



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVII Reunión Anual

Noviembre de 2012

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-0-8

TENDENCIAS EN LA MOVILIDAD
INTERGENERACIONAL DEL INGRESO. UN
ANÁLISIS DESDE EL ENFOQUE DE IGUALDAD
DE OPORTUNIDADES PARA LA ARGENTINA

Jiménez Maribel

**Tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso.
Un análisis desde el enfoque de igualdad de oportunidades para la Argentina ***

Maribel Jiménez⁺

Resumen

El análisis de las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso (MII) puede llevar a una comprensión más profunda de los mecanismos subyacentes a la transmisión del ingreso entre generaciones. Por eso, el principal objetivo de esta investigación es estimar y analizar desde el enfoque de igualdad de oportunidades, las tendencias en la MII en la Argentina durante el período comprendido entre 1995 y 2011. Como no se dispone de datos longitudinales la estrategia implementada consiste en utilizar información de dos muestras separadas. Los resultados obtenidos sugieren un incremento de la MII en la Argentina entre 1995 y 2011.

Palabras claves: movilidad intergeneracional, desigualdad, ingreso, igualdad de oportunidades.

Códigos JEL: J62, D31

Abstract

The analysis of trends in generational mobility can facility a deeper comprehension of the underlying mechanisms by which income is transmitted across generation. For that reasons, the principal aim of this paper is estimate and examine, using the equality of opportunity approach, the trends of intergenerational earnings mobility in Argentina between 1995 and 2011. Since longitudinal data are not available, the approach implemented consist in utilize information of two separate samples. The results suggest an increase in intergenerational income mobility in Argentina between 1995 and 2011.

Keywords: intergenerational mobility, inequality, income, equality of opportunities.

JEL Codes: J62, D31

^{*} Este trabajo fue realizado como parte de los requisitos para optar por el título de Doctor en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata.

⁺ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) – IELDE (Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico de la Universidad Nacional de Salta) – UNLP. Correo electrónico: maribeljimenez@conicet.gov.ar

1. Introducción

En los últimos años el interés por el tema de la movilidad intergeneracional ha recobrado fuerza pues son varios los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones. Así, el análisis de la movilidad intergeneracional complementa las investigaciones sobre la desigualdad del ingreso que estudian la distribución desde un punto de vista estático. La movilidad agrega una dimensión dinámica fundamental al análisis distributivo por lo que el origen socio-económico de los individuos debería ser tenido en cuenta cuando se compara su situación presente. En esta línea, Becker (1987) afirma que un estudio completo de la distribución del ingreso debería incluir tanto la desigualdad del ingreso entre familias en la misma generación, como la desigualdad entre generaciones diferentes de la misma familia, tradicionalmente denominada movilidad social intergeneracional. Esto nos conduce, entonces, a un concepto intergeneracional de desigualdad (Atkinson y Bourguignon, 2000). Específicamente, la movilidad intergeneracional permite observar el grado con el cual el status socio-económico es transmitido entre generaciones.

Por otra parte, como señala Stokey (1998) dos sociedades con distribución idéntica pero diferentes regímenes de movilidad no son equivalentemente igualitarias. Desde esta perspectiva, un escenario de alta movilidad social acompañada de una elevada desigualdad no es considerado tan perjudicial como uno de alta desigualdad combinada con una baja movilidad social. En otras palabras, comprender el grado de movilidad generacional es un primer paso para entender las consecuencias de la desigualdad de ingresos (Cruces, 2008). En esta línea, Kuznets (1966) señala que el significado de dos sociedades con idénticas distribuciones de ingresos puede diferir ampliamente según los grados de movilidad interna. Rosen (1985) va más allá al afirmar que si existe suficiente movilidad del ingreso no es necesario preocuparse de cuán desigualmente están distribuidos los ingresos.

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 movilidad 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 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.

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. Así, este tipo de análisis permite explorar e identificar algunos de los factores que se presentan como los principales determinantes de la movilidad intergeneracional. 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 a las tendencias de la movilidad del ingreso entre generaciones sino también si existen patrones temporales que permitan deducir el efecto de posibles variaciones futuras.

Asimismo, 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 otras variables relevantes como la educación. A su vez, la comprensión de las causas subyacentes o determinantes de la correlación intergeneracional de ingresos observada es relevante para evaluar si el nivel de movilidad observado es o no socialmente óptimo. En relación con esto, Solon (2004) advierte que si los hijos de padres

ricos ganan mayores ingresos en parte porque invierten en capital humano y tienen más educación, una correlación intergeneracional de cero no necesariamente es óptima pues podría implicar que no existen retornos al capital humano, es decir, que un mayor capital humano no es retribuido con mayores ingresos.

Por otra parte, como señalan Benabou y Ok (2001a) así como Formby *et al.* (2004) el concepto de movilidad de ingresos se encuentra aún en desarrollo y en la literatura existente es definido con mucho menos claridad que el concepto de desigualdad del ingreso. Como resultado, existe menos consenso sobre la forma de medir la movilidad en relación con la medición de la desigualdad. Más importante aún es la falta de consenso sobre la forma de evaluar los procesos de movilidad en los no tan numerosos casos en que se analiza explícitamente esta relevante cuestión. Siguiendo a Benabou y Ok (2001a), en esta investigación se considera que la igualdad de oportunidades ofrece un enfoque muy natural para evaluar el proceso de movilidad intergeneracional. En este contexto, la importancia de la existencia de movilidad de ingreso entre generaciones no radica en que los movimientos de ingresos entre padres e hijos sean intrínsecamente valiosos sino que se espera ayuden a disminuir los efectos negativos de las disparidades de dotaciones iniciales en los ingresos futuros o esperados (Stokey, 1998).

Desde una perspectiva normativa, existe un creciente consenso en privilegiar la igualdad de oportunidades¹, una característica generalmente deseable para la sociedad, sobre la igualdad de resultados - típicamente de ingresos - como el objetivo relevante para orientar políticas públicas. Bajo este contexto, un estudio de la transmisión intergeneracional del ingreso puede aportar información útil para el diseño de políticas adecuadas. Sin embargo, debe señalarse que este orden de prioridades en materia de políticas sociales ha sido actualmente cuestionado por Dubet (2011) quien, luego de analizar estos dos modelos de justicia social, igualdad de resultados o posiciones e igualdad de oportunidades, defiende el primero sobre el segundo, dejando claro que tal elección no significa que deba ignorarse la igualdad de oportunidades sino que establece una prioridad, considerando que la acción pública consiste en jerarquizar los objetivos. La crítica general de Dubet a la concepción de la igualdad de oportunidades es que se basa principalmente en el mérito, uno de los principios de justicia más frágil y discutible. Así, para el autor, esta concepción de justicia consiste en ofrecer a todos la posibilidad de ocupar las mejores posiciones en función de un principio meritocrático, sin cuestionar la brecha que existe entre las posiciones. A favor del modelo de igualdad de resultados o posiciones, el autor sostiene que resulta más favorable a los más débiles porque, de manera indirecta, favorece más la igualdad de oportunidades que ese modelo de justicia e incluso porque la igualdad relativa entre las posiciones sociales es un bien sí mismo pues las desigualdades terminan afectando a la sociedad en su conjunto. Sin ignorar el planteo de Dubet (2011), reconociendo que esta discusión excede los límites de la economía y corresponden al campo de la filosofía, se considera que son diversas las razones que justifican el análisis de la igualdad de oportunidades, más allá del orden de prioridad que le corresponda en la agenda política. Así, el grado de igualdad de oportunidades económicas y sociales establece en qué medida la circunstancias de una persona en su infancia afectan su resultado futuro o, de manera inversa, indica en qué medida los individuos pueden obtener un cierto resultado gracias a su propio talento, motivación y esfuerzo (Blanden *et al.*, 2005). Por esto, la movilidad intergeneracional puede tener consecuencias importantes para la eficiencia económica. Una mayor movilidad intergeneracional, en la medida en que implica la existencia de más igualdad de oportunidades, promueve una asignación más eficiente de las habilidades y ventajas comparativas potenciales de los individuos porque permite una asignación más óptima de los individuos en función de sus capacidades en actividades conformes con sus ventajas comparativas. Entonces, la posibilidad de tener mayor movilidad socioeconómica genera incentivos para que los individuos realicen un mayor esfuerzo para aprovechar sus propias cualidades.

Por otra parte, la desigualdad económica percibida como desigualdad de oportunidades es, probablemente, una de las principales fuentes de descontento e inestabilidad social y política. La persistencia de la desigualdad de oportunidades puede crear el denominado

¹ El concepto de igualdad de oportunidades, desarrollado entre otros por Roemer (1998, 2004), ha obtenido un fuerte respaldo del enfoque de capacidades de Sen.

efecto túnel descrito por Hirschman y Rothschild (1973). De acuerdo con esta hipótesis, los retrocesos de los demás proveen información acerca de un ambiente externo más perverso que impide a las personas mantener la esperanza de ver alguna luz al final del túnel. En cambio, un mayor índice de movilidad intergeneracional indicaría que el origen socioeconómico de los individuos es menos importante en la determinación de su conjunto de oportunidades disponibles. En este caso, la tolerancia respecto de las desigualdades e injusticias predominará sobre la impaciencia, generándose una especie de “válvula de seguridad” que promueve la cohesión social. Además, las percepciones de movilidad socioeconómica por parte de la sociedad pueden afectar las preferencias por los impuestos y la redistribución, condicionando la tendencia de largo plazo de las políticas públicas² (Cruces, 2008).

Ahora bien, aunque la medición de persistencia intergeneracional pura o de otras medidas de movilidad está relacionada con la noción de igualdad de oportunidades no se corresponden directamente con ésta. En particular, los movimientos de ingreso entre generaciones pueden ser igualadores o desigualadores y los indicadores de movilidad propuestos en la literatura fallan en distinguirlos. Por lo tanto, otro objetivo de esta investigación es identificar así como implementar un método adecuado que permita determinar las implicancias de los niveles de movilidad intergeneracional observados para la existencia de igualdad de oportunidades así como medir el grado con el cual la movilidad intergeneracional produce un efecto nivelador de oportunidades. Asimismo, se pretende analizar la forma más adecuada de comparar temporalmente procesos de movilidad intergeneracional a fin de implementar un criterio robusto para su ordenamiento.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la próxima sección se revisan primero los estudios sobre movilidad intergeneracional, en general, luego, los que examinan su evolución temporal en particular y finalmente los que analizan su relación con el concepto de igualdad de oportunidades. En este contexto se destacan las contribuciones de esta investigación a la literatura existente. Luego, se presentan los métodos implementados preliminarmente para cumplir con los objetivos del estudio. A continuación, se describen los datos utilizados para el análisis y en la siguiente sección se presentan y analizan los resultados obtenidos. Paso seguido, se enuncian las principales conclusiones.

2. Antecedentes y contribución

La mayoría de los estudios empíricos que cuantifican y analizan la transmisión intergeneracional del ingreso en un cierto país o región lo hacen para un año o grupo de cohortes determinada³. Las investigaciones que examinan las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso son relativamente menos numerosas y en gran parte, 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.

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 una tendencia creciente en la movilidad económica intergeneracional. 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

² Estos argumentos han sido formalizados por Benabou y Ok (2001b) y Benabou y Tirole (2005) en modelos teóricos que muestra cómo mayores oportunidades engendran más tolerancia por la desigualdad. Si las personas perciben que la sociedad es más justa porque existe una mayor movilidad y el éxito económico es altamente dependiente de su esfuerzo, esto puede tener implicancias para las políticas redistributivas en la medida en que mayores votantes terminen con esta visión, representando un bloque votante crucial. Por lo tanto, la movilidad social puede potenciar una creciente cohesión social o un mayor apoyo político del sistema.

³ Ver Jiménez (2011a y 2011b) para una revisión de la evidencia internacional y nacional disponible sobre movilidad intergeneracional del ingreso.

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.

Por su parte, Lee y Solon (2007) 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 (2007) 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. 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 (2007) 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* entre 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 Lee y Solon (2007) y por Harding *et al.* (2004) 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 las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Estados Unidos se encuentra el desarrollado por Aaronson y Mazumder (2008). A partir de los datos del censo de Estados Unidos, los autores estiman una serie de tiempo de la movilidad intergeneracional del ingreso utilizando el método 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.

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.* (2005) para Noruega, Pekkala y Lucas (2007), para Finlandia y el realizado por Lefranc (2010), para Francia. A partir de los datos de la *Norwegian Database of Generations* (DBG), Bratberg *et al.* (2005) 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. Los resultados sugieren 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 es mayor para los niños de los quintiles más pobres en relación a los que pertenecen al extremo superior de la distribución del ingreso, entre los primeros, la movilidad creció durante el período. Al mismo tiempo, los resultados indican que la reducción de la EII en el tiempo es mayor para las mujeres que para los varones⁴. En general, Bratberg *et al.* (2005) sostienen que gran parte de la evidencia encontrada es resultado de la implementación de políticas tendientes a igualar las

⁴ Según los autores, este último hallazgo es consistente con el incremento en la educación y la participación en el mercado laboral de la mujer.

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 familiar en Finlandia, Pekkala y Lucas (2007) emplean datos de panel obtenidos de la *Central Population Register, Tax Register y Longitudinal Employment Statistics* de 1950 a 1999. Las EII estimadas por MCO indican que la movilidad se incrementó para las cohortes nacidas después de 1930 hasta 1950 pero disminuyó para las nacidas entre este último año y 1960, aunque no significativamente. Según los autores, 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 Pekkala y Lucas (2007), 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) utilizan datos obtenidos de las encuestas de *Formation, Qualification, Profession* (FPQ) desde 1964 a 2003 para estimar las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Francia utilizando el método de TSIV. 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 síntesis, aunque son varias las investigaciones que analizan las tendencias en la movilidad intergeneracional, la mayoría fueron desarrolladas para Estados Unidos. No obstante, muy pocas⁶ adoptaron un enfoque metodológico, como el implementado en este estudio, que permita obtener estimaciones de la EII a lo largo del tiempo más precisas que las computadas considerando los datos disponibles de cohortes determinadas para cada período. Por otra parte, los estudios disponibles que analizan la evolución temporal de la movilidad intergeneracional para otros países desarrollados son bastante menos numerosos que los encontrados para Estados Unidos y resultan muy escasos los realizados para países en desarrollo. En particular, los estudios que examinan los cambios en la movilidad 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 abordado preliminarmente en este estudio.

Por otra parte, las investigaciones que analizan formalmente, desde el punto de vista teórico o empírico, las relaciones entre movilidad intergeneracional e igualdad de oportunidades son relativamente recientes y aún bastante raras. Conforme advierten Van de Gaer *et al.* (2001), en los estudios empíricos con frecuencia se computan índices de movilidad intergeneracional y luego, implícita o explícitamente y sin un fundamento teórico claro se interpretan los hallazgos a la luz de criterios normativos relacionados con conceptos como el de igualdad de oportunidades. En relación con esto, cabe destacar que la gran mayoría de la literatura empírica que se propone estimar el nivel de movilidad intergeneracional del ingreso supone implícitamente la existencia de igualdad de oportunidades cuando las filas de la matriz de transición intergeneracional de ingresos son idénticas o, en general, si la probabilidad que tiene un individuo de alcanzar determinado nivel de ingreso es independiente del ingreso de sus padres. Sin embargo, como advierte Roemer (2004) este criterio implica asumir un concepto determinado de igualdad de oportunidades (EOp) que, desde el punto de vista social y normativo, puede ser bastante estricto o “radical” y, por tanto, no totalmente aceptable. El estudio de Roemer (2004), que

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.

⁶ A partir de la revisión de la literatura realizada hasta el momento se encontraron sólo dos estudios, el de Lee y Solon (2007) y el de Aaronson y Mazumder (2008).

constituye una de las escasas investigaciones que se propone analizar formalmente la relación entre igualdad de oportunidades y movilidad intergeneracional del ingreso, plantea cuatro enfoques para definir la igualdad de oportunidades en función de la inclusión de un conjunto de circunstancias consideradas socialmente no aceptables⁷. Conforme con la visión propuesta por Roemer (1998, 2004) de “nivelar el campo de juego” las oportunidades son realmente idénticas cuando todos los individuos que gastaron el mismo nivel de esfuerzo, sin importar su “tipo”⁸, tienen las mismas chances de alcanzar un objetivo. En otras palabras, según este enfoque, existe igualdad de oportunidades cuando los individuos que aplicaron el mismo nivel de esfuerzo tienen las mismas probabilidades de alcanzar un resultado independientemente de sus circunstancias. Por lo tanto el concepto de EOp está íntimamente relacionado con la distinción entre circunstancias y esfuerzo. Las circunstancias son aspectos del entorno que afectan el status socioeconómico que no se encuentran bajo la responsabilidad del agente. El esfuerzo, en cambio, es el conjunto de acciones que afectan el status de un individuo y por las que se puede responsabilizarlo. En este esquema, Roemer (2004) plantea que la concepción más estricta o “radical” de EOp, denotada por el autor como EOp4, implica que los *policy makers* deberían nivelar el campo de juego eliminando la influencia no sólo de las conexiones sociales, las inversiones y cultura familiar así como de la transmisión genética de la habilidad sino también las influencias del trasfondo familiar en la formación de las preferencias y aspiraciones entre los niños⁹. Entonces, el concepto de igualdad de oportunidades implica sólo bajo circunstancias bastantes extremas (las consideradas en el enfoque EOp4), completa movilidad intergeneracional de ingresos. Por lo tanto, considerar que existe igualdad de oportunidades sólo cuando no hay asociación entre los ingresos de padres e hijos puede ser difícil de aceptar. Por eso, para Roemer (2004) los estudios sobre movilidad intergeneracional del ingreso deberían hacer un esfuerzo por testear la existencia de igualdad de oportunidades conforme con visiones menos radicales que consideran la eliminación de las influencias familiares asociadas con las conexiones sociales, las inversiones y cultura familiar e incluso con la transmisión genética de la habilidad.

Otro estudio que examina la relación entre igualdad de oportunidades y movilidad, tanto intra como intergeneracional es el de Benabou y Ok (2001a). Si se considera el proceso de movilidad como uno potencialmente igualador de oportunidades se sigue que lo que se debería medir es el grado con el cual aquella produce este efecto nivelador. Esto, a su vez, se corresponde, según Benabou y Ok (2001a) con una noción de redistribución del ingreso aunque estocástica. Así, al igual que un esquema tributario mapea ingreso pre-impuestos en ingresos post-impuestos, el proceso de movilidad mapea ingresos iniciales en ingresos futuros esperados o, en general, en niveles esperados de bienestar intertemporal. Entonces, el grado con el cual la movilidad de ingresos es más o menos igualadora de oportunidades puede ser medida por el grado de progresividad de ese mapeo, en el sentido de tener una tasa “impositiva” promedio decreciente. A partir de esta idea los autores caracterizan teóricamente los procesos de movilidad en función de su progresividad o potencial de igualación de oportunidades y ofrecen un criterio simple para determinar si un proceso es más progresivo (igualador de oportunidades) que otro. También demuestran cómo este ordenamiento se relaciona con el análisis de bienestar social.

Un estudio que adopta un enfoque teórico relacionado con el propuesto por Benabou y Ok (2001a) en el contexto específico de la medición del grado de movilidad intergeneracional es el desarrollado por Van de Gaer *et al.* (2001) que proponen un “índice de desigualdad de oportunidades” basado en el ingreso esperado de un individuo, condicional a la clase de ingreso de sus padres y a las probabilidades de alcanzar cada una de las clases de ingreso consideradas en la fila relevante de la matriz de transición entre dos generaciones.

En definitiva, a diferencia de la gran mayoría de los estudios empíricos previos sobre movilidad intergeneracional, en general, y los que examinaron sus cambios temporales en

⁷ Para una descripción detallada de cada uno de los enfoques, ver Roemer (2004)

⁸ Para Roemer (1998, 2004) un “tipo” es el conjunto de individuos en la sociedad que comparten las mismas circunstancias.

⁹ Según Roemer (2004) aunque nuestras preferencias pueden haber sido inculcadas en gran medida durante la niñez, uno adquiere responsabilidad por ellas cuando se identifica con esas preferencias. Entonces, una persona debería ser responsabilizada por sus preferencias siempre y cuando esté conforme con ellas o las asuma voluntariamente como propias.

particular, en esta investigación se utiliza en forma explícita el enfoque de igualdad de oportunidades para evaluar el proceso de movilidad intergeneracional observado. Con este fin se adopta un concepto de igualdad de oportunidades menos estricto que el asumido implícitamente por la mayoría de la literatura aplicada. Así, se asume que la igualdad de oportunidades exige que la relación entre los ingresos de padres e hijos sea la misma en cualquier punto de la distribución. Esta hipótesis es, a diferencia de la más estricta que requiere una correlación intergeneracional del ingreso nula es más coherente con lo planteado por los modelos teóricos de transmisión intergeneracional como los desarrollados por Becker y Tomes (1979, 1986) o por Solon (2004). En efecto, la hipótesis más “radical” que exige la absoluta independencia entre ingresos de padres e hijos es poco realista e ignora la multiplicidad de canales por los que tiene lugar la transmisión de ingreso entre generaciones. Y, desde el enfoque de Roemer (2004), la inclusión de algunos de esos canales en el conjunto de circunstancias por las que debe compensarse a los individuos es ampliamente debatible. Además, conforme se afirmó previamente y considerando que uno de los canales de transmisión del ingreso entre padres e hijos es la inversión que los primeros realizan en el capital humano de los últimos, una correlación intergeneracional del ingreso nula puede no ser óptima desde el punto de vista social y de la eficiencia económica pues, como advierte Solon (2004), podría implicar que no existen retornos al capital humano, es decir, que un mayor capital humano no es retribuido con mayores ingresos.

Con el objetivo de testear esa hipótesis se utiliza el método de *splines quantile regression*. Este método fue implementado por Grawe (2004b) en un estudio de movilidad intergeneracional para los Estados Unidos aunque para testear otra hipótesis diferente, específicamente la existencia de restricciones crediticias que impiden a los padres realizar inversiones óptimas de capital humano. Sin embargo, dadas las limitaciones informativas existentes para la Argentina se propone una modificación de este método que consiste en utilizar un procedimiento de dos etapas en dos muestras con el objetivo de obtener una estimación del ingreso familiar en la adolescencia de los hijos adultos de la muestra principal. Por tanto, el método implementado, aquí denominado *Two-Sample Two-Stage Spline Quantile Regressions* (TS2SSQR) puede permitir explorar esta hipótesis para otros países que no cuentan información longitudinal de largo alcance. Asimismo, con el fin de evaluar los procesos de movilidad intergeneracional observados en cada año desde la visión de igualdad de oportunidades, se implementa el criterio propuesto por Benabou y Ok (2001a) para derivar y testear un ordenamiento parcial entre ellos.

3. Metodología

La movilidad intergeneracional puede caracterizarse a partir de distintos enfoques. Los estudios existentes, en general, utilizan dos métodos: uno paramétrico, basado en la estimación de un modelo de regresión log-lineal, y otro no paramétrico, basado en la estimación de matrices de transición. Cada uno de estos métodos permite estudiar distintos aspectos de la movilidad entre generaciones así como testear diferentes hipótesis de interés en relación con el concepto de igualdad de oportunidades. Además, los dos enfoques presentan ventajas y desventajas frente al otro. Por lo tanto, en esta investigación se utilizan ambos para caracterizar el nivel así como la evolución de la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina.

3.1. Enfoque paramétrico: modelo empírico y métodos 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 permanente¹⁰ 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

¹⁰ Se supone 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

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 de los padres 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.

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 (Ben-Porath, 1967; 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*”¹¹. 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 padres¹². Las estimaciones obtenidas por Haider y Solon (2006) para el coeficiente de pendiente en la regresión (2) denotado por λ_i , sugieren que el supuesto de que λ_i es igual a uno es más razonable cuando el ingreso actual es observado 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

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).

¹¹ Varios estudios (Grawe, 2003; Mazumder, 2005; Haider 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.

¹² Ver, por ejemplo, Grawe (2003); Dunn (2007); Núñez y Miranda (2007); Corak y Piraino (2010), entre otros.

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 vital¹³.

Con el objetivo de estimar las tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso, se considera, siguiendo a Lee y Solon (2007) así como a Aaronson y Mazumder (2008), el siguiente modelo empírico:

$$\begin{aligned}
 Y_{hict} = & \alpha + \Pi D_t + \Omega D_c + \beta Y_{pic} + \Psi D_c Y_{pic} + \Phi D_t Y_{pic} \\
 & + \gamma_1 A_{ict} + \gamma_2 A_{ict}^2 + \gamma_3 A_{ict}^3 + \gamma_4 A_{ict}^4 \\
 & + \delta_1 A_{ict} Y_{pic} + \delta_2 A_{ict}^2 Y_{pic} + \delta_3 A_{ict}^3 Y_{pic} + \delta_4 A_{ict}^4 Y_{pic} \\
 & + \theta_1 E_{ict} + \theta_2 E_{ict}^2 + \chi_1 E_{ict} Y_{pic} + \chi_2 E_{ict}^2 Y_{pic} + \varepsilon_{ict}
 \end{aligned} \quad (3)$$

Donde Y_{hict} es el log del ingreso familiar o laboral del i -ésimo hijo en el año t , nacido en la cohorte c ; Y_{pic} 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, E_i es la edad del padre del i -ésimo hijo menos 40 y ε_{ict} es el término de error. Para corregir el *life-cycle bias*, el modelo (3) incluyen términos de interacción entre el log del ingreso familiar y un polinomio de grado cuatro de la edad del hijo menos 30 así como términos de interacción entre el log del ingreso familiar y un polinomio cuadrático en la edad del padre menos 40¹⁴.

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 familiar 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. Esta estrategia de estimación, propuesta por Lee y Solon (2007), 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)¹⁵, fue propuesto por primera vez por Klevmarken (1982) y aplicado originalmente

¹³ 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.

¹⁴ La normalización a los 30 años, en el caso de la edad de los hijos y a los 40 años, para la edad de los padres, 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 no sólo para la edad de los padres sino también de los hijos 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.

¹⁵ 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 Pischke (2009), el estimador TS2SLS puede tener menos sesgo que el convencional 2SLS.

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). Los estudios empíricos de movilidad intergeneracional que más utilizaron el método TS2SLS a fin de solucionar la falta de información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente son los realizados para países europeos y en desarrollo¹⁶. 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 Núñez y Risco (2004), Núñez y Miranda (2007) y Lillard y Kilburn (1995) se emplean como variables instrumentales la edad y la educación del padre. La utilización de la educación del padre como una variable instrumental podría causar la inconsistencia del estimador TS2SLS si esta variable estuviera correlacionada con variables omitidas incluidas en el término de error de la ecuación (16), como habilidades de los hijos. No obstante, como ya fue dicho, el parámetro de interés es el efecto total que el ingreso de los padres tiene en 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, al utilizar los ingresos familiares predicho a partir de la edad y educación del padre en lugar del ingreso familiar real, el efecto de los factores asociados con estos instrumentos recibe una mayor ponderación pudiendo sesgar las estimaciones de la EII.

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 un momento en el pasado s , de la misma población que la muestra I, para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso familiar empleando como instrumento la edad y educación del padre:

$$Y_{pjs} = \gamma A_{pjs} + \omega_{pjs} + v_{pjs} \quad (4)$$

Donde A_{pjs} es un vector de variables instrumentales y v_{pjs} es un término de error independiente de A_{pjs} . 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 :

$$\hat{Y}_{pics} = \hat{\Theta} A_{pics} \quad (5)$$

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

Two-Sample Two-Stage Spline Quantile Regressions

Una forma de examinar las implicancias de las EII estimadas en términos de la existencia de igualdad de oportunidades en línea con el concepto de igualdad de oportunidades considerado es utilizando el método de *Spline Quantile Regressions* (SQR). Adoptando una concepción menos estricta de igualdad de oportunidades que la asumida implícitamente por varios estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional, se considera que la existencia de desigualdad de oportunidades implica que la relación entre los ingresos de padres e hijos debe ser la misma en cualquier cuantil de la distribución condicional de ingresos de los hijos. En términos operativos, ésta hipótesis puede ser analizada comparando, entre sí, los hijos de altos, medianos y bajos ingresos con padres de ingresos bajos y aquellos, en cada uno de esos tramos de ingresos, con padres de ingresos altos (Grawe, 2004a). La razón para

¹⁶ 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) y para Japón por Lefranc *et al.* (2008). La mayoría de los escasos estudios de movilidad intergeneracional del ingreso para América Latina aplican este método. 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.

considerar los cuantiles de la distribución condicional del ingreso de los hijos radica en el supuesto de que éstos no son responsables por el nivel de ingresos de sus padres, pero tienen algún control sobre su propio ingreso del cual son en parte responsables, por ejemplo, por el grado de esfuerzo que aplican en el trabajo. Entonces, si su ingreso es una función creciente de su responsabilidad y la responsabilidad está distribuida independientemente del ingreso de sus padres, cada cuantil de la distribución de ingreso de los hijos, condicional en el ingreso de sus padres, está asociado con un determinado grado de responsabilidad (o esfuerzo) ejercido por los hijos (Van der Gaer *et al.*, 2001 y Roemer, 1993).

Además el método SQR constituye, junto con las matrices de transición, una forma de examinar las no linealidades en la movilidad intergeneracional. Justamente, las regresiones por cuantiles ofrecen un enfoque más flexible para caracterizar la relación de ingresos entre padres e hijos en diferentes cuantiles de la distribución condicional de ingresos. El método *spline regression with knots*¹⁷, por su parte, permite examinar la variabilidad del grado de asociación intergeneracional del ingreso en diferentes puntos de la distribución del ingreso de los padres.

Formalmente, el modelo de interés adopta, en este caso, la siguiente forma:

$$Y_{hi} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q \hat{Y}_{pi} + \delta_{q,p_1} d_1(\hat{Y}_{pi} - k_{p_1}) + \dots + \delta_{q,p_k} d_k(\hat{Y}_{pi} - k_{p_k}) + \varepsilon_{qi} \quad (6)$$

Donde k_{p_j} , con $j = 1, \dots, k$ es el *knot* asociado con el nivel de ingreso correspondiente al percentil j -ésimo de la distribución de los padres y $d_{q,j}$, con $j = 1, \dots, k$ es una *dummy* tal que $d_{q,j} = 1$ si $\hat{Y}_{pi} \geq k_{p_j}$, A es un vector de variables de control.

Como no se cuenta con información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente, se utiliza las variables instrumentales previamente mencionadas para obtener una predicción de ese ingreso a partir de una muestra secundaria. Por lo tanto, se implementa el estimador de QR usando variables instrumentales (TSQR) que, conforme con Arias *et al.* (2001), tiene una interpretación de dos etapas análoga a la del estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS). Según Abadie *et al.* (2002), la relación entre el estimador TSQR y el de QR es análoga a la que existe entre el estimador 2SLS y el de OLS. En la primera etapa, se realiza una proyección de la variable explicativa, el logaritmo del ingreso familiar del padre en la adolescencia de los hijos adultos de la muestra principal, en los instrumentos, es decir, se estima la ecuación (4) por OLS. En la segunda etapa, se computa una QR del log del ingreso familiar del hijo en la proyección obtenida en la etapa previa, es decir, se estima la ecuación (6). Según Arias *et al.* (2001), el estimador de regresión por cuantiles en dos etapas (TSQR)¹⁸ está definido como cualquier vector que resuelve el problema de QR establecido en Koenker y Bassett (1978) para el modelo especificado en (6).

Corrección por sesgo de selección muestral

Por último, debe señalarse que la estimación del grado de movilidad intergeneracional de ingresos promedio y con QR puede estar sesgada cuando se emplea, como en esta investigación, muestras de padres e hijos coresidentes. Pocos estudios sobre movilidad intergeneracional analizan este sesgo de selección muestral¹⁹. Este sesgo surge porque se observa solamente los ingresos de hijos y padres que viven juntos y no se dispone de información sobre los padres que no residen con sus hijos (Nicoletti y Francesconi, 2006). Si la sub-muestra de individuos observados que residen con sus padres no es aleatoria, entonces la selección por coresidencia puede causar un sesgo en la estimación de la movilidad intergeneracional y llevar a una sub-representación de los ingresos reales de hijos adultos porque los que continúan viviendo con sus padres probablemente son aún estudiantes o no tienen ingresos suficientes para vivir independientemente. Si se asume que los hijos emancipados tienen, en promedio, mayores ingresos que los residentes con sus

¹⁷ Éstos son niveles de ingreso en la distribución correspondiente a los padres en los que la EI puede cambiar. Para más detalles ver Greene (2003, pp. 121-122).

¹⁸ Para una análisis de la distribución asintótica de este estimador ver Arias *et al.* (2001).

¹⁹ Entre los estudios empíricos que consideran la selección por coresidencia son menos aún, entre ellos se pueden mencionar los trabajos de Couch y Lillard (1998), Nicoletti y Francesconi (2006) y Nicoletti (2008).

padres y provienen de una familia rica, la movilidad estimada sería mayor que la verdadera al no poder incluir estas familias en la muestra. Por el contrario, si aquellos provienen de una familia pobre, la movilidad intergeneracional computada sería menor que la verdadera. Un resultado similar resulta de suponer que los hijos emancipados son pobres. La dirección del sesgo no es, pues, tan clara. No obstante, la correlación de ingresos entre padres e hijos es mayor para cualquier extremo de la distribución de ingresos, es decir, es más probable que el hijo pobre/rico provenga de una familia pobre/rica que de una rica/pobre. Entonces, este problema de selección lleva, en general, a subestimar la elasticidad entre el ingreso de los hijos y el de sus padres, es decir, a una sobrestimación de la movilidad intergeneracional (Sánchez Hugalde, 2004).

A fin de explorar el efecto de este problema de sesgo de selección muestral sobre las elasticidades intergeneracionales estimadas a partir de (3), se estima un modelo de selección clásico de Heckman (1979). En la primera etapa, se considera un modelo probit para la probabilidad que tiene un hijo de residir con su padre cuyo vector de parámetros θ se estima por máxima verosimilitud (ML). Este estimador es asintóticamente normal bajo condiciones generales y consistente si el modelo probit está correctamente especificado. En la segunda etapa, las estimaciones de los términos que corrigen por sesgo $\hat{\lambda}(\hat{\theta})$ de la inversa de la ratio de Mills son usados como variables independientes adicionales en la ecuación principal, el modelo (3), en este caso.

Para corregir las regresiones por cuantiles por sesgo de selección muestral se considera nuevamente un modelo de selección clásico. Siguiendo a Buchinsky (1998), en presencia del mecanismo de selección, el cuantil condicional del ingreso observado está dado por:

$$\text{Quant}_q(Y_{hq}|A_i, Y_{pi}) = \text{Quant}_q(Y_{hq}^*|A_i, Y_{pi}, R_i = 1) = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q \hat{Y}_{pi} + \text{Quant}_q(u_q|A_i, Y_{pi}, R_i = 1)$$

Donde R_i es un *dummy* igual a uno para los hijos que residen con sus padres y cero, en otro caso. En general, $\text{Quant}_q(u_q|A_i, Y_{pi}, R_i = 1) \neq 0$. Sin embargo, bajo determinados supuestos, $\text{Quant}_q(u_q|A_i, Y_{pi}, R_i = 1)$ es una función solamente de un índice desconocido p relacionado con la probabilidad que tiene un hijo de residir con su padre, por lo que la ecuación del ingreso familiar observado puede ser escrita como:

$$Y_{hi} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q \hat{Y}_{pi} + h_q(p) + \varepsilon_{qi} \quad (7)$$

Donde $h_q(p) \equiv \text{Quant}_q(u_{1q}|p, R_i = 1)$ y, por construcción, $\text{Quant}_q(\varepsilon_{1q}|p, R_i = 1) = 0$.

Conforme con el método propuesto por Buchinsky (1998, 2001), la función $h_q(p)$ desconocida puede ser aproximada a partir de una expansión de series siguiendo un procedimiento de dos pasos similar al introducido por Heckman (1979) y Newey (1991). En la primera etapa, se estima el modelo probit para obtener un estimador consistente de p . La función desconocida $h_q(p)$ puede ser aproximada por un polinomio en p , $\hat{h}_q(p) = \hat{\delta}_q P_S(\hat{p})$,

donde $P_S(\hat{p}) = (P_{S1}(\hat{p}), \dots, P_{SS}(\hat{p}))'$ es un vector polinomial en p . En la segunda etapa, se estima la siguiente ecuación por el método TSQR:

$$Y_{hi} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q \hat{Y}_{pi} + \delta_q P_S(\hat{p}_i) + \varepsilon_{qi} \quad \{i: R_i = 1\} \quad (8)$$

Como siempre se puede definir $P_{S1}(\hat{p}) \equiv 1$, el término constante no puede ser identificado separadamente de $\hat{h}_q(\hat{p}_i)$. En Buchinsky (1998), los términos del polinomio son construidos a partir de una serie de potencia como $P_{Sj}(p) = \lambda(\mu + \sigma p)^{j-1}$, donde $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ es la usual inversa de la ratio de Mills. Otras series de potencia también consideradas por el autor, incluyen: (i) $P_{Sj}(p) = [1 - \Phi(\mu + \sigma p)]^{j-1}$, (ii) $P_{Sj}(p) = p^{j-1}$ y (iii) $P_{Sj}(p) = (\hat{f}(p)/\hat{F}(p))^{j-1}$, donde $\hat{f}(\cdot)$ y $\hat{F}(\cdot)$ son las estimaciones no paramétricas de la densidad y la función de distribución acumulada de ε_i , respectivamente. En este trabajo, siguiendo a Nicoletti (2008), los términos del polinomio son construidos a partir de la serie de potencia (ii). En la expansión se incluyen tres términos porque, como advierte Buchinsky (1998), la introducción de términos adicionales puede generar problemas severos de multicolinealidad.

Por otra parte, como la variable Y_{pi} (el ingreso permanente del padre) es endógena, la ecuación (8) se estima con el método TSQR, incluyendo los términos adicionales

considerados en el modelo (6) que permiten examinar la variabilidad del grado de asociación intergeneracional del ingreso en diferentes puntos de la distribución del ingreso de los padres. Los errores estándares se computan con la técnica de *bootstrap*.

3.2. Enfoque no paramétrico: matrices de transición y test de dominancia

Las matrices de transición documentan los movimientos de los individuos entre diferentes clases de ingresos, específicamente las matrices intergeneracionales de transición por cuantiles indican la probabilidad que tiene un hijo de alcanzar un determinado cuantil de la distribución del ingreso, condicional al cuantil al que perteneció el padre. Este método permite observar no sólo si existe más o menos movilidad intergeneracional en los distintos tramos de la distribución del ingreso sino, también, la dirección de la movilidad (Jenkins y Siedler, 2007). Al mismo tiempo, las matrices de transición permiten analizar las asimetrías y otras no linealidades en la movilidad intergeneracional de ingresos. Sin embargo, una de las desventajas de este método es que no ofrece una medida única de movilidad que facilite las comparaciones temporales o de otro tipo. Y, aunque a partir de las matrices de transición es posible obtener indicadores que resuman las transiciones observadas, como advierten Van der Gaer *et al.* (2001), los índices existentes de movilidad intergeneracional del ingreso no ofrecen una buena medida del grado de igualdad de oportunidades. Sin embargo, el interés por este aspecto está siempre presente, implícita o explícitamente, cuando se analizan matrices de transición intergeneracional.

Formalmente, sea y_h el ingreso del hijo y y_p el ingreso del padre, una matriz de transición intergeneracional describe los movimientos entre y_h y y_p y constituye una transformación de una función de distribución acumulada dada por $K(y_h, y_p)$ que captura completamente el movimiento entre y_h y y_p . Para construir esta matriz de transición a partir de $K(y_h, y_p)$ es necesario determinar el número de clases de ingreso a considerar. Suponiendo m clases en cada distribución marginal de ingreso $F(y_h) \equiv K(y_h, \infty)$ y $G(y_p) \equiv K(\infty, y_p)$ y que los límites de estas clases o grupos de ingreso son respectivamente $0 < \xi_1 < \dots < \xi_{m-1} < \infty$ y $0 < \varsigma_1 < \dots < \varsigma_{m-1} < \infty$, la matriz de transición resultante es denotada por $P = \{p_{ij}\}$ y cada elemento p_{ij} es la probabilidad condicional de que un hijo se mueva a la clase j de ingreso y_h dada la clase i de ingreso y_p en que se encontraba su padre.

$$p_{ij} = \frac{\Pr(\varsigma_{i-1} \leq y_p \leq \varsigma_i \text{ y } \xi_{j-1} \leq y_h \leq \xi_j)}{\Pr(\varsigma_{i-1} \leq y_p \leq \varsigma_i)} \quad (9)$$

El denominador $\Pr(\varsigma_{i-1} \leq y_p \leq \varsigma_i) = \pi_i$ mide la probabilidad de que un individuo se encuentre en la clase i de y_p . Como señalan Formby *et al.* (2004) π_i y p_{ij} pueden ser interpretadas respectivamente como la proporción de individuos en la clase de ingreso i de y_p y la proporción de individuos en la clase i -ésima de y_p que se mueve a la clase j de y_h . En esta investigación se consideran 5 clases de ingreso por lo que se estiman matrices de transición entre quintiles de la distribución del ingreso de hijos y padres.

Conforme advierten Formby *et al.* (2004), la mayoría de los estudios empíricos sobre movilidad, en general así como sobre movilidad intergeneracional, en particular, han descuidado la implementación de algún procedimiento de inferencia estadística a partir de las matrices de transición y de los índices de movilidad que estiman. Sin embargo, es clara la importancia de computar y evaluar los errores estadísticos asociados con las probabilidades de transición. Esto es particularmente relevante en esta investigación considerando el objetivo de examinar la evolución o cambios temporales en la movilidad intergeneracional del ingreso. Entonces, a fin de determinar la existencia de una diferencia estadísticamente significativa de las probabilidades de transición intergeneracional estimadas en distintos períodos se estiman sus respectivos errores estándares utilizando el método *bootstrap*.

A partir de las matrices de transición y utilizando el enfoque propuesto por Benabou y Ok (2001a) es posible derivar un método para ordenar los procesos de movilidad de ingresos

conforme con el concepto de igualdad de oportunidades. Suponiendo que la movilidad es representada por medio de una matriz de transición $P = \{p_{ij}\}$ que modela la evolución de ingresos de los individuos, se asigna un nivel de ingreso η_i a cada una de las m clases de ingreso i , de forma tal que el vector de ingresos asociado a cada clase de ingreso es $\eta \equiv (\eta_1, \dots, \eta_m)'$ y se asume que $0 < \eta_1 < \dots < \eta_m$. En este esquema una distribución de ingreso corresponde a un vector de probabilidad $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_m)$ y el conjunto de oportunidades de una persona está representado por su ingreso esperado en el futuro (en la adultez) dada su ingreso de origen (el ingreso de su padre). Una matriz de transición P induce un proceso de movilidad M_P sobre $\{\eta_1, \dots, \eta_m\}$ en una forma natural:

$$M_P(y_{h_k} | y_{p_i}) = \sum_{j=1}^k p_{ij}, \quad k=1, \dots, m-1 \quad (10)$$

En consecuencia, las matrices de transición monótonas serán ordenadas por medio de un ordenamiento de los procesos de movilidad inducidos sobre las clases de ingreso en η con respecto a $\succeq_{eq}$. En este caso se dice que la matriz P es más igualadora de oportunidades (o progresiva) que Q sobre el espacio de clases $\{\eta_1, \dots, \eta_m\}$, esto es $P \succeq_{eq}^\eta Q$ siempre que $M_P \succeq_{eq}^\eta M_Q$. En otras palabras, $P \succeq_{eq}^\eta Q$ significa que la distribución condicional de ingresos esperados (oportunidades) inducida por P es más igual que la inducida similarmente por Q para todas las distribuciones de ingreso iniciales π definidas sobre $\{\eta_1, \dots, \eta_m\}$. Esta distribución condicional de ingresos esperados para una fracción π_i de la población está dado por

$$e_P(\eta_i) = \sum_{j=1}^m p_{ij} \eta_j \quad (11)$$

De la misma forma, dado un vector de ingresos por clases η , se dice que P es igualadora (o progresiva) si $P \succeq_{eq}^\eta I$ donde I es la matriz identidad de $m \times m$. El siguiente teorema, demostrado por Benabou y Ok (2001a) ofrece un método para testear si dos matrices de transición pueden ser ordenadas sobre la base de $\succeq_{eq}$ dado un vector de ingresos por clase η : Sea $\eta \in \mathbb{R}_{++}^m$ (con $0 < \eta_1 < \dots < \eta_m$) y sean P y Q dos matrices de transición monótonas²⁰, las siguientes afirmaciones son equivalentes:

- (i) $P \succeq_{eq}^\eta Q$;
- (ii) $\frac{e_P(\eta_1)}{e_Q(\eta_1)} \geq \dots \geq \frac{e_P(\eta_m)}{e_Q(\eta_m)}$;
- (iii) $(D^* - D_*)[P\eta\eta'Q'] \geq 0$ donde $D^*[A]$ denota la primer superdiagonal de cualquier matriz cuadrada A y $D_*[A]$ denota su primera subdiagonal.

La condición (ii) establece que los ingresos esperados (“oportunidades”) son igualados a una tasa más rápida bajo el proceso de movilidad asociado con P que bajo aquel representado por Q . La condición (iii) es la que ofrece una forma operativa de testear el ordenamiento entre dos procesos de movilidad matrices de transición. En esta investigación se estimó esta condición (iii) para ordenar las matrices de transición intergeneracional computadas para distintos años del período bajo análisis en términos del nivel de igualdad de oportunidades que representan así como para evaluar si el proceso de movilidad representado por la matriz de un año determinado fue o no igualador (progresivo) comparándola con el resultado que se hubiera obtenido bajo una perfecta persistencia de la situación inicial representada por la matriz identidad.

Desde el punto de vista del bienestar social, es posible probar que P no implica un menor ingreso promedio que Q por lo que $P \succeq_{eq}^\eta Q$ tiene fuertes implicancias en términos de utilidad²¹.

Puesto que Benabou y Ok (2001a) no mencionan ningún test estadístico particular para probar la condición (iii), en esta investigación, se utiliza el enfoque de unión-intersección

²⁰ Una matriz de transición se dice que es monótona si un individuo en la clase de ingreso $i+1$ enfrenta una mejor lotería sobre su ingreso futuro que un individuo en la clase de ingreso i .

²¹ Para más detalles sobre este punto ver el Corolario 1 del Teorema 2 en Benabou y Ok (2001a).

desarrollado por Bishop *et al.* (1992)²². Así, para testear la hipótesis nula global H_0 : $(D^* - D_*)[P\eta\eta'Q'] = 0$ frente a la alternativa H_1 : $(D^* - D_*)[P\eta\eta'Q'] \geq 0$ se prueban las m sup-hipótesis nulas asociadas con H_0 , esto es, $H_{0,i} = r_i - r_{i+1} = 0$ contra las alternativas $H_{1,i} = r_i - r_{i+1} \geq 0$, donde

$$r_i - r_{i+1} = \frac{e_p(\eta_i)}{e_Q(\eta_i)} - \frac{e_p(\eta_{i+1})}{e_Q(\eta_{i+1})} \text{ y } i=1, \dots, m. \text{ La hipótesis conjunta } H_0 \text{ es la intersección lógica de las}$$

m $H_{0,i}$ y de la alternativa conjunta H_1 es la unión lógica de las m $H_{1,i}$. Las subhipótesis deben ser testeadas simultáneamente, manteniendo constante la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula. Esto se cumple testeando las *t-statistics* asociadas con cada una de las subhipótesis como una *Studentized maximum modulus (SMM) variate* con m e infinitos grados de libertad. Conforme con las tablas de la distribución SMM reportadas en Stoline y Ury (1979), para $m=4$, los valores críticos al 5% y 1% de significancia son 2.928 y 3.402 respectivamente. Los órdenes parciales de *rank-dominance* son determinados como sigue. Si no es posible rechazar $H_{0,i}$ para todas las i , se falla en rechazar la hipótesis nula conjunta y se consideran a las dos matrices como equivalentes desde el enfoque de igualdad de oportunidades. El rechazo de $H_{0,i}$ para cualquier i implica el rechazo de H_0 y requiere diferenciar entre dominancia y no comparabilidad. Si existe al menos una diferencia positiva estadísticamente significativa y no existen diferencias negativas significativas, es posible concluir que $P \succeq_{eq}^{\eta} Q$. Finalmente si se encuentran tanto diferencias positivas como negativas significativas, se concluye que P y Q son no comparables bajo el criterio de *rank-dominance*.

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 2011²³.

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. 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 (Núñez y Miranda, 2007). No obstante, en la Argentina un elevado porcentaje de la población total habita en centros urbanos, por lo que, actualmente, la EPH representa aproximadamente el 70% de la población urbana y el 60% de la población total del país.

La muestra principal de hijos adultos utilizada en las estimaciones proviene de la EPH en su modalidad puntual, para el período 1995-2004 y de la EPH en su modalidad continua, para el período 2003-2011²⁴. Dado el método implementado para estimar el ingreso paterno

²²Formby *et al.* (2004), en cambio, utilizan una versión de la estadística de Wald general. Esto requiere la estimación previa de la matriz de covarianzas asociada con el vector cuya significancia estadística se está testeando que depende de la estructura de covarianzas asociada con cada una de las matrices de transición que se comparan. Pero, conforme lo demuestran Formby *et al.* (2004), la estructura de varianza-covarianza de la matriz de transición por cuantiles es mucho más complicada que lo que la simple intuición sugiere debido, principalmente, a que los límites de cada clase son estocásticos y su variabilidad debe ser tenida en cuenta en el cómputo de la varianza. Por lo tanto, se adopta aquí un procedimiento más simple basado en el enfoque de Bishop *et al.* (1992), estimando las varianzas de cada una de las subhipótesis consideradas a partir del método de *bootstrap*.

²³ Las limitaciones informativas, que se describen más adelante, para obtener la muestra secundaria necesaria para la estimación impiden considerar años anteriores a 1995.

²⁴ 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 EPH 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

en la niñez o adolescencia de cada hijo adulto de la muestra principal, se consideran sólo a los hijos de 25 a 45 años que nacieron entre 1966 y 1985.

Por otra parte, la elección del rango etario para los hijos así como del año inicial del período analizado 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 adolescentes²⁵, 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 1984-2003, 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 se encuentran en sus años de escolaridad, es decir, cuando tienen entre 6 y 18 años²⁶. Estas inversiones constituyen una de las principales fuentes de transmisión socioeconómica entre generaciones. Entonces, los hijos que tienen entre 25 y 45 años en cada año del período 1995-2011, tenían 18 años o menos, en algún año del período 1984-2003, 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 cubiertos²⁷, así como el número de observaciones incluidas en la muestra principal y secundaria se reduciría drásticamente.

Cuadro 1. Edades según cohortes de nacimiento y año

Cohorte de nacimiento	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	2011
1 1966	18											29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
2 1967		17	18									28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44
3 1968			16	17	18							27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
4 1969				15	16	17	18					26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
5 1970					14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
6 1971						14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
7 1972							14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
8 1973								14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
9 1974									14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
10 1975										14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
11 1976											14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
12 1977												14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
13 1978													14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32	33
14 1979														14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31	32
15 1980															14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30	31
16 1981																14	15	16	17	18			25	26	27	28	29	30
17 1982																	14	15	16	17	18			25	26	27	28	29
18 1983																		14	15	16	17	18			25	26	27	28
19 1984																			14	15	16	17	18			25	26	27
20 1985																				14	15	16	17	18			25	26
21 1986																					14	15	16	17	18			25

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los números sombreados corresponden a las edades y años utilizados en la muestra principal.

Conforme se observa en el Cuadro 1, en este análisis el rango etario de los hijos varía en cada año, por lo que para corregir por este hecho las estimaciones, siguiendo a Lee y Solon (2007), se incluyeron en todas las especificaciones del modelo estimado controles detallados por edad. En el Cuadro A1 del Apéndice se reporta el número de observaciones muestrales así como el promedio ingreso familiar de cada hijo de la muestra principal computado en su adultez y estimado en su adolescencia.

Otra fuente de datos utilizada en esta investigación es la Encuesta de Percepción de Planes Sociales (EPPS). Este encuesta fue realizada entre mediados de junio y mediados de agosto de 2007 por Equipos MORI Argentina y el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales de la Universidad Nacional de La Plata (CEDLAS) en el marco del proyecto “Política de Ingresos en Argentina” de la Unidad de Protección Social para América

eliminaron las observaciones repetidas, dejando una observación para cada individuo en cada año a fin de no sesgar los resultados.

²⁵ 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.

²⁶ 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.

²⁷ Los aglomerados cubiertos por las EPH desde 1984 hasta el 2011 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.

Latina y el Caribe del Banco Mundial. En cuanto a los criterios del muestreo, se elaboró una muestra probabilística de diseño multietápico estratificado por tamaño de localidades y regiones del país de 2.500 entrevistas cara a cara efectivas a jefes de hogar y cónyuges residentes en hogares particulares de todo el territorio de la Argentina. Por lo tanto, la muestra es representativa de hogares a nivel nacional, regional y urbano-rural (CEDLAS-MORI-BM, 2007). En el contexto del presente estudio, esta encuesta tiene la ventaja de ofrecer información sobre la edad y educación de los padres para todos los encuestados con lo que no se incurriría en el problema de sesgo de selección por coresidencia potencialmente existente en la muestra de la EPH. Por lo tanto, la EPPS permite, además de obtener estimaciones alternativas de la movilidad intergeneracional, analizar la robustez de los resultados derivados con la EPH que es la única fuente de datos disponibles con la que es posible examinar la evolución temporal de la movilidad intergeneracional en la Argentina.

5. Resultados

5.1. Tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso

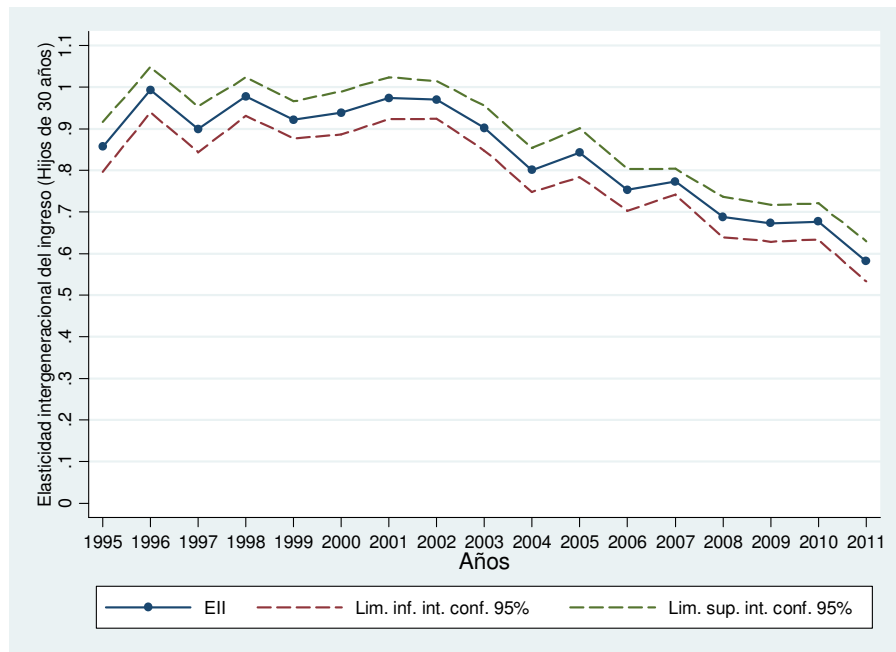
En esta sección se presentan las EII computadas a partir de la estimación de distintas especificaciones del modelo (3) para el período 1995-2011. Conforme con los resultados obtenidos, la EII promedio del período 1995-2011, para hijos de 30 años, es igual a 0.783 y estadísticamente significativa a un nivel del 1%. Este elevado valor de la EII sugiere que la persistencia intergeneracional del ingreso fue, en promedio, relativamente alta durante los últimos diecisiete años.

En el Gráfico 1 se observa la variación temporal de la EII que captura sólo los efectos del año en el que el ingreso familiar del hijo es observado, es decir, en la estimación no se introducen las interacciones de cohorte. Estos 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. La EII así calculada, conforme puede apreciarse con claridad en el gráfico, se muestra sensible a las fluctuaciones de la actividad económica agregada. En la segunda mitad de los noventa, la movilidad intergeneracional presenta un comportamiento bastante fluctuante, variando desde 0.857 se incrementó entre 1995 y 1996, luego, cayó en 1997, para incrementarse nuevamente en 1998 cayó hasta el 2001, incrementándose durante la crisis macroeconómica del 2001-2002 desde 0.851 a 1.01, este último valor indica una persistencia perfecta intergeneracional de los ingresos. Durante el período 2003-2011, la EII presenta una marcada tendencia decreciente, cayendo desde 0.879 a 0.527 conforme se deduce de las estimaciones que consideran sólo los efectos de año. Cabe destacar que todos los cambios mencionados resultan estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5% conforme se deduce de los intervalos de confianza computados utilizando la técnica del *bootstrap*.

En el Gráfico 2 se observa la evolución de 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. Conforme se mencionó en la sección metodológica, las diferencias en las EII entre cohortes de nacimiento pueden reflejar, entre otros factores, una exposición distinta a la provisión de inversiones públicas, especialmente las relacionadas con el capital humano. En general, los resultados muestran una variabilidad considerable del grado de asociación de ingresos entre generaciones a lo largo de las cohortes consideradas. En particular, se observan diferencias significativas en la EII para las cohortes nacidas entre 1966 y 1969, que varía desde 0.794 - el valor de la correlación de ingresos estimada para la cohorte de 1968 - hasta 1 - una perfecta persistencia intergeneracional de ingresos para la cohorte de 1969. Luego, la movilidad intergeneracional presenta un incremento significativo entre las cohortes 1969 y 1972, una caída considerable en la cohorte siguiente, con una EII estimada de 0.935. A partir de allí, la movilidad intergeneracional del ingreso muestra una marcada tendencia decreciente, cayendo un 56%, aproximadamente, hasta ubicarse en un valor de 0.412 en la cohorte de 1986. Esta tendencia decreciente en la EII para las cohortes más jóvenes es un resultado que se encuentra en línea con la evidencia empírica disponible

para otros países. Nuevamente, debe señalarse que todos los cambios mencionados son estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5%.

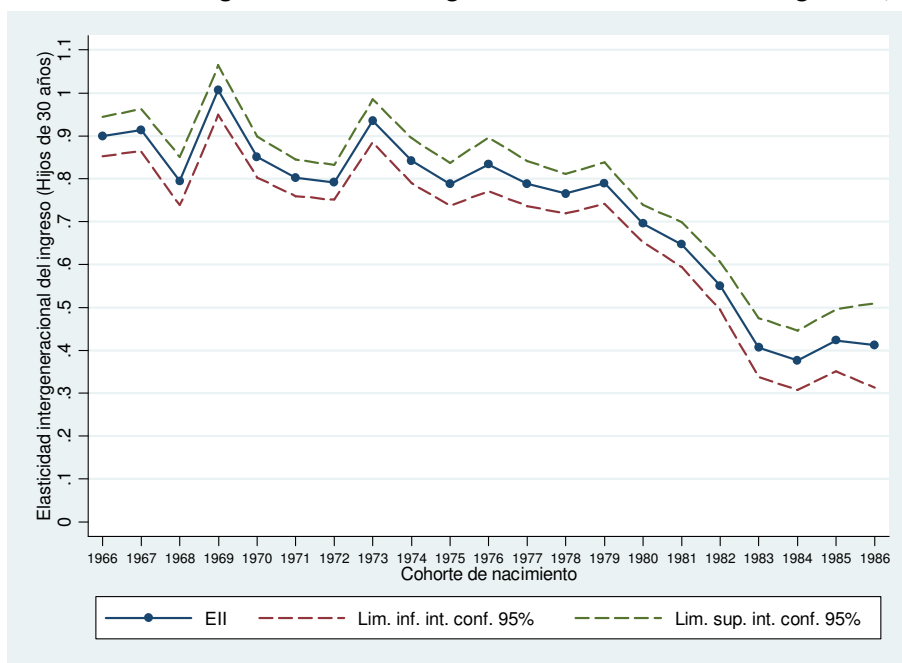
Gráfico 1. Elasticidad intergeneracional del ingreso. Efectos de año. Argentina, 1995-2011.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*.

Gráfico 2. Elasticidad intergeneracional del ingreso. Efectos de cohorte. Argentina, 1995-2011



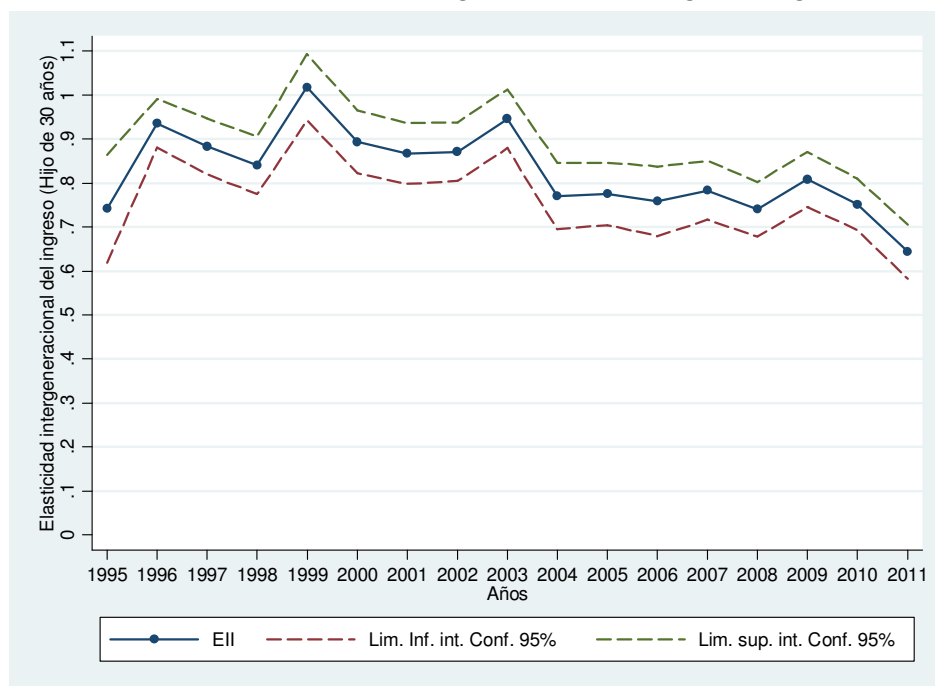
Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*.

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 surge claramente del Gráfico, en general, la trayectoria

temporal de la EII para un adulto de 30 años es relativamente similar a la obtenida considerando sólo los efectos de año. Así, la EII varió significativamente durante la segunda mitad de los noventa: se incrementó entre 1995 y 1996, de 0.741 a 0.936, luego, a partir de este año y hasta 1998, cayó en 0.096, es decir, un 10% aproximadamente, pero, en 1999, la aumentó significativamente de 0.84 a 1.02. A partir de este último año, hasta alcanzar un valor de 0.867 en 2001. Durante la crisis macroeconómica del 2001-2002 y hasta el 2003, la persistencia de ingresos entre generaciones aumentó un 9.1%. Finalmente, entre 2003 y el 2011, la elasticidad intergeneracional muestra una tendencia decreciente. Así, entre esos años, cayó un 32% hasta ubicarse en el valor más bajo del período, en el 2011: 0.644. No obstante, este valor es aún es relativamente elevado, al menos en comparación con las EII estimadas para otros países, particularmente, países desarrollados de Europa²⁸. Por último, cabe realizar dos observaciones. En primer lugar, la considerable estabilidad de la persistencia intergeneracional del ingreso durante 2004-2008, un período de fuerte recuperación económica. En segundo lugar, la caída registrada en la movilidad intergeneracional del ingreso entre 2008 y 2009, esto es, durante la última crisis económica internacional, cuando la EII estimada se incrementó de 0.74 a 0.946. Nuevamente, debe señalarse que todos los cambios mencionados resultan estadísticamente significativos, a un nivel de 5% conforme con los errores estándares computados utilizando el método *bootstrap*.

Gráfico 3. Tendencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso. Argentina, 1995-2011.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

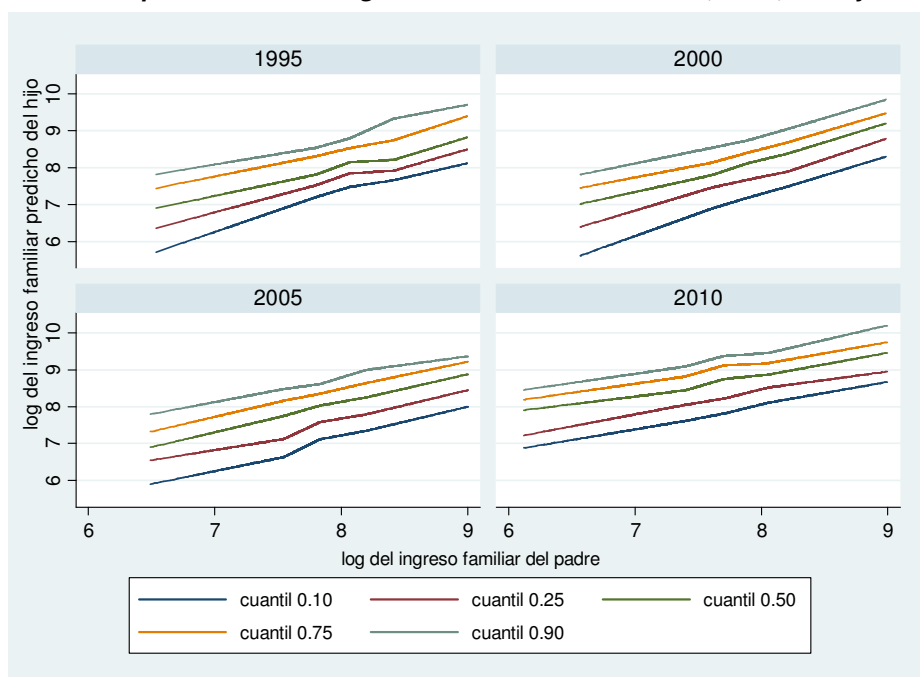
Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*.

Si se adopta el concepto más “radical” de igualdad de oportunidades, denotado como EO₄ por Roemer (2004), los resultados previos sugieren que en la Argentina, durante todo el período de análisis es posible rechazar la hipótesis de existencia de igualdad de oportunidades puesto que, lejos de existir una correlación intergeneracional del ingreso nula, en todos los años considerados se observa una correlación positiva y estadísticamente significativa entre el ingreso familiar de padres e hijos. Sin embargo, debe advertirse que los elevados valores observados en la EII a lo largo de todo el período de análisis podrían estar sobreestimados como resultado de los instrumentos utilizados para estimar el ingreso familiar de los padres en la adolescencia de cada hijo adulto de la muestra principal.

²⁸ En Jiménez (2011a) puede consultarse los Cuadros 1 y 2 que resumen las EII estimadas para otros países desarrollados y en desarrollo. Cabe advertir no obstante que las diferencias metodológicas entre los estudios limita la comparabilidad de estas estimaciones.

Además, como se señaló previamente, esa concepción de igualdad de oportunidades (EOp4) puede resultar demasiado extrema y socialmente inaceptable. Por lo que con el objetivo de explorar una hipótesis menos estricta que no requiere para la existencia de igualdad de oportunidades una correlación nula entre el ingreso de padres e hijos sino el mismo grado de asociación intergeneracional en distintos puntos de la distribución condicional de los hijos, se estiman las elasticidades a partir de las *splines functions*. Por otra parte, más allá de analizar las implicancias de las estimaciones obtenidas en términos de esta concepción de igualdad de oportunidades, las EII así estimadas permiten analizar la existencia de no linealidades en la asociación intergeneracional del ingreso de padres e hijos que, como señala Grawe (2004a) pueden mejorar nuestra comprensión del proceso de transmisión intergeneracional. Así, bajo el supuesto de que la habilidad de los hijos está positivamente asociada con su ingreso, la comparación de las tasas de movilidad en diferentes niveles de resultados (ingresos) obtenidos por los hijos podría permitir explorar, por ejemplo, si el grado de persistencia intergeneracional promedio es el resultado de la capacidad de los padres de transmitir sus ventajas a sus hijos más hábiles o, más bien, refleja la provisión paterna de protección y seguridad a favor de los hijos menos hábiles nacidos en familias de altos.

Gráfico 4. *Splines Quantile Regressions* estimadas en 1995, 2000, 2005 y 2010.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Las *splines quantile regression* se estimaron para cuatro años del período bajo análisis separados por un intervalo de 5 años e incluyen tres *knots* definidos en el 25^{to}, 50^{mo}, 75^{to} percentil de la distribución del ingreso familiar predicho en la adolescencia de los hijos adultos de la muestra principal. Por lo tanto, las EII son estimadas para cada uno de los cuantiles de la distribución del ingreso familiar de los padres.²⁹

Conforme se aprecia en Gráfico 4 y contrario a lo que sugiere la hipótesis de igualdad de oportunidades considerada en esta investigación, el grado de asociación entre el ingreso de padres e hijos varía en distintos puntos de la distribución condicional de los hijos, en cada uno de los años analizados. En efecto, las EII en algunos cuantiles, para distinto tramos de

²⁹ No se incluyeron *knots* adicionales por varias razones. En primer lugar, las estimaciones de las EII para determinados tramos de la distribución de los padres estarían basadas en una escasa cantidad de observaciones por lo que serían menos precisas y más sensibles a posibles *outliers*, en particular en algunos cuantiles de la distribución condicional del ingreso de los hijos. En segundo lugar, las estimaciones obtenidas con *knots* adicionales no muestran diferencias estadísticamente significativas, en algunos cuantiles, entre las EII computadas para intervalos más pequeños de la distribución del ingreso familiar de los padres. Por último, la hipótesis en relación con la existencia de igualdad de oportunidades que se intenta explorar a partir de estas *splines regressions* no requieren un mayor número de *knots* que los considerados.

la distribución del ingreso familiar estimado en la adolescencia son significativamente diferentes.

Por otra parte, en general, las funciones de ingreso condicional de los hijos en los 5 cuantiles considerados parecen ser crecientes en el ingreso de los padres en la mayor parte del soporte de la distribución del ingreso familiar en la adolescencia. Esto podría sugerir que, independientemente del cuantil de la distribución en la que se encuentren los hijos, aquellos nacidos en familias de bajos ingresos tienen más probabilidades de obtener menores ingresos que aquellos nacidos en familias de altos ingresos. Sin embargo, en algunos de los cuantiles considerados y en determinados años, las funciones de ingreso condicional de los hijos parecen no ser monótonicamente crecientes con el ingreso de los padres. Por lo que si bien, existe una asociación positiva y significativa entre el ingreso familiar de padres e hijos en la Argentina, conforme surge de los resultados obtenidos previamente (ver Gráfico), esta relación parece existir sólo en promedio y no en un sentido más amplio relacionado con el concepto de monotonicidad estocástica³⁰.

Por último, conforme surge de los gráficos A1 a A4 del apéndice, las principales conclusiones derivadas en esta sección, en general, no cambian cuando se analizan los resultados obtenidos corrigiendo por el potencial problema de sesgo de selección muestral asociado con utilizar una muestra de hijos que residen con sus padres, debido a que sólo para ellos se dispone de la información necesaria para implementar el método de estimación utilizado en esta investigación con el objetivo de analizar la movilidad intergeneracional del ingreso y su evolución temporal.

5.2. Comparaciones temporales de los niveles de movilidad con matrices de transición

Otra forma de caracterizar el proceso de movilidad intergeneracional es a partir de matrices de transición. En el Cuadro 2 se reportan las matrices de transición que vinculan el quintil de ingreso familiar de los hijos de 25 a 45 años con el estimado, durante su adolescencia, para sus padres. Para clasificar a los hijos en cada uno de los quintiles de origen se empleó su ingreso familiar estimado en su adolescencia conforme con el método de dos etapas presentado en la sección 3.1. En la primera etapa, se usaron los datos de padres de hijos entre 14 y 18 años obtenidos de las EPH de 1984 a 2003 para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso familiar (4), incluyendo como variables explicativas *dummies* por aglomerado de residencia. En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron - conforme con la ecuación (5)- las predicciones del ingreso familiar que los hijos adultos incluidos en la muestra principal obtenida de la EPH de 1995 a 2011, tenían cuando eran adolescentes entre 1984 y 2003 según su cohorte de nacimiento.

En general, las cuatro matrices separadas por un intervalo de cinco años presentan un patrón muy similar. La comparación de los elementos de la diagonal principal de cada una de las matrices de transición revela una clara asimetría en la inmovilidad intergeneracional, con una mayor persistencia del ingreso entre padres e hijos que se encuentran en los quintiles extremos de la distribución. Así, en los cuatro años considerados más del 34% de los hijos que fueron clasificados en el quintil más bajo de la distribución del ingreso familiar en su adolescencia permanecen en ese mismo quintil en su adultez. En tanto que, la tasa de persistencia intergeneracional en el quintil más alto no es menor al 39% en los cuatro años considerados³¹. Sin embargo, este resultado podría reflejar, en parte, el denominado *floor effect* debido a que si los padres estaban en el quintil más bajo de la distribución del ingreso

³⁰ Formalmente, el concepto de monotonicidad estocástica establece que para cada $y \in \Upsilon$, $F_{Y|X}(y|x) \leq F_{Y|X}(y|x')$ siempre que $x \geq x'$ para $x, x' \in \mathcal{X}$, donde Υ y $\mathcal{X}$, respectivamente, son los soportes de Y y X que denotan dos variables aleatorias cuya distribución conjunta es absolutamente continua con respecto a la medida de Lebesgue en $\mathbb{R}^2$ y donde $F_{Y|X}(\cdot|x)$ denota la distribución de Y condicional en $X=x$ (Lee *et al.*, 2009). Este aspecto es analizado en otro estudio aún en desarrollo.

³¹ Este resultado contrasta con el reportado por Núñez y Miranda (2007) para Chile que encuentran, a partir de una muestra de padres e hijos, un mayor grado de persistencia intergeneracional en el quintil más alto de la distribución del ingreso (0.47 - 0.57). En línea con este resultado, Dearden *et al.* (1997) encuentran que, en Estado Unidos, la mayor proporción de hijos que permanecen en el mismo quintil de su padre son también los del quintil más alto de ingresos, con una proporción de 0.52 para los hijos y 0.48 para las hijas. A su vez, este último hallazgo confirma el previamente reportado por Zimmerman (1992) en su estudio empírico para el mismo país. También, Piraino (2006) obtiene un resultado similar para Italia, con una proporción de hijos en el cuartil más alto de ingresos al igual que sus padres de 0.48. En cambio, las matrices de transición computadas por Labar (2007) para China, a partir de una muestra de hijos e hijas, muestran un alto grado de inmovilidad en los dos extremos de la distribución.

familiar, sus hijos pueden solamente moverse en forma ascendente, ocurriendo lo contrario para aquellos en el quintil más alto (Corak y Heisz, 1999).

Además, cabe destacar que la proporción de hijos que permanecen en el quintil de ingresos más bajos, luego de caer entre 1995 y 2000 del 41.7% al 36.1%, permaneció sin cambios estadísticamente significativos hasta el 2010. En tanto que la tasa de persistencia intergeneracional de los hijos en el quintil más rico muestra una caída significativa entre 2005 y 2010 de 6 puntos porcentuales. Cuando la comparación se hace entre puntas del período analizado, el porcentaje de hijos que permanece en el quintil más bajo y el de aquellos en persisten en el más alto disminuyeron de 41.7% a 34.4%, el primero y de 47.6% a 39.8%, el segundo, entre 1995 y 2010.

Cuadro 2. Matrices de transición, 1995, 2000, 2005, 2010.

Quintil de ingreso familiar en la adolescencia	Quintil de ingreso familiar en la adultez				
	1	2	3	4	5
1995					
1	0.417 (0.017)	0.265 (0.014)	0.151 (0.011)	0.112 (0.010)	0.054 (0.007)
2	0.224 (0.016)	0.250 (0.013)	0.234 (0.017)	0.203 (0.015)	0.089 (0.010)
3	0.170 (0.021)	0.198 (0.020)	0.216 (0.020)	0.259 (0.024)	0.157 (0.015)
4	0.124 (0.018)	0.178 (0.021)	0.223 (0.020)	0.253 (0.022)	0.222 (0.021)
5	0.066 (0.016)	0.108 (0.013)	0.177 (0.018)	0.174 (0.024)	0.476 (0.025)
2000					
1	0.361 (0.011)	0.243 (0.011)	0.213 (0.011)	0.126 (0.011)	0.056 (0.007)
2	0.229 (0.015)	0.227 (0.016)	0.236 (0.016)	0.196 (0.017)	0.111 (0.011)
3	0.189 (0.017)	0.196 (0.015)	0.231 (0.016)	0.230 (0.016)	0.155 (0.016)
4	0.141 (0.018)	0.203 (0.018)	0.174 (0.015)	0.234 (0.017)	0.248 (0.018)
5	0.079 (0.010)	0.130 (0.013)	0.147 (0.016)	0.212 (0.015)	0.432 (0.023)
2005					
1	0.369 (0.016)	0.267 (0.017)	0.199 (0.013)	0.117 (0.011)	0.048 (0.007)
2	0.261 (0.018)	0.242 (0.020)	0.198 (0.017)	0.187 (0.014)	0.112 (0.011)
3	0.166 (0.014)	0.230 (0.018)	0.213 (0.020)	0.248 (0.017)	0.143 (0.014)
4	0.133 (0.013)	0.167 (0.015)	0.229 (0.021)	0.235 (0.020)	0.236 (0.019)
5	0.068 (0.013)	0.097 (0.016)	0.162 (0.018)	0.212 (0.019)	0.461 (0.024)
2010					
1	0.344 (0.012)	0.290 (0.011)	0.173 (0.011)	0.150 (0.009)	0.044 (0.006)
2	0.219 (0.014)	0.263 (0.014)	0.208 (0.014)	0.220 (0.013)	0.090 (0.008)
3	0.194 (0.015)	0.205 (0.016)	0.198 (0.014)	0.198 (0.009)	0.206 (0.016)
4	0.145 (0.013)	0.150 (0.015)	0.210 (0.013)	0.233 (0.015)	0.262 (0.013)
5	0.099 (0.014)	0.092 (0.012)	0.212 (0.013)	0.199 (0.016)	0.398 (0.019)

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados con el método *bootstrap*.

Por otra parte, en las cuatro matrices de transición se observa que la probabilidad de alcanzar el quintil más alto de la distribución crece monótonicamente con el quintil de ingreso de origen. Así, mientras la proporción de hijos que logran moverse del primer quintil de origen al quintil más alto de la distribución de ingreso familiar en su adultez es menor al 6%³², el porcentaje de los que, teniendo un padre con un ingreso familiar en un quintil superior, realizan el mismo movimiento ascendente es mayor a ese valor en todos los años considerados. Además, entre 1995 y 2010, la probabilidad de transición del quintil más bajo al más alto no se modificó significativamente, en tanto que, la tasa de transición inversa, esto es, del quintil más alto al más bajo, aumentó de 6.6% a 9.9%, siendo este cambio estadísticamente significativo. Asimismo, conforme surge de los resultados reportados en el Cuadro 3, el índice general de movilidad ascendente que mide la proporción de hijos que se ubican en un quintil superior al de sus padres, cualquiera sea éste, se incrementó de 34.9%

³² Este es un hallazgo que, en general, se encuentra en línea con la evidencia internacional. En particular, Núñez y Miranda (2007) obtienen un resultado similar para Chile, con probabilidades de transición del quintil más bajo al más alto y viceversa, de 0% a 8%. En tanto que, en el estudio empírico de Blanden *et al.* (2005), para Gran Bretaña esas probabilidades varían del 11% al 17% para hijos varones.

a 36.7% entre 1995 y 2010, aunque disminuyó al año siguiente, por lo que no presenta cambios estadísticamente significativos entre 1995 y 2011. Por su parte, el índice general de movilidad descendente, esto es, la proporción de hijos que se movieron a un quintil inferior al que ocupaban sus padres en su adolescencia, también aumentó de 32.7%, en 1995 a 34.5%, en 2010 y a 36.7%, en 2011. Por último, debe señalarse que mientras en 1995, el índice de movilidad ascendente es mayor, en 2 pp, al de movilidad descendente, en 2011, ambos indicadores no presentan diferencias estadísticamente significativas.

Cuadro 3. Índices de movilidad ascendente y descendente computados a partir de las matrices de transición. 1995, 2000, 2005, 2010, 2011.

Año	1995	2000	2005	2010	2011
Índice de movilidad ascendente	0.349 (0.008) [0.333 0.364]	0.363 (0.007) [0.349 0.376]	0.351 (0.009) [0.334 0.369]	0.367 (0.007) [0.353 0.381]	0.357 (0.008) [0.342 0.372]
Índice de movilidad descendente	0.327 (0.008) [0.312 0.342]	0.339 (0.007) [0.325 0.353]	0.346 (0.009) [0.329 0.363]	0.345 (0.006) [0.333 0.357]	0.367 (0.008) [0.352 0.382]

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados con el método *bootstrap* y entre corchetes se reportan los límites del intervalo de confianza al 95%.

Se evalúan a continuación los procesos de movilidad representados en cada una de las matrices de transición consideradas a partir del enfoque de igualdad de oportunidades, utilizando el criterio propuesto por Benabou y Ok (2001a) descrito en la sección 3.2. Una de las condiciones necesarias para implementar este criterio de ordenamiento parcial es que los procesos de movilidad deben compararse considerando un mismo vector de ingresos iniciales $\eta \equiv (\eta_1, \dots, \eta_m)'$. Para construirlo se computaron, en cada uno de los años considerados y para cada quintil, los ingresos promedios familiares estimados en la adolescencia de cada hijo adulto. Es claro que, como se estimaron matrices de transición quintílicas, la distribución de η es, en este caso, $\pi = (0.2, 0.2, 0.2, 0.2, 0.2)$. En el Cuadro 4 se presentan los resultados del test de dominancia de Benabou-Ok que permiten evaluar si los procesos de movilidad intergeneracional observados en 1995, 2000, 2005 y 2010 son igualadores o desigualadores de oportunidades en comparación con un régimen de inmovilidad que mantendría inalterada la situación inicial y que es representado por la matriz identidad. Las columnas denotadas con e_{Mt} y e_t representan los ingresos esperados por los hijos adultos en cada año t , dado el vector inicial de ingreso familiar estimado para los padres por quintil y los procesos de movilidad (o inmovilidad) representados por las matrices M_t y la matriz identidad I . Las columnas siguientes denotadas con $r = e_{Mt}/e_{Mt}$ y $r_i - r_{i+1}$ contienen las estimaciones de las condiciones (ii) y (iii) del teorema de Benabou-Ok enunciado en la sección 3.1. Concretamente, la condición de Benabou-Ok requiere que la columna $r_i - r_{i+1}$ sea no negativa. A primera vista, esta condición se cumple en los cuatro años considerados, lo que sugiere que los procesos de movilidad representados por las matrices de transición M_{1995} , M_{2000} , M_{2005} y M_{2010} resultaron igualadores de oportunidades (o ingresos esperados) en relación con una situación de *statu quo*. Sin embargo, conforme surge de la implementación del enfoque de Bishop *et al.* (1992) descrito en la sección 3.1., la mayoría de las entradas en la columna $r_i - r_{i+1}$, no resultan estadísticamente positivas, a un nivel de significancia del 1% o del 5%. Por lo que, salvo en el 2000, en los años restantes - 1995, 2005 y 2010 - no es posible rechazar $H_{0,i}$ para todas las i entonces se falla en rechazar la hipótesis nula conjunta y se considera que las matrices computadas en estos años resultan equivalentes a la matriz identidad desde el enfoque de igualdad de oportunidades. Esto es, no es posible afirmar que $M_t \succeq_{eq}^{\eta} I$, con $t=1995, 2005$ y 2010 . Por lo tanto, si se considera a estos procesos de movilidad intergeneracional como una forma de redistribución estocástica, conforme lo proponen Benabou y Ok (2001a), los resultados indicarían que estos procesos de movilidad no fueron globalmente *progresivos*. Sin embargo, debe advertirse que los elevados errores estándares asociados con los elementos de la última columna dan cuenta en gran medida del resultado del test de hipótesis, cuya baja potencia responde probablemente al relativamente bajo número de observaciones con los que se cuenta para realizar las estimaciones en cada año.

Cuadro 4. Test de dominancia de Benabou-Ok para matrices individuales

Quintil	e_{Mt}	e_l	$r = e_{Mt}/e_{Ml}$	$r_l - r_{l+1}$	e_{Mt}	e_l	$r = e_{Mt}/e_{Ml}$	$r_l - r_{l+1}$
$M_t = M_{1995}$					$M_t = M_{2005}$			
1	2768.21 (292.729)	1812.57 (357.785)	1.527 (0.146)	0.263 (0.102)	2250.05 (448.099)	1446.55 (90.081)	1.555 (0.278)	0.232 (0.383)
2	3261.71 (138.793)	2579.55 (48.897)	1.264 (0.065)	0.121 (0.084)	2653.94 (250.600)	2005.70 (84.231)	1.323 (0.122)	0.161 (0.269)
3	3679.29 (347.563)	3218.20 (153.723)	1.143 (0.068)	0.183 (0.136)	2923.33 (296.549)	2515.57 (166.312)	1.162 (0.163)	0.176 (0.195)
4	3990.47 (234.969)	4153.50 (147.107)	0.961 (0.082)	0.241 (0.114)	3298.05 (410.084)	3344.22 (197.583)	0.986 (0.127)	0.289 (0.229)
5	4987.13 (440.401)	6930.65 (754.513)	0.720 (0.051)		4169.60 (756.878)	5980.17 (320.577)	0.697 (0.129)	
$M_t = M_{2000}$					$M_t = M_{2010}$			
1	2370.44 (125.812)	1507.81 (39.890)	1.572 (0.095)	0.290 (0.118)	1967.85 (303.137)	1199.11 (124.912)	1.641 (0.124)	0.320 (0.187)
2	2736.39 (182.188)	2133.99 (92.525)	1.282 (0.069)	0.168 (0.111)	2299.07 (349.403)	1739.75 (48.252)	1.321 (0.159)	0.106 (0.210)
3	2963.04 (163.568)	2658.92 (118.608)	1.114 (0.072)	0.154 (0.100)	2692.05 (519.227)	2215.42 (104.071)	1.215 (0.191)	0.197 (0.328)
4	3275.86 (236.637)	3409.29 (239.826)	0.961 (0.051)	0.254 (0.061)	2965.93 (401.959)	2912.34 (425.360)	1.018 (0.159)	0.370 (0.166)
5	3932.24 (498.779)	5562.12 (556.025)	0.707 (0.030)		3433.49 (545.070)	5292.67 (296.627)	0.649 (0.074)	

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados con el método *bootstrap*.

A fin de evaluar los procesos de movilidad intergeneracional observados en los años 1995, 2000, 2005 y 2010 desde el enfoque de igualdad de oportunidades se analiza la existencia de un ordenamiento parcial de implementando el test de dominancia de Benabou-Ok. Los resultados obtenidos son reportados en el Cuadro 5. Dado que una condición necesaria para implementar este criterio es considerar el mismo vector inicial de ingresos, en cada una de las comparaciones realizadas se utilizaron dos vectores iniciales de ingresos familiares promedio estimados en la adolescencia para cada quintil de origen, correspondientes a cada uno de los años que se están comparando. Así, por ejemplo, para comparar los procesos de movilidad representados por las matrices de transición intergeneracional estimadas en 1995 (M_{1995}) y 2000 (M_{2000}) se estimaron los ingresos esperados por los hijos adultos (e_{M1} y e_{M2} , donde 1= 1995 y 2=2000, en este caso) considerando, primero, el vector de ingresos familiares iniciales correspondiente al año 1995 (η_{p1}) y, luego, el vector de ingresos iniciales del año 2000 (η_{p2}). De esta forma cada uno de los procesos de movilidad comparados, desde el enfoque de igualdad de oportunidades, actúa sobre el mismo vector de ingresos iniciales. Nuevamente las columnas denotadas con $r=e_{Mt}/e_{Ml}$ y r_l-r_{l+1} contienen las estimaciones de las condiciones (ii) y (iii) del teorema de Benabou-Ok. Los resultados de los t-test computados para cada una de las entradas en la columna r_l-r_{l+1} indican que éstas no son estadísticamente distintas de cero. Por lo tanto, la implementación del enfoque de Bishop *et al.* (1992) no permite rechazar, a un nivel de significancia del 5% y del 1%, la hipótesis nula de que los procesos de movilidad que tuvieron lugar en 1995, 2000, 2005 y 2010 resultaron equivalentemente efectivos para igualar las distribuciones de ingresos esperados por lo hijos en su adultez.

Cuadro 5. Test de dominancia de Benabou-Ok entre matrices

Quintil	Vector de ingresos inicial: η_{p1}				Vector de ingresos inicial: η_{p2}			
	e_{M1}	e_{M2}	$r = e_{M1}/e_{M2}$	$r_i - r_{i+1}$	e_{M1}	e_{M2}	$r = e_{M1}/e_{M2}$	$r_i - r_{i+1}$
$M_1=M_{1995} - M_2=M_{2000}$								
1	2768.21 (292.729)	2878.29 (139.577)	0.962 (0.082)	-0.016 (0.126)	2280.70 (148.628)	2370.44 (125.812)	0.962 (0.062)	-0.017 (0.122)
2	3261.71 (138.793)	3335.02 (183.835)	0.978 (0.074)	-0.038 (0.155)	2678.77 (236.336)	2736.39 (182.188)	0.979 (0.087)	-0.037 (0.164)
3	3679.29 (347.563)	3620.29 (243.654)	1.016 (0.123)	0.023 (0.191)	3010.56 (242.761)	2963.04 (163.568)	1.016 (0.123)	0.022 (0.214)
4	3990.47 (234.969)	4017.31 (211.888)	0.993 (0.113)	-0.035 (0.150)	3256.64 (311.674)	3275.86 (236.637)	0.994 (0.132)	-0.033 (0.159)
5	4987.13 (440.401)	4851.06 (577.804)	1.028 (0.065)		4039.46 (415.836)	3932.24 (498.779)	1.027 (0.054)	
$M_1=M_{2000} - M_2=M_{2005}$								
1	2370.44 (125.812)	2323.17 (226.620)	1.020 (0.118)	0.005 (0.202)	2301.78 (120.105)	2250.05 (448.099)	1.023 (0.163)	0.009 (0.279)
2	2736.39 (182.188)	2694.21 (223.796)	1.016 (0.105)	0.011 (0.135)	2691.02 (225.482)	2653.94 (250.600)	1.014 (0.151)	0.007 (0.205)
3	2963.04 (163.568)	2949.84 (161.462)	1.004 (0.070)	0.005 (0.176)	2942.99 (299.924)	2923.33 (296.549)	1.007 (0.094)	0.005 (0.220)
4	3275.86 (236.637)	3277.07 (310.717)	1.000 (0.120)	0.024 (0.209)	3302.52 (198.474)	3298.05 (410.084)	1.001 (0.153)	0.027 (0.311)
5	3932.24 (498.779)	4030.73 (660.768)	0.976 (0.116)		4060.92 (403.212)	4169.60 (756.878)	0.974 (0.203)	
$M_1=M_{2005} - M_2=M_{2010}$								
1	2250.05 (448.099)	2276.75 (201.481)	0.988 (0.165)	-0.016 (0.270)	1944.42 (514.315)	1967.85 (303.137)	0.988 (0.206)	-0.016 (0.316)
2	2653.94 (250.600)	2642.65 (328.240)	1.004 (0.144)	0.055 (0.246)	2307.82 (309.372)	2299.07 (349.403)	1.004 (0.165)	0.056 (0.283)
3	2923.33 (296.549)	3080.73 (328.516)	0.949 (0.144)	-0.025 (0.273)	2551.61 (376.525)	2692.05 (519.227)	0.948 (0.166)	-0.026 (0.317)
4	3298.05 (410.084)	3385.55 (438.561)	0.974 (0.202)	-0.093 (0.317)	2888.40 (457.380)	2965.93 (401.959)	0.974 (0.237)	-0.095 (0.376)
5	4169.60 (756.878)	3905.51 (449.528)	1.068 (0.137)		3669.70 (790.824)	3433.49 (545.070)	1.069 (0.176)	
$M_1=M_{1995} - M_2=M_{2010}$								
1	2768.21 (292.729)	2853.06 (265.872)	0.970 (0.068)	-0.023 (0.116)	1910.06 (158.036)	1967.85 (303.137)	0.971 (0.113)	-0.022 (0.153)
2	3261.71 (138.793)	3283.66 (207.696)	0.993 (0.080)	0.016 (0.156)	2282.39 (249.965)	2299.07 (349.403)	0.993 (0.154)	0.022 (0.291)
3	3679.29 (347.563)	3763.95 (255.843)	0.978 (0.110)	0.007 (0.236)	2613.19 (573.723)	2692.05 (519.227)	0.971 (0.195)	0.005 (0.394)
4	3990.47 (234.969)	4110.01 (458.442)	0.971 (0.147)	-0.094 (0.194)	2863.81 (654.488)	2965.93 (401.959)	0.966 (0.254)	-0.107 (0.320)
5	4987.13 (440.401)	4682.81 (368.851)	1.065 (0.072)		3683.47 (311.797)	3433.49 (545.070)	1.073 (0.141)	

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados con el método *bootstrap*.

5.3. Análisis de sensibilidad de los resultados obtenidos con la EPH

Conforme se mencionó antes, una de las limitaciones de la EPH para estudiar la movilidad intergeneracional del ingreso es la falta de información sobre los padres de hijos que no residen con ellos. La EPPS, relevada en la Argentina durante 2007, permite solucionar este problema al disponer de información sobre algunas características de los padres – específicamente, edad y educación– para todos los entrevistados. Aunque la EPPS no permite examinar la evolución temporal de la movilidad intergeneracional, que es el objetivo central de esta investigación, ofrece la posibilidad de analizar la robustez de los resultados obtenidos con la EPH, particularmente cuando las estimaciones se corrigen por el

problema de sesgo de selección muestral antes mencionado, conforme con el método descrito en la sección 3.

A fines de obtener resultados comparables, como ambas encuestas (EPPS y EPH) tienen una cobertura geográfica distinta, la muestra principal utilizada en las estimaciones obtenidas tanto con la EPPS como con la EPH del segundo trimestre del 2007³³ sólo incluye a los individuos de los aglomerados cubiertos en ambas y en la EPH de 1984 utilizada predecir el ingreso familiar en la adolescencia de los hijos³⁴. En efecto, como ninguna de las dos encuestas contiene información sobre el ingreso de los padres cuando los hijos eran niños u adolescentes, a fin de predecir el ingreso familiar en esa etapa del ciclo de vida de los hijos se emplea otra muestra anterior obtenida de los datos de la EPH de 1984. La elección de este año obedece nuevamente a las razones mencionadas cuando se describieron las muestras secundarias utilizadas en el análisis de las tendencias en la EII. En primer lugar, se asume que los padres toman las principales decisiones de inversiones en el capital humano de sus hijos cuando éstos se encuentran en sus años de escolaridad. Entonces, como en las estimaciones sólo se consideran a hijos que tienen entre 25 y 41 años en 2007, éstos tenían 18 años o menos, en 1984. En segundo lugar, la ampliación del rango de edad de los hijos implicaría emplear datos de la EPH de años anteriores al considerado pero la cantidad de aglomerados cubiertos, así como el número de observaciones incluidas en la muestra principal y secundaria se reduciría drásticamente.

En el cuadro 6 se reportan algunas características promedio de las muestras de ambas encuestas utilizadas en las estimaciones de la movilidad intergeneracional del ingreso. Dado que los hijos de la EPH aún residen con sus padres, en tanto que, los entrevistados en la EPPS son jefes de hogar o sus cónyuges, la muestra de hijos (y padres) de la EPH es, en promedio, relativamente más joven que la obtenida de la EPPS, aún cuando ambas muestras incluyen individuos del mismo rango etario. Sin embargo, en promedio, los hijos incluidos en ambas muestras se encontraban en una edad escolar en 1984, con 9.7 años y 6.3 años promedio de edad, respectivamente. Por otra parte, el ingreso familiar promedio de los hijos en 2007 y el predicho para sus padres en 1984 - a partir de su edad, educación y aglomerado de residencia - difiere significativamente entre ambas encuestas. También se observa que los hijos y padres corresidentes en la EPH del 2007 tienen, en promedio, más educación que los incluidos en la muestra de la EPPS. Además, el porcentaje de varones en ésta última es considerablemente menor. Estas diferencias podrían ser, en parte, indicios de la existencia de un problema de sesgo de selección muestral en la EPH asociado con considerar sólo a los hijos que residen con sus padres.

Cuadro 6. Características de la muestra de padres e hijos de la EPPS y de la EPH de 2007

Variables	Muestra EPPS		Muestra EPH del 2007	
	Hijos (25 a 41 años)	Padres	Hijos (25 a 41 años)	Padres
Ingreso familiar	1857.807	1458.101	3166.848	2176.342
Edad en 2007	32.714	62.795	29.314	59.696
Edad en 1984	9.714	39.795	6.314	36.696
Primaria Incompleta	0.060	0.252	0.035	0.147
Primaria Completa	0.176	0.402	0.118	0.365
Secundaria Incompleta	0.198	0.095	0.138	0.158
Secundaria Completa	0.256	0.193	0.265	0.157
Universitaria Incompleta	0.167	0.031	0.259	0.049
Universitaria Completa	0.144	0.028	0.184	0.123
Varones	0.382	1.000	0.503	1.000
Observaciones	471		1401	

Fuente: Elaboración propia basada en EPPS, CEDLAS-MORI-BM y EPH, INDEC.

Notas: Los valores reportados corresponden a los promedios de cada variable para la muestra de hijos de 25 a 41 años así como de padres que tenían de 25 a 55 años en 1984. El ingreso familiar considerado es el observado en 2007 para los hijos y el predicho en 1984 (en \$ de 2007) para los padres.

³³Aunque sería mejor utilizar la EPH correspondiente al tercer trimestre del 2007, dado que la EPPS fue relevada entre junio y agosto del 2007, la base de datos correspondiente a ese trimestre del 2007 no está disponible.

³⁴Los aglomerados en común cubiertos en las tres bases de datos son GBA, Rosario, Resistencia, Mendoza, Corrientes, Córdoba, Salta, San Luis, Rivadavia, Tucumán, Goya, Formosa y Jujuy.

En el cuadro 7 se reportan las elasticidad intergeneracionales del ingreso que surgen de estimar el modelo (1) a partir de la muestra de hijos de 25 a 41 años obtenida de la EPPS y de la EPH con el método TS2SLS usando como instrumentos la edad, la educación y el aglomerado de residencia de los padres. En el modelo se incluyeron como controles un polinomio de grado cuatro en la edad de hijos (centrado en 30 años) y de grado dos en la edad de los padres (centrado en 40 años), así como términos de interacción entre esos polinomios en la edad y el ingreso familiar estimado para los padres. La razón principal para considerar estos controles en los modelos estimados es que son los mismos incluidos en el modelo (3) estimado para analizar la evolución temporal de la EII, además de los controles específicos que sólo pueden incluirse cuando se dispone de datos temporales como las *dummies* temporales y por cohortes de nacimiento. La EII estimada a partir de la muestra de hijos de 25 a 41 años obtenida de la EPPS es de 0.650, en tanto que la computada a partir de la EPH sin corregir por sesgo de selección es levemente mayor superando en tan sólo 0.04 a la anterior, en tanto que, la EII corregida por sesgo de selección conforme con el método de corrección de Heckman es levemente menor en 0.043. Conforme con los intervalos de confianza computados con la técnica del *bootstrap* estas diferencias no son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. De todas formas, debe señalarse que los errores estándares de las tres EII estimadas son demasiado elevados debido al número de observaciones incluidas en las muestras respectivas. Esto disminuye considerablemente la precisión de la EII estimadas, particularmente la obtenida con la EPPS que varía, con un 95% de confianza, entre 0.210 y 1.1. No obstante, estos resultados indicarían que las estimaciones obtenidas a partir de los datos de la EPH, ya sean corregidas o no por sesgo de selección muestral, no son significativamente diferentes de las computadas con otra base de datos: la EPPS. Si bien, este primer análisis de sensibilidad de las EII estimadas con la EPH resulta favorable, debe señalarse que aún pueden persistir otras fuentes de sesgo que podrían afectar las estimaciones derivadas de ambas encuestas, como las asociadas con los instrumentos utilizados para estimar el ingreso inobservado de los padres en la niñez o adolescencia de los hijos de la muestra principal o con la relativamente limitada cobertura geográfica de las muestras utilizadas que surge de las restricciones para obtener la muestra secundaria.

Cuadro 7. EII estimadas para hijos de 25 a 41 años en el 2007

	EPPS	EPH	
		Sin corrección por sesgo	Con corrección por sesgo
EII	0.650	0.690	0.608
Error estándar bootstrap	(0.225)	(0.139)	(0.134)
Intervalo de confianza al 95%	[0.210 - 1.090]	[0.417 - 0.964]	[0.345 - 0.870]

Fuente: Elaboración propia basada en EPPS, CEDLAS-MORI-BM y EPH, INDEC.

Nota: La EII corregida por sesgo de selección muestral surge de la estimación del

6. Conclusión

El objetivo de este estudio fue explorar las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina durante el máximo período tiempo, 1995-2011, dada la información disponible en la fuente de datos utilizada – la EPH – y evaluar los resultados obtenidos desde el enfoque de igualdad de oportunidades. La estrategia básica de estimación consistió en implementar la 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. Asimismo, se utilizó el método de *splines quantile regressions* para examinar la existencia de igualdad de oportunidades así como el criterio propuesto por Benabou y Ok (2001a) para comparar los procesos de movilidad observados en determinados años del período bajo análisis.

Los valores estimados de las EII sugieren elevados niveles de persistencia intergeneracional del ingreso familiar durante el período considerado, aunque se observa un incremento significativo de la movilidad intergeneracional entre 1995 y 2011. 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 de los individuos incluidos en las estimaciones. Por otra parte, los instrumentos utilizados 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. Además, desde el punto de vista del enfoque de igualdad de oportunidades y conforme con el test de dominancia de Benabou-Ok los procesos de movilidad intergeneracional representados por las matrices de transición correspondientes a 1995, 2000, 2005 y 2010 parecerían ser equivalentemente efectivos para igualar las distribuciones de ingresos esperados por lo hijos en su adultez.

Entra las principales líneas de investigación que se planean abordar se encuentra el análisis de robustez de los resultados obtenidos, implementando una modificación al método de estimación con variables instrumentales en dos muestras aquí utilizado, recientemente sugerida por Lanjouw *et al.* (2011) y cuya robustez fue analizada por Cruces *et al.* (2001). Esta última técnica permite tener en cuenta la existencia de una posible correlación entre los términos de error de las funciones de ingreso de padres e hijos, derivando un límite inferior y superior para la medida de movilidad intergeneracional estimada. La revisión de la literatura realizada hasta el momento revela que este método no fue aún utilizado en el contexto de estudios de movilidad intergeneracional. Por otra parte, los conceptos de igualdad de oportunidades aquí considerados están íntimamente relacionados con la noción de monotonicidad estocástica o dominancia estocástica de primer orden y la de dominancia estocástica de segundo orden. Por lo tanto, se considera que el análisis de la relación entre estos conceptos y la movilidad intergeneracional, podría constituir un aporte interesante a la literatura existente por varias razones. En primer lugar, los métodos propuestos por Van de Gaer *et al.* (2001) y Benabou y Ok (2001a) para evaluar los procesos de movilidad intergeneracional a la luz del enfoque de igualdad de oportunidades están basados principalmente en el uso de matrices de transición. Sin embargo, la consideración de toda la distribución del ingreso de los hijos, condicional en el ingreso de sus padres, puede permitir realizar una caracterización más completa del proceso de movilidad intergeneracional. Por otra parte, esto permitiría, a su vez, realizar un análisis de robustez del método TS2SSQR aquí propuesto para testear la hipótesis mencionada. Por último, como fue ya señalado, el análisis de las tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso puede permite explorar relaciones interesantes con otras variables o factores que los modelos teóricos de transmisión intergeneracional señalan como relevantes. Así, por ejemplo, conforme con el modelo desarrollado por Solon (2004), la elasticidad intergeneracional del ingreso es afectada por los niveles privados de inversión en capital humano; el retorno a esta inversión, la persistencia de factores hereditarios y la inversión pública en capital humano. Además, los mismos factores que afectan positivamente la elasticidad intergeneracional, incrementan la desigualdad *cross-section* del ingreso. Por lo que una de las principales líneas 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 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.

Apéndice

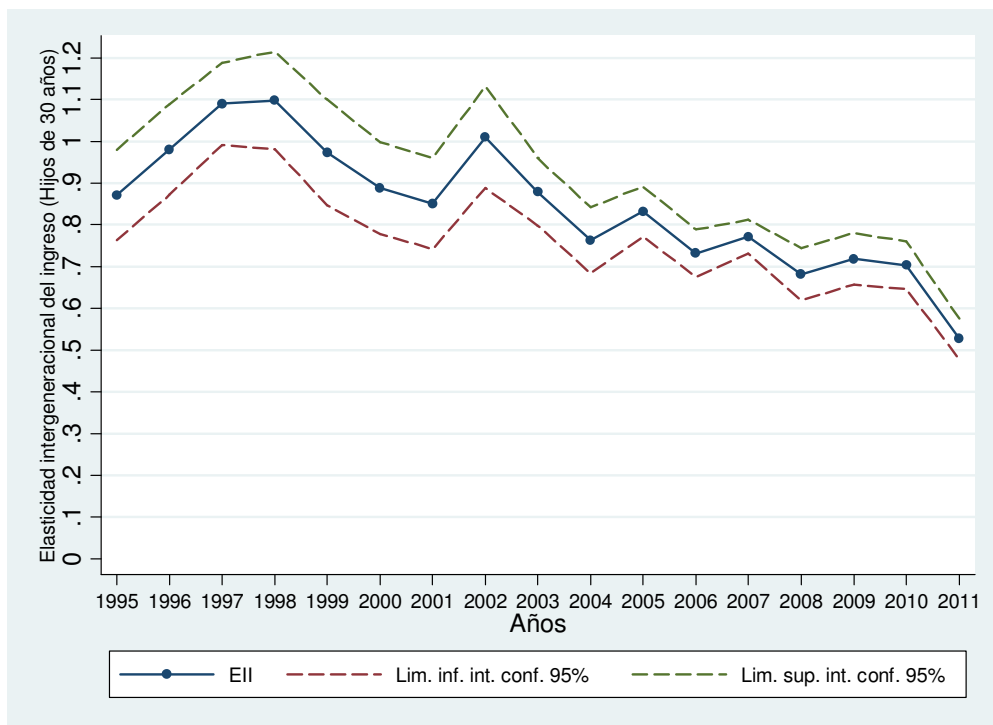
Cuadro A1. Número de observaciones muestrales, ingreso familiar promedio en la adultez y estimado en la adolescencia según cohorte de nacimiento y año.

Cohorte	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Número de observaciones																	
1 1966	432	450	406	312	258	216	189	171	140	77	90	85	155	87	80	69	59
2 1967	508	506	493	350	273	210	181	188	142	104	85	108	179	82	98	75	59
3 1968	564	535	507	442	320	236	226	205	147	101	105	109	167	110	95	79	68
4 1969	723	700	630	451	401	307	234	201	166	122	100	96	168	111	110	83	72
5 1970	889	843	742	594	445	331	305	293	185	111	132	136	184	119	118	109	75
6 1971		1,028	912	656	499	394	352	348	212	136	125	136	220	133	121	116	94
7 1972			1,001	813	627	457	395	383	230	167	146	168	249	136	133	111	111
8 1973				889	775	583	531	438	305	182	145	152	261	145	127	128	111
9 1974					814	663	588	547	306	197	179	197	307	164	153	148	121
10 1975						864	768	620	405	269	226	245	361	209	150	158	150
11 1976							878	738	468	292	279	282	383	207	207	179	159
12 1977								867	591	351	292	314	479	244	221	176	182
13 1978									664	415	386	412	582	329	226	220	198
14 1979										479	409	467	632	374	306	235	242
15 1980											474	532	754	377	343	344	263
16 1981												543	843	463	374	348	305
17 1982													927	484	447	389	324
18 1983														594	478	423	366
19 1984															480	449	400
20 1985																501	433
21 1986																	494
Total	3116	4062	4691	4507	4412	4261	4647	4999	3961	3003	3173	3982	6851	4368	4267	4340	4286
Ingreso promedio familiar en la adultez																	
1 1966	3919.3	3666.7	3944.0	3736.8	3708.4	2814.5	3027.7	1941.8	2279.2	2947.8	3384.7	3460.1	4066.6	4253.0	5001.4	5548.3	6407.8
2 1967	3622.8	3398.1	3356.9	3578.6	3768.8	3289.2	3399.4	2452.8	2036.6	2275.8	2648.8	2958.0	3500.5	4568.8	4546.2	5761.2	5479.0
3 1968	3759.3	4024.3	3653.6	3847.3	3289.1	4034.2	2853.9	2196.8	2093.4	2278.0	2281.1	2600.3	3197.7	4051.0	5379.0	5307.0	5781.7
4 1969	4117.3	4059.6	4227.3	5293.5	3957.7	3774.9	3112.0	2594.0	2270.5	2298.6	2480.1	2835.0	2964.0	4170.7	4158.8	4740.2	6166.8
5 1970	3700.3	3946.5	3813.9	3629.8	3587.7	3136.6	3060.1	2222.9	2179.8	2484.6	2607.6	2944.7	3451.1	4336.0	5353.1	5622.2	4437.8
6 1971		4650.6	4177.5	4006.9	3987.3	3349.3	2927.4	2196.7	2220.1	2735.1	2877.9	3262.4	3443.3	4406.3	5329.5	5562.9	5544.4
7 1972			4073.7	4189.4	4312.6	3702.6	3064.5	2530.0	2144.3	3035.0	3160.7	3617.8	3627.5	4420.0	5204.0	5901.1	5854.2
8 1973				4395.6	3891.8	3702.1	3181.9	2286.0	2337.5	2180.1	2642.2	3890.9	3550.3	3887.2	5122.9	5843.9	5946.2
9 1974					4082.5	3652.8	3925.6	2266.3	2252.4	2911.1	2543.4	3269.6	4138.0	4867.9	4817.6	6472.5	5936.2
10 1975						3785.0	3870.5	2532.4	2662.6	3286.5	2904.3	3227.5	4056.6	4667.6	6084.2	6835.4	5967.3
11 1976							3625.3	2406.8	2408.6	3068.3	2955.7	3606.3	3849.1	4655.2	5502.3	5546.7	7376.1
12 1977								2614.0	2866.4	3436.0	3495.8	3714.2	4886.1	4874.6	5521.7	6660.1	6171.8
13 1978									2617.9	3139.0	3411.1	3462.3	4413.8	4909.0	5888.6	5513.3	7997.6
14 1979										3418.1	3636.9	4054.0	4419.1	5418.4	5809.2	6388.2	6429.9
15 1980											3163.8	4073.3	4735.6	5160.8	5825.7	6124.7	6604.6
16 1981												3791.2	4430.9	5913.6	6503.1	6639.8	7091.8
17 1982													4567.3	5306.5	5351.2	6409.9	7995.9
18 1983														4971.7	5755.8	6292.5	7452.6
19 1984															6092.7	6437.1	7860.3
20 1985																6388.3	7108.7
21 1986																	7275.7
Ingreso promedio familiar de los padres (estimado en la adolescencia)																	
1 1966	4213.9	4365.9	4615.1	4319.0	4374.2	4100.9	4264.2	3906.2	3440.6	4457.0	4534.3	4199.1	3591.5	3238.6	3304.9	3236.3	4580.1
2 1967	4396.8	4094.8	4022.3	3742.1	3845.4	3852.2	3858.3	3868.4	3799.4	3729.2	3734.2	3458.2	3678.4	3790.9	3690.4	3154.6	2919.0
3 1968	4178.6	4235.6	4292.9	4107.9	3935.5	3926.3	3579.6	3835.5	3567.8	3502.5	3479.9	3027.1	3220.4	3390.7	3126.8	3258.1	4293.0
4 1969	3929.8	3714.2	3739.5	3734.3	3866.0	3545.0	3546.6	3957.7	3706.5	3778.4	3318.1	3261.6	3120.1	3113.0	3260.2	2964.8	3276.5
5 1970	3214.9	3239.4	3090.0	2937.3	2812.2	2709.6	2686.7	2926.8	2745.2	2834.9	2763.4	2629.0	2805.1	2662.0	2610.7	2607.2	2253.4
6 1971		3376.9	3478.5	3316.5	3405.3	3230.4	3132.7	2928.1	3097.1	3191.5	3217.2	2862.3	2709.1	2903.3	2877.8	2960.9	2915.1
7 1972			3255.9	3051.9	3193.7	3212.9	2950.6	3162.6	3082.3	2864.3	2828.6	2671.8	2520.5	2492.8	2594.5	2749.6	2620.9
8 1973				2741.5	2684.6	2608.1	2585.6	2654.6	2361.8	2452.1	2506.7	2479.7	2385.9	2238.3	2220.8	2273.8	2156.5
9 1974					2689.6	2649.0	2797.7	2697.4	2567.6	2511.4	2502.7	2397.9	2463.9	2537.8	2271.1	2592.9	2224.0
10 1975						3048.0	3037.6	3234.6	2945.2	2920.7	2768.0	2714.2	2434.7	2499.7	2660.4	2498.7	2414.4
11 1976							3176.7	3004.2	2941.8	3188.8	2882.6	2809.9	2738.3	2755.5	2583.9	2450.5	2616.7
12 1977								3421.3	3445.0	3494.3	3364.8	2984.0	3026.4	3129.5	3006.4	2835.2	2461.8
13 1978									3033.3	3150.3	3074.9	2840.0	2998.4	3052.6	3064.4	2776.0	2976.2
14 1979										2962.1	3080.7	3035.6	2871.7	2862.8	2878.1	3005.4	2559.8
15 1980											2993.5	3226.2	3146.3	2921.9	3013.5	2791.7	2946.7
16 1981												2787.5	2922.5	2922.1	2861.0	2688.6	2813.8
17 1982													2750.1	2531.8	2474.1	2703.4	2508.2
18 1983														2568.4	2537.2	2415.2	2652.7
19 1984															2718.5	2786.6	2562.3
20 1985																2292.6	2214.2
21 1986																	2166.8

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los ingresos promedios se encuentran expresados en \$ constantes de 2011.

Gráfico A1. Elasticidad intergeneracional del ingreso corregida por sesgo de selección muestral. Efectos de año. Argentina, 1995-2011.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*. Las estimaciones fueron corregidas por sesgo de selección muestral por correspondencia conforme con el método presentado en la sección 3.

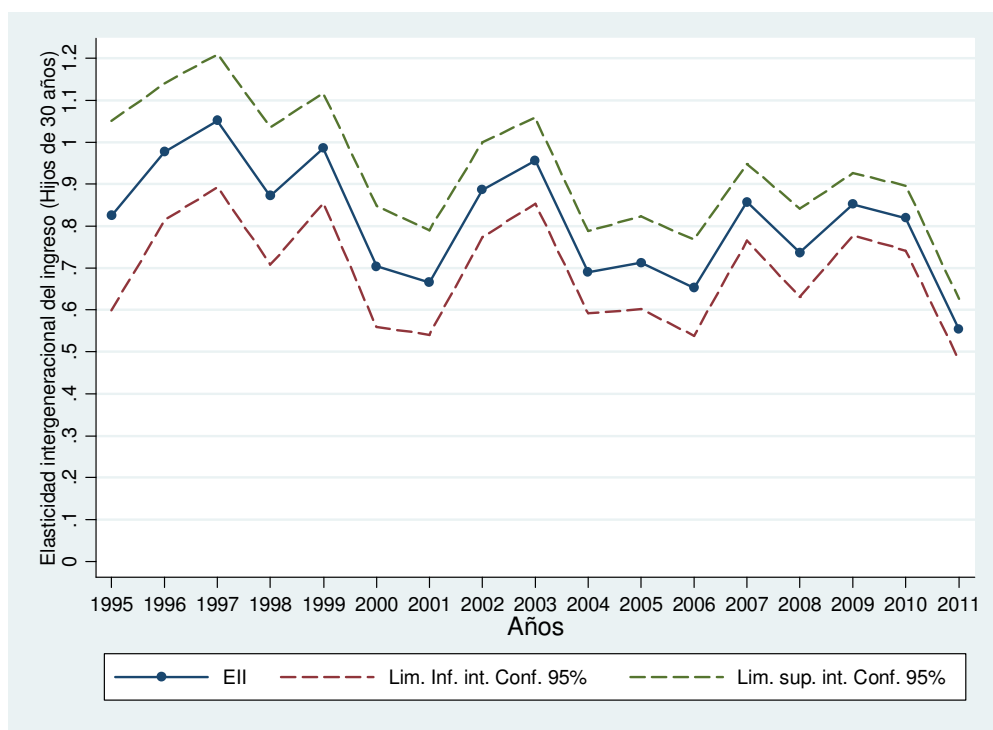
Gráfico A2. Elasticidad intergeneracional del ingreso corregida por sesgo de selección muestral. Efectos de cohorte. Argentina, 1995-2011



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*. Las estimaciones fueron corregidas por sesgo de selección muestral por correspondencia conforme con el método presentado en la sección 3.

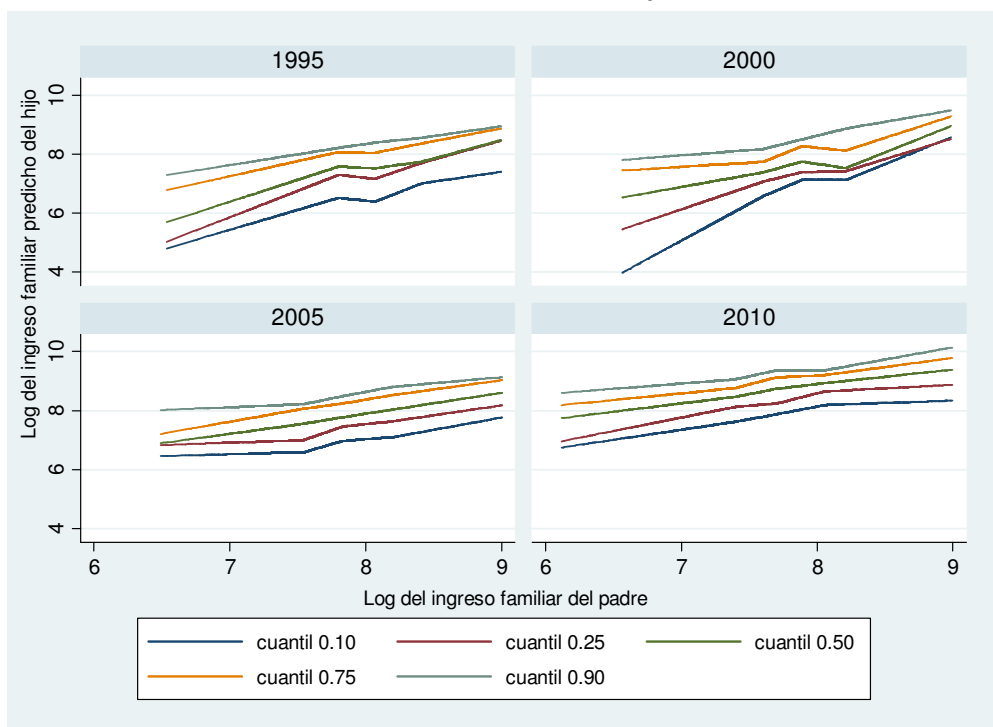
Gráfico A3. Tendencias en la EII corregidas por sesgo de selección muestral. Argentina, 1995-2011.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: los intervalos de confianza fueron estimados con el método *bootstrap*. Las estimaciones fueron corregidas por sesgo de selección muestral por coresidencia conforme con el método presentado en la sección 3.

Gráfico A5. *Splines Quantile Regressions* corregidas por sesgo de selección muestral estimadas en 1995, 2000, 2005 y 2010.



Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Nota: las estimaciones fueron corregidas por sesgo de selección muestral por coresidencia conforme con el método presentado en la sección 3.

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 Krueger, A. B. (1995). "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 225-35.
- 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.
- Arias O., Sosa Escudero, W. y Hallock, K. F. (2001), "Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data", *Empirical Economics*, Springer, vol. 26(1), pp 7-40.
- Atkinson, A. B. (1981). "On Intergenerational Income Mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 3 (Winter), pp. 194-218.
- Atkinson, A. y Bourguignon, F. (2000). "Income distribution and economics", en *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier Science.
- Becker, G. (1987). *Tratado sobre la familia*. Madrid: Alianza Editorial.
- Becker, G. S. y Tomes, N. (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), pp. 1153-89.
- Becker, G. S. y Tomes, N. (1986). "Human capital and the rise and fall of families", *Journal of Labor Economics*, 4(3), pt. 2, pp. S1-S39.
- Benabou, R. y Ok, E. A. (2001a). Mobility as progressivity: ranking income process according to equality of opportunity
- Benabou, R. y Ok, E. A. (2001b). "Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hipótesis", *Quarterly Journal of Economics*, 15, pp. 757-72.
- Benabou, R. y Tirole, J. (2005). "Belief in a just World and redistributive politics", NBER Working Papers No. 11208, National Bureau of Economic Research.
- Ben-Porath, Yoram, (1967). "The production of human capital and the life cycle of earnings", *Journal of Political Economy*, (75), pp.352-365 (August).
- Bishop, J. A., Formby, J. P., Thistle, P., (1992). "Convergence of south and non-south income distribution, 1969-1979", *American Economic Review* 82(1), pp. 262 -272.
- 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.
- Blanden, J, Goodman, A., Gregg, P. y Machin, S. (2002). "Changes in Intergenerational Mobility in Britain", CEP Discussion Papers 0517, Centre for Economic Performance, LSE.
- Buchinsky, M. (1998). "The dynamics of changes un the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach", *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), pp.1-30.
- Corak, M. y Heisz, A. (1999). "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data", *Journal of Human Resources* 34(3), pp. 504-33.
- 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. A. y Lillard, D. R. (2004). "Non-Linear Patterns of Intergenerational Mobility in Germany and the United States", en M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Couch, K. A. y Lillard, D. R., (1998). "Sample selection rules and the intergenerational correlation of earnings", *Labour Economics*, 5, 313-29.
- 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). 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.

Cruces, G., Lanjouw, P., Lucchetti, L., Perova, E., Vakis, R. y Viollaz, M. (2011). "Intragenerational mobility y repeated cross-sections. A three-country validation exercise", World Bank Policy Research Working Paper 5916.

CEDLAS-MORI-BM (2007). "Manual y documentación metodológica de la Encuesta de Percepción de Planes Sociales". Documento técnico y base de datos correspondiente, Buenos Aires. Disponible en: www.cedlas.org/epps.

D'Addio, A. (2007). "Intergenerational Transmission of disadvantage: Mobility or immobility across generations?", OECD Social Employment and Migration Working Papers, No. 52, OECD publishing.

Dahl, M. y DeLeire, T. (2008). "The association between children's earnings and fathers' lifetime earnings: estimates using administrative data", Institute for Research on Poverty, Discussion Paper No. 1342-08.

Dearden, L., Machin, S. y Reed, H. (1997), "Intergenerational mobility in Britain", *Economic Journal*, 107(440), pp. 47-64.

Fertig, A. R. (2001). "Trends in Intergenerational Earnings Mobility in the U.S." *Journal of Income Distribution* 12, pp. 108-30.

Formby, J. P., Smith, W. J. y Zheng, B. (2004). "Mobility measurement, transition matrices and statistical inference", *Journal of Econometrics* 120, pp.181-205.

Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton.

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).

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.

Grawe, N. D. (2004b), "Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints" *Journal of Human Resources*, 39(3), pp. 813-27.

Gustafsson, B. (1994). "The Degree and Pattern of Income Immobility in Sweden", *Review of Income and Wealth*, 40, pp. 67-86.

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.

Hirschman, A. y Rothschild, M. (1973). "The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development"; with a Mathematical Apendix, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 87(4), pp. 544-66, Noviembre.

Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007). "The Intergenerational Transmission of poverty in industrialized countries", German Institute for Economic Research, Discussion paper nº 693 Berlin.

Jiménez, Maribel (2011a). "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, Febrero.

Jiménez, Maribel (2011b). "¿Movilidad o persistencia intergeneracional del ingreso en la Argentina? Una aproximación empírica", *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, Vol. 9 y 10, Noviembre, pp. 91-143. ISSN 1850-6933

- Klevmarken, 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).
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). "Regression quantiles", *Econometrica*, 46(1), pp. 33-50.
- Kuznets, S. S. (1966). *Modern Economic Growth: Rate, Structure and Spread*. New Haven: Yale University.
- Lanjouw, P., Louto, J. y McKenzie, D. (2011). "Using Repeated Cross-Sections to Explore Movements in and out of Poverty." World Bank Policy Research Working Paper 5550.
- Lee, Chul-In y Solon, G. (2007). "Trends in Intergenerational Income Mobility." NBER Working Paper No. 12007, 2006.
- Lee, S., Linton, O. y Whang, Y. (2009). "Testing for stochastic monotonicity", *Econometrica*, 77(2), pp. 585-602.
- 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.
- Lillard, L. y Kilburn, M. (1995). "Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters", RAND Working Paper Series, N° 95-17.
- 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.
- 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.
- Peters, E., (1992). "Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), pp. 456-66.
- Roemer, J. (1993). "A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner", *Philosophy and Public Affairs*, 22, pp. 146-166.
- Roemer, J. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge Mass.: Harvard University Press.
- Roemer, J. (2004). "Equal opportunity and intergenerational mobility: going beyond intergenerational income transition matrices", en M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rosen, H. S. (1985). *Public Finance*, Irwin, Homewood, IL.
- Sánchez Hugalde, A. (2004). "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)", Discussion paper.
- Solon, G. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States", *The American Economic Review*, 82(3), pp. 393-408.
- Solon, G. (2002). "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), pp. 59-66.
- Solon, G. (2004). "A model of intergenerational mobility variation over time and place", en Miles Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stokey, N.L. (1998). "Shirtsleeves to Shirtsleeves: The Economics of Social Mobility", en Jacobs, D.P., Kalai, E. y Kamien, M.I., eds., *Frontiers of Research in Economic Theory: The Nancy L. Schwartz Memorial Lectures 1983-1997*. Cambridge: Cambridge University Press.

Stoline, M. R. y Ury, H. K. (1979), "Tables of the Studentized Maximum Modulus Distribution and an Application to Multiple Comparisons Among Means", *Tech-nometrics*, 21, pp. 87-93.

Van de Gaer, Dirk, Erik Schokkaert, and Michel Martinez, "Three Meanings of Intergenerational Mobility," *Economica*, 68, 519–37, 2001.