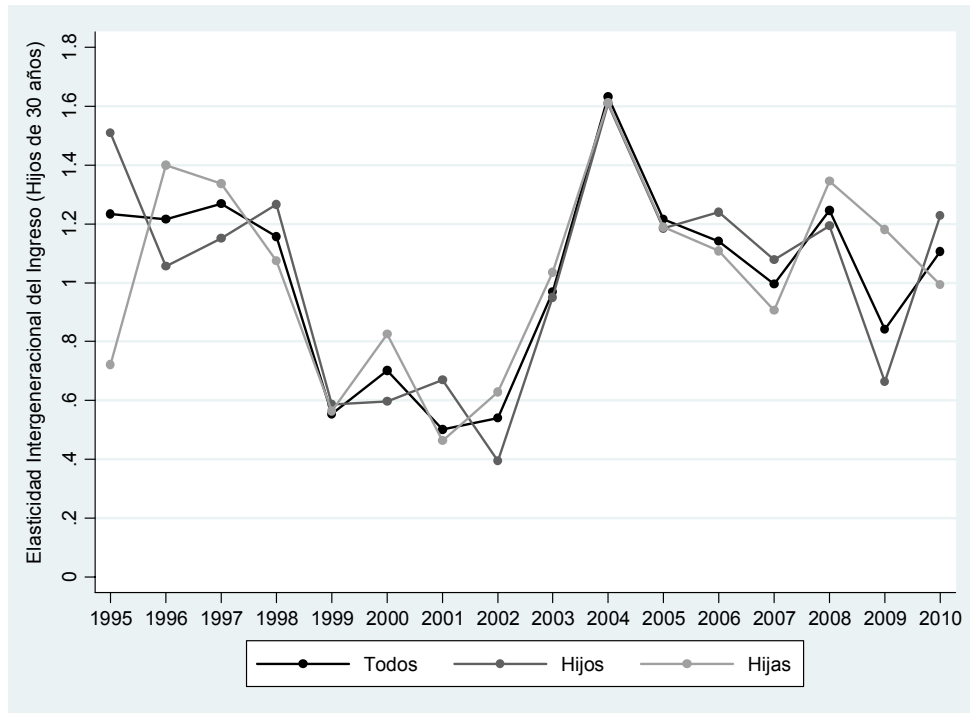
En las columnas (3) de la tabla 2 se presentan las EII computadas considerando sólo el efecto de cohorte de nacimiento, es decir, sin incluir en el modelo (3) las interacciones entre año e ingreso familiar. En general, los resultados muestran una caída en la EII para las cohortes nacidas entre 1966 y 1969. Luego, se observa un incremento significativo de la persistencia intergeneracional del ingreso entre las cohortes 1969 y 1974. Conforme puede observarse en el gráfico 2, la mayor parte de este aumento tiene lugar para las cohortes 1973 y 1974. Si bien la EII cae para la cohorte inmediatamente siguiente, 1975, a diferencia de lo que se esperaba obtener, conforme lo sugiere la evidencia empírica disponible para otros países, no se observa una tendencia decreciente en la EII para las cohortes más jóvenes.

Gráfico 2. Elasticidad intergeneracional del ingreso. Efectos de cohorte. Argentina, 1995-2010



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Gráfico 3. Tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso. Argentina, 1995-2010.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

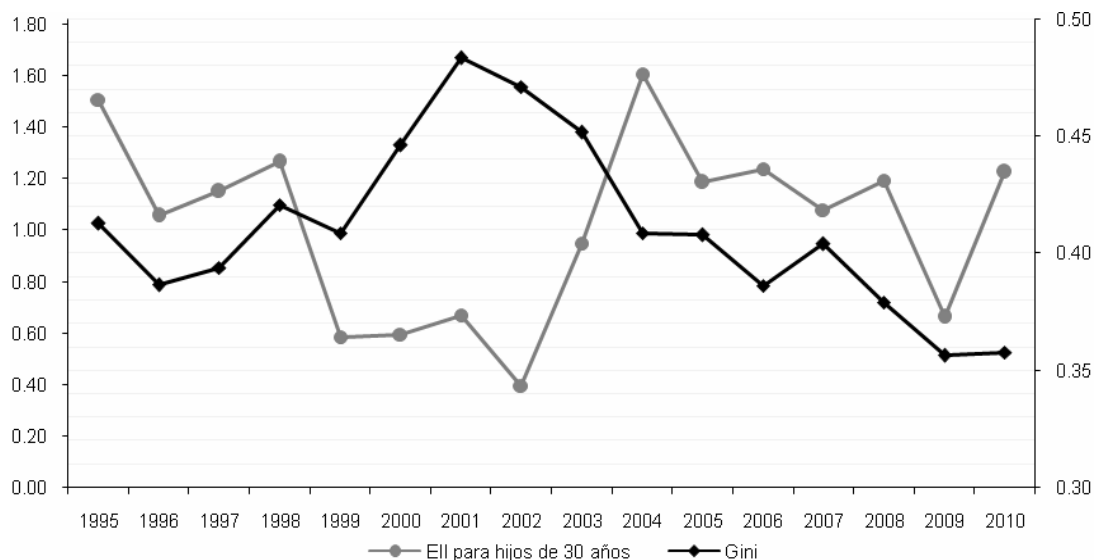
En la especificación más completa del modelo se permite que la EII varía por año y por cohorte de nacimiento, entonces la EII para un hijo de 30 años es la suma del coeficiente correspondiente al log del ingreso familiar (β), a los términos de interacción entre ese ingreso y el año (Ψ) así como a las interacciones entre el ingreso familiar y la cohorte de nacimiento (Φ) relevante. Conforme con los resultados reportados en la tabla 2 y como surge claramente del gráfico 3, en general, la trayectoria temporal de la EII para un adulto de 30 años es relativamente similar entre varones y mujeres. Así, la EII presenta una caída muy importante entre 1995 y 2002, de 1.509 a 0.395, entre los varones, de 0.721 a 0.464, entre las mujeres y de 1.234 a 0.549, para todos los hijos. Luego, a partir de este año y hasta el 2004, la movilidad intergeneracional cayó significativamente. En efecto, entre esos años, la EII creció, en 1.092, entre los varones, 1.2, entre las mujeres y 0.983, para la muestra de todos los hijos. Finalmente, en el período más reciente comprendido entre 2004 y el 2010, la elasticidad intergeneracional muestra una tendencia decreciente. Así, por ejemplo, entre los hijos varones de 30 años, cayó de 1.632 a 1.107.

El análisis de las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso permite explorar relaciones interesantes con otras variables o factores que los modelos teóricos de transmisión intergeneracional señalan como relevantes. Así, conforme con el modelo desarrollado por Solon (2004), la elasticidad intergeneracional del ingreso es mayor cuando: la inversión en capital humano es más productiva; el retorno a la inversión en capital humano es mayor; la inversión pública en capital humano del hijo es menos progresiva y la persistencia de factores hereditarios es mayor. Además, las implicaciones de estado estacionario del modelo para la desigualdad *cross-section* del ingreso son directas a partir de la derivación de la varianza *cross-section* del log del ingreso dentro de una generación. Los mismos factores que afectan positivamente la elasticidad intergeneracional, incrementan la desigualdad *cross-section* del ingreso. Así, una inversión pública en capital humano más progresiva incrementa la movilidad intergeneracional, en cambio, retornos crecientes al capital humano, la disminuyen. Por último, *ceteris paribus*, una mayor desigualdad del ingreso implica una menor movilidad intergeneracional del ingreso. Como una primera aproximación empírica a esta predicción se observa en el gráfico 4 el comportamiento temporal de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini del ingreso laboral¹⁸. A fin de facilitar la comparación con la tendencia temporal estimada de la movilidad intergeneracional, se incluyó en el mismo gráfico, la EII

¹⁸ El coeficiente de Gini se computó para el ingreso laboral porque esta es la variable dependiente del modelo estimado.

correspondiente a los hijos varones. Conforme puede observarse, la movilidad intergeneracional presenta un patrón similar al de la desigualdad entre los años 1995 y 1999, puesto que ambas caen entre 1995 y 1996, creciendo, luego, hasta 1998 y disminuyendo, al año siguiente. Aunque la caída en la EII, entre 1998 y 1999, es más pronunciada que la observada en la desigualdad. En el período 2002-2004, principalmente, durante la crisis macroeconómica del 2001-2002, el comportamiento temporal de la EII diverge del que se observa en el coeficiente de Gini. No obstante, debe destacarse que un incremento significativo, similar al que se observa en la desigualdad entre 1999-2001, tiene lugar en la movilidad intergeneracional un año después y también, durante tres años, entre 2002 y 2004. Finalmente, entre 2004 y 2010, tanto la EII como el coeficiente de Gini presentan una tendencia decreciente.

Gráfico 4. Gini del ingreso laboral y elasticidad intergeneracional del ingreso. Argentina, 1995-2010.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Por último, cabe destacar que los resultados obtenidos respecto de la tendencia en la movilidad intergeneracional, en general, no cambian ante distintas modificaciones metodológicas introducidas. Así, se observa el mismo patrón temporal en la EII si se considera el ingreso total familiar de cada individuo como variable dependiente, en lugar del ingreso laboral. Igualmente, los resultados no varían cuando se modifica la edad en la que se obtiene la predicción del ingreso familiar durante la adolescencia de cada individuo según

cohorte de nacimiento relevante, específicamente, cuando la predicción se realiza en los 18 años¹⁹.

6. Conclusión

El objetivo de este estudio fue explorar las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina durante el máximo período tiempo, 1995-2010, dada la información disponible en la fuente de datos utilizada – la EPH –. La estrategia de estimación consistió en implementar el método TSIV a partir de la información de dos muestras distintas obtenidas de esta encuesta, a fin de solucionar el problema de la falta de información del ingreso de los padres en la niñez o adolescencia de los hijos.

Los resultados obtenidos sugieren que la movilidad intergeneracional cayó entre el año 1995 y 2004 pero aumentó durante los últimos seis años hasta el 2010. Sin embargo, las estimaciones deben ser interpretadas con precaución, considerando que, en los primeros años del período analizado, el tamaño de la muestra disminuye, así como la edad los individuos incluidos en las estimaciones. Por otra parte, como advierten Aaronson y Mazumder (2008), el instrumento utilizado para predecir el ingreso de los padres en la adolescencia de los hijos – el lugar de nacimiento – puede incrementar en las mediciones de las EII estimadas el peso de los factores relacionados con el aglomerado de residencia como la calidad de las escuelas o, en general, los recursos disponibles que difieren marcadamente entre ciudades del país.

La principal línea de investigación futura se relaciona con el análisis de los factores subyacentes susceptibles de explicar la tendencia temporal estimada de la movilidad intergeneracional como la educación, la presencia de restricciones crediticias para financiar la inversión de la familia en el capital humano de los hijos, la cantidad y calidad de la inversión pública en capital humano, entre otros. Esto, a su vez, permitirá avanzar en la comprensión de los determinantes claves de la transmisión intergeneracional del ingreso.

¹⁹ Se eligió los 18 años como edad alternativa para predecir la variable explicativa de interés a fin de obtener la predicción en la misma edad para todas las cohortes de nacimiento consideradas. Las estimaciones de este análisis de sensibilidad de los resultados obtenidos están disponibles para quien los requiera.

Apéndice

Tabla 1. Número de observaciones, ingreso laboral e ingreso total familiar promedio según cohorte de nacimiento y año

Cohorte	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	
Número de observaciones																	
1	1966	579	340	282	330	231	210	213	177	331	254	211	263	234	227	206	194
2	1967	554	283	316	324	261	217	218	173	287	248	227	267	247	220	202	185
3	1968	548	322	330	381	261	228	208	195	305	242	233	277	237	292	252	202
4	1969	565	349	334	330	287	251	208	218	332	262	269	289	267	257	219	187
5	1970	654	347	362	391	263	243	233	214	354	272	270	295	277	277	250	244
6	1971		319	373	374	310	234	257	221	327	328	253	336	280	293	278	247
7	1972			335	394	275	247	254	229	373	338	281	356	284	314	255	258
8	1973				382	302	307	292	235	368	323	277	327	267	307	275	232
9	1974					307	280	288	240	343	325	293	377	306	308	292	300
10	1975						326	339	263	373	350	317	390	341	311	295	316
11	1976							301	249	417	375	295	456	332	372	327	273
12	1977								271	450	387	347	468	374	393	395	358
13	1978									439	367	369	433	367	434	391	356
14	1979										393	323	472	396	435	422	354
15	1980											370	458	406	398	385	411
16	1981												451	344	408	354	381
Total		2900	1960	2332	2906	2497	2543	2811	2685	4699	4464	4335	5915	4959	5246	4798	4498
Ingreso laboral promedio																	
1	1966	1720	1385	1554	1551	1402	1540	1710	1058	1157	1348	1433	1695	2998	2031	2575	2861
2	1967	1383	1523	1645	1400	1345	1571	1450	1011	1052	1229	1302	1634	1520	2638	2361	2366
3	1968	1717	1496	1619	1582	1432	1926	1717	793	1143	1335	1332	1499	1628	2180	2067	2339
4	1969	1247	1273	1367	1743	1365	1684	1403	988	1078	1076	1425	1351	1556	2108	2129	2361
5	1970	1098	1270	1404	1314	1256	1403	1728	945	934	1135	1113	1406	1803	1966	2237	2681
6	1971		1281	1325	1413	1244	1290	1296	924	913	1105	1223	1659	1577	1711	2272	2566
7	1972			1167	1287	1206	1312	1196	1216	872	1182	1461	1383	1865	1957	2141	2172
8	1973				1098	1205	1243	1146	791	966	1055	1229	1577	1790	2015	1998	2308
9	1974					1225	1064	1216	857	950	1159	1243	1510	1626	2058	2336	2277
10	1975						1076	1062	844	801	949	1438	1337	1455	2151	2145	2482
11	1976							1026	839	779	957	1169	1248	1484	1989	2029	2367
12	1977								646	809	942	1004	1312	1716	1987	2291	2250
13	1978									811	931	986	1108	1597	1992	2065	2389
14	1979										862	1084	1254	1428	1773	1943	2362
15	1980											938	1070	1470	1717	2008	2174
16	1981												1015	1348	1667	1744	2385
Ingreso total familiar promedio																	
1	1966	3267	3228	3231	3266	3244	3267	3236	3304	3255	3272	3266	3274	3261	3310	3294	3292
2	1967	3151	3149	3091	3134	3154	3160	3102	3138	3122	3163	3145	3128	3110	3155	3134	3156
3	1968	3184	3187	3214	3204	3201	3201	3209	3182	3218	3226	3239	3181	3185	3240	3214	3248
4	1969	3019	3008	3038	2990	3000	2969	2973	3034	2992	3024	2985	2995	2999	3011	2975	3023
5	1970	2751	2753	2732	2731	2742	2728	2735	2734	2756	2763	2727	2722	2727	2760	2749	2750
6	1971		2550	2555	2525	2546	2490	2545	2553	2575	2562	2548	2527	2533	2562	2540	2556
7	1972			2306	2300	2296	2296	2309	2297	2314	2348	2298	2317	2299	2308	2315	2297
8	1973				2116	2130	2127	2136	2127	2125	2143	2126	2133	2117	2140	2122	2121
9	1974					2094	2082	2069	2077	2093	2117	2088	2096	2098	2096	2101	2080
10	1975						2249	2241	2254	2267	2296	2262	2258	2242	2293	2262	2264
11	1976							2286	2312	2290	2289	2284	2274	2284	2311	2289	2326
12	1977								2355	2379	2401	2354	2365	2333	2342	2338	2351
13	1978									2238	2266	2219	2231	2208	2228	2238	2240
14	1979										2300	2270	2249	2254	2268	2260	2299
15	1980											2122	2090	2117	2132	2108	2098
16	1981												2004	2032	2040	2051	2057

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Tabla 2. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso según cohorte de nacimiento y año

Año	Variables	Muestra completa												Elasticidad Intergeneracional del Ingreso		
		Todos				Varones				Mujeres				Hijos e hijas de 30 años	Hijos de 30 años	Hijas de 30 años
		(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)			
	Ingreso familiar	1.019 (0.002)		1.216 (0.012)		1.009 (0.002)		1.056 (0.014)		1.049 (0.003)		1.400 (0.019)		-	-	-
	Ingreso familiar* año															
1995			0.734 (0.008)	0.0177 (0.015)			0.778 (0.010)	0.453 (0.018)			0.604 (0.013)	-0.679 (0.023)		1.234	1.509	0.721
1996			1.077 (0.010)	-			0.986 (0.013)	-			1.288 (0.015)	-		1.216	1.056	1.400
1997			1.288 (0.009)	0.0532 (0.015)			1.295 (0.011)	0.0955 (0.019)			1.233 (0.015)	-0.0622 (0.025)		1.269	1.152	1.338
1998			1.061 (0.008)	-0.446 (0.020)			1.119 (0.011)	-0.486 (0.025)			1.055 (0.012)	-0.296 (0.031)		1.157	1.267	1.075
1999			0.697 (0.008)	-1.089 (0.026)			0.792 (0.011)	-1.227 (0.033)			0.589 (0.012)	-0.830 (0.040)		0.553	0.587	0.564
2000			0.828 (0.008)	-1.215 (0.032)			0.675 (0.010)	-1.719 (0.042)			1.022 (0.011)	-0.467 (0.050)		0.701	0.597	0.825
2001			0.656 (0.008)	-1.639 (0.040)			0.733 (0.011)	-2.068 (0.051)			0.647 (0.013)	-0.853 (0.061)		0.502	0.670	0.464
2002			0.668 (0.008)	-1.879 (0.047)			0.496 (0.010)	-2.694 (0.060)			0.837 (0.012)	-0.686 (0.072)		0.540	0.395	0.629
2003			0.823 (0.004)	-1.975 (0.054)			0.829 (0.005)	-2.749 (0.069)			0.818 (0.006)	-0.741 (0.083)		0.968	0.950	1.036
2004			1.150 (0.004)	-1.882 (0.061)			1.120 (0.005)	-2.812 (0.079)			1.125 (0.005)	-0.479 (0.095)		1.632	1.608	1.612
2005			1.206 (0.003)	-2.079 (0.069)			1.284 (0.004)	-3.051 (0.089)			1.074 (0.006)	-0.558 (0.106)		1.215	1.186	1.190
2006			1.166 (0.003)	-2.367 (0.076)			1.097 (0.004)	-3.631 (0.099)			1.249 (0.005)	-0.402 (0.118)		1.140	1.240	1.109
2007			1.013 (0.003)	-2.767 (0.084)			1.045 (0.004)	-4.065 (0.108)			1.066 (0.006)	-0.617 (0.129)		0.995	1.078	0.907
2008			1.142 (0.003)	-2.891 (0.091)			1.116 (0.004)	-4.390 (0.118)			1.211 (0.006)	-0.509 (0.140)		1.247	1.193	1.345
2009			0.970 (0.003)	-3.306 (0.099)			0.899 (0.004)	-4.988 (0.128)			1.144 (0.006)	-0.588 (0.152)		0.842	0.663	1.181
2010			1.165 (0.003)	-3.360 (0.106)			1.202 (0.004)	-5.072 (0.137)			1.125 (0.006)	-0.646 (0.163)		1.107	1.227	0.993
	Ingreso familiar*c															
Cohorte	ohorte															
1966		1.043 (0.007)		-		1.071 (0.008)		-		0.912 (0.010)		-				
1967		0.802 (0.006)		-		0.692 (0.007)		-		0.899 (0.009)		-				
1968		0.960 (0.005)		0.387 (0.012)		1.024 (0.006)		0.697 (0.016)		0.856 (0.007)		-0.0292 (0.018)				
1969		0.768 (0.005)		0.426 (0.019)		0.712 (0.006)		0.758 (0.025)		0.873 (0.008)		-0.00580 (0.029)				
1970		0.815 (0.005)		0.700 (0.027)		0.854 (0.006)		1.260 (0.034)		0.763 (0.007)		-0.108 (0.041)				
1971		0.816 (0.005)		0.925 (0.034)		0.905 (0.006)		1.682 (0.044)		0.797 (0.008)		-0.0835 (0.052)				
1972		0.859 (0.005)		1.203 (0.042)		0.880 (0.006)		2.033 (0.054)		0.781 (0.008)		-0.0852 (0.064)				
1973		1.125 (0.006)		1.727 (0.049)		1.088 (0.007)		2.643 (0.063)		1.221 (0.010)		0.377 (0.075)				
1974		1.456 (0.006)		2.298 (0.057)		1.425 (0.007)		3.364 (0.073)		1.509 (0.009)		0.691 (0.087)				
1975		1.018 (0.004)		2.078 (0.064)		0.882 (0.005)		3.181 (0.083)		1.178 (0.006)		0.348 (0.098)				
1976		1.004 (0.004)		2.291 (0.072)		1.166 (0.005)		3.815 (0.092)		0.922 (0.006)		0.111 (0.110)				
1977		1.042 (0.003)		2.546 (0.079)		1.079 (0.004)		4.087 (0.102)		0.945 (0.006)		0.124 (0.122)				
1978		1.208 (0.004)		2.922 (0.087)		1.181 (0.005)		4.527 (0.112)		1.273 (0.007)		0.454 (0.133)				
1979		1.011 (0.004)		2.932 (0.094)		0.894 (0.004)		4.595 (0.122)		1.211 (0.006)		0.369 (0.145)				
1980		1.089 (0.005)		3.251 (0.102)		1.169 (0.006)		5.243 (0.132)		1.071 (0.008)		0.239 (0.157)				
1981		1.187 (0.006)		3.603 (0.110)		1.190 (0.006)		5.678 (0.141)		1.185 (0.010)		0.355 (0.168)				
Observaciones				61794				36068				25726				
R-cuadrado				0.933				0.898				0.944				

Fuente:

elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Referencias

- Aaronson, D. y Mazumder, B. (2008). "Intergenerational Economic Mobility in the United 1940 to 2000", Working Paper, WP 2005-12, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Angrist, J. D. y Krueger, A. B. (1992). "The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples", *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 328-36.
- Angrist, J. D. y Pischke, J-S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Arellano, M., y Meghir, C. (1992). "Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set", *The Review of Economic Studies*, 59, pp. 537-59.
- Atkinson, A. B. (1981). "On Intergenerational Income Mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 3 (Winter), pp. 194-218.
- Behrman, J. R. y Taubman, P. (1990), "The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics", *Review of Income and Wealth* 36(2), pp. 115-27.
- Ben-Porath, Yoram, (1967). "The production of human capital and the life cycle of earnings", *Journal of Political Economy*, (75), pp.352-365 (August).
- Björklund, A. y Jäntti, M. (1997). "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *The American Economic Review*, 87(5), pp. 1009-18.
- Bratsberg, B.; Roed, K.; O. Raaum, R.; Naylor, M.; Jantti, T.; Eriksson, y Osterbacka. E. (2007). "Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility: Consequences for Cross-Country Comparisons", *The Economic Journal*, (117), pp.72-92.
- Corak, M. (2004). "Generational income mobility in North America and Europe: an introduction", en M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Corak, M. y Piraino, P. (2010). "The Intergenerational Transmission of Employers," *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 29(1), pp. 37-68, 01
- Couch, K. y Dunn, T. (1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United State and Germany", *Journal of Human Resources*, 32(1), pp. 210-232.
- Cruces, G. (2008). "Tópicos de Economía distributiva", Material de clase no publicado, Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, La Plata.
- Dunn, C.E. (2007). "The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 2.
- Dunn, C.E. (2007). "The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 2.
- Ermisch, J. y Nicoletti, C. (2005). "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain", ISER Working Paper 2005-19, Colchester, University of Essex.
- Ferreira, S. y Veloso, F. (2004). "Intergenerational Mobility of Wages in Brazil", Unpublished paper.
- Fertig, A. R. (2001) . "Trends in Intergenerational Earnings Mobility in the U.S." *Journal of Income Distribution*, (12), pp.108-30.
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton.
- Gouskova E.; Chiteji N.; y Stafford F. (2010)." Estimating the intergenerational persistence of lifetime earnings with life course matching: Evidence from the PSID", *Labour Economics*, (117), pp. 592-597.
- Grawe, N. D. (2003). "Lifecycle Bias in Estimates of Intergenerational Earnings Persistence", *Family and Labour Studies*, Analytical Studies Branch Research Paper N° 207, Statistics Canada.
- Grawe, N. D. (2004a). "Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High and Low Earning Sons in International Perspective", M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Haider, S. y Solon, G. (2006). "Life-cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *The American Economic Review*, 96(4), pp. 1308-20.

- Harding, S. J.; Jencks, Ch.; Lopoo, L. M. y Mayer, S. E. (2004). "The Changing Effect of Family Background on the Incomes of American Adults", en Bowles, S. Gintis, H. y Osborne, M. eds., *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Princeton University Press and Russell Sage.
- Hertz, T. O. M. (2007). "Trends in the Intergenerational Elasticity of Family Income in the United States", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, (46), pp.22-50.
- Gong, C. H.; Leigh, A. y Meng, X. (2010). "Intergenerational Income Mobility in Urban China," IZA Discussion Papers 4811, Institute for the Study of Labor (IZA).
- INDEC (2003), "La nueva Encuesta Permanente de hogares de Argentina", Buenos Aires.
- Jiménez, Maribel y Jiménez, Mónica (2009). "Movilidad intergeneracional del ingreso: Evidencia para Argentina", Documento de trabajo del CEDLAS N° 84, Centro de Estudios Distributivos y Laborales (CEDLAS), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, La Plata.
- Jiménez, Maribel (2011). "Un análisis empírico de las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso. El caso de Argentina", Documento de trabajo del CEDLAS N° 114, Centro de Estudios Distributivos y Laborales (CEDLAS), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, La Plata.
- Klevmarcken, W. A. (1982). "Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set, American Statistical Association 1981", Business and Economic Statistics Section, 156(161).
- Labar, K. (2007), "Intergenerational Mobility in China", Working Paper 200729, CERDI.
- Lee, Chul-In y Solon, G. (2007). "Trends in Intergenerational Income Mobility." NBER Working Paper No. 12007, 2006.
- Lefranc, A. (2010). "The rise and fall of intergenerational earnings mobility in France over the last half century", Twenty-fourth conference and general assembly of the European Society for Population Economics, Essen.
- Lefranc, A. y Trannoy, A. (2004). "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?", IDEP Working Papers 0401, Institut d'economie publique (IDEP). Marseille, France.
- Lefranc, A., Ojima, F. y Yoshida, T. (2008). "The Intergenerational Transmission of Income and Education: A Comparison of Japan and France", RSCAS Working Papers 2008/25, European University Institute.
- Leigh, A. (2007). "Intergenerational Mobility in Australia", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 6.
- Levine, D. I. y Jellema, J. R. (2005). "Growth, Industrialization, and the Intergenerational Correlation of Advantage", Institute for Research on Labor and Employment Working Paper Series, Paper iirwps-125-05.
- Mayer, S. E. y Lopoo, L. M. (2004). "What Do Trends in the Intergenerational Economic Mobility of Sons and Daughters in the United States Mean?" in Miles Corak, ed., *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 90-121.
- Mayer, S. E. y Lopoo, L. M. (2005). "Has the Intergenerational Transmission of Economic Status Changed?" *Journal of Human Resources*, 40(1), pp.169-85.
- Mazumder, B. (2007). "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility In the U.S. using Social Security Earnings Data," *Review of Economics and Statistics*, 87(2), pp.235-55.
- Muller, S.M. (2008). "Begging the question: Permanent income and social mobility", ERSA Working Paper 75.
- Mincer, J. (1958). "Investment in human capital and personal income distribution". *Journal of Political Economy*, (66), pp. 281-302 (August).
- Murphy, K. M. y Topel, R. H (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, (3), pp. 370-79.
- Núñez J, y Miranda, L. (2007). "Recent Findings on Intergenerational Income and Educational Mobility in Chile", Department of Economics Universidad de Chile.

- Núñez, J. y Risco, C. (2004). “Movilidad Intergeneracional de Ingresos en un País en Desarrollo: El Caso de Chile”, Working Paper N° 210, Department of Economics.
- Pekkala, S. y Lucas, R. E. B. (2007) “Differences across Cohorts in Finnish Intergenerational Income Mobility”. *Industrial Relations*, vol 46 (1). January.
- Solon, G. (1992). “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *The American Economic Review*, 82(3), pp. 393-408.
- Solon, G. (2004). A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. En *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Miles Corak (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Vogel, T. (2006). “Reassessing Intergenerational Mobility in Germany and the United States: The Impact of Differences in Lifecycle Earnings Patterns”, SFB 649 Discussion Papers, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin.