

C|E|D|L|A|S

ECE
Facultad de
Ciencias Económicas



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE LA PLATA

**DOCUMENTOS
DE TRABAJO**

Movilidad Intergeneracional del Ingreso en Argentina. Un Análisis de sus Cambios Temporales desde el Enfoque de Igualdad de Oportunidades

Maribel Jiménez

Documento de Trabajo Nro. 203

Octubre, 2016

ISSN 1853-0168

www.cedlas.econo.unlp.edu.ar

Movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina. Un análisis de sus cambios temporales desde el enfoque de igualdad de oportunidades[♦]

Maribel Jiménez*

Resumen

El principal objetivo de esta investigación es estimar y analizar los cambios temporales en la movilidad del ingreso entre generaciones en Argentina. Para esto se considera el concepto de igualdad de oportunidades que ofrece un enfoque natural para evaluar los procesos de movilidad intergeneracional (MI). En este contexto, la importancia de la existencia de movilidad intergeneracional de ingresos 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. Como no existen encuestas con información de largo plazo sobre el ingreso de padres e hijos en Argentina, la estrategia empírica implementada consiste en utilizar información de dos muestras separadas a fin de predecir el ingreso de los padres en el pasado. Las principales fuentes de información utilizadas son la Encuesta de Desarrollo Social de 1997 (EDS), la Encuesta de Percepción de Planes Sociales (EPPS) de 2007 y la Encuesta del *International Social Survey Programme* (EISSP) de 2009. Las tres encuestas contienen información retrospectiva sobre algunas características socioeconómicas de los padres de los adultos encuestados. Los resultados obtenidos muestran un incremento significativo de la movilidad intergeneracional promedio entre 1997 y 2007 pero no así entre el primer año y 2010. Sin embargo, estos cambios temporales en los niveles promedio de persistencia de ingresos entre padres e hijos no se aprecian en todos los cuantiles de la distribución del ingreso. Además, el incremento observado en el nivel promedio de MII entre 1997 y 2007 no parece haber implicado una mejora en términos de igualdad de oportunidades en Argentina.

Palabras clave: movilidad intergeneracional, ingreso, Argentina, igualdad de oportunidades.

Códigos JEL: J62, D31.

Abstract

The main objective of this research is to estimate and analyze the temporal changes in income mobility between generations in Argentina. For this, the concept of equality of opportunity is considered which offers a natural approach to evaluate the processes of intergenerational mobility (IM). In this context, the importance of the existence of intergenerational income mobility is not that the movements of

[♦] Este trabajo fue realizado como parte de los requisitos para optar al grado de Doctor en Economía en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Se agradecen los comentarios recibidos en un Seminario de Doctorado de la UNLP y las sugerencias de mis directores, Leonardo Gasparini y Jorge Paz.

* Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Salta (UNSA). Correo electrónico: jimemar@gmail.com.

income between parents and children are intrinsically valuable but is expected to help to reduce the negative effects of disparities in initial endowments or future expected earnings. Since there are no surveys covering long-term information on both children and their fathers' income in Argentina, the empirical strategy implemented is to use two separate samples with information to predict the income of the parents in the past. The main sources of information used are the Social Development Survey 1997 (DHS), the Perception of Social Plans Survey (PSPS) 2007 and the International Social Survey Programme (ISSP) 2009. The three surveys contain retrospective information on some socioeconomic characteristics of parents of adult surveyed. The results show a significant increase in the average intergenerational mobility between 1997 and 2007 but not between the first year and 2010. But these temporary changes in average levels of income persistence between parents and children are not appreciated at all quantile of the income distribution. Furthermore, the observed increase in the average level of MII from 1997 to 2007 does not appear to have involved an improvement in terms of equality of opportunity in Argentina.

Keywords: intergenerational mobility, income, Argentina, equality of opportunity.

JEL codes: J62, D31.

1. Introducción

En los últimos años el interés por el tema de la movilidad intergeneracional (MI) ha recobrado fuerza. Son varios los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones. Así, el análisis de la MI 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 esto, 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 MI 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 adelante: MII) en un determinado punto del tiempo. En cambio, pocos estudios intentan medir la MI desde una perspectiva temporal. En el caso de Argentina, no se encontraron estudios que analicen los cambios en la MII. Sin embargo, este análisis 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 los niveles así como los cambios temporales en la MII en Argentina durante el período más extenso posible.

El estudio de los cambios temporales 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 los cambios observados 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 óptimo¹.

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 oportunidades² 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).

Son diversas las razones que justifican el análisis de la relación entre la MI y el concepto de igualdad de oportunidades. 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 MI, 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,

¹ 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.

² El enfoque de igualdad de oportunidades, desarrollado entre otros por Roemer (1998, 2004), ha obtenido un fuerte respaldo del enfoque de capacidades de Sen. Sin embargo, algunos como Dubet (2011) han cuestionado el principio de justicia subyacente a este enfoque y principalmente, su prioridad frente a la igualdad de resultados en la agenda política.

probablemente, una de las principales fuentes de descontento e inestabilidad social y política. La persistencia de la desigualdad de oportunidades puede crear el denominado 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 MI 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 públicas³ (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. Por último, se enuncian las principales conclusiones del estudio.

2. Antecedentes y contribución

2.1. Movilidad intergeneracional del ingreso

La mayoría de los estudios empíricos que cuantifican y analizan la transmisión intergeneracional del ingreso en un cierto país o región están referidos a países desarrollados, principalmente por la

³ 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.

mayor disponibilidad de datos para esos países. Entre estos, se destacan como antecedentes el desarrollado por Atkinson (1981) para Inglaterra, así como los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992) para Estados Unidos. Sin embargo, en los últimos años esta literatura ha crecido y se ha extendido en diferentes lugares⁴.

En general, la movilidad del ingreso entre padres e hijos es medida a partir de la elasticidad intergeneracional del ingreso (en adelante: EII). La mayoría de los estudios computan la EII a partir de la estimación por *Ordinary Least Squares* (OLS), de una regresión en la que el logaritmo de los ingresos de los hijos es la variable dependiente y el logaritmo de los ingresos de los padres la variable explicativa, con controles por edad para ambas generaciones. El método de OLS ha sido ampliamente utilizado para estimar la EII en diferentes años, por numerosos autores y para diversos países⁵.

Como señala Solon (2002), el interés principal en un análisis de la MII es el grado de asociación entre los ingresos de largo plazo de padres e hijos. Sin embargo, por limitaciones informativas, algunos estudios de movilidad intergeneracional emplean medidas de un único año para los ingresos de los padres. Aunque, los ingresos anuales no reflejan correctamente los ingresos permanentes. Por esta razón, algunos, para corregir el sesgo por error de medición en esta variable, utilizaron un promedio de los ingresos a lo largo de varios años, lo que reduce el impacto de las variaciones transitorias (Behrman y Taubman, 1985; Solon, 1992; Couch y Dunn, 1997; Blanden *et al.*, 2005). Otro enfoque implementado para solucionar este problema de sesgo fue el método de variables instrumentales⁶.

Al no disponer de información del ingreso de padres e hijos en momentos similares de su ciclo de vida, algunos estudios empíricos recurrieron a la solución propuesta por Arellano y Meghir (1992) así como por Angrist y Krueger (1992) que consiste en utilizar información de dos muestras separadas a fin de predecir el ingreso de los padres cuando los hijos eran niños o adolescentes y obtener una aproximación de sus ingresos permanentes. Por esta razón, suele conocerse a este método como *Two-Sample Two-Stage Least Squares* (TS2SLS). Esta técnica de estimación fue implementada mayormente en estudios para países europeos y en desarrollo⁷.

Por otra parte, la mayoría de los estudios existentes sobre MII ofrecen estimaciones de una asociación intergeneracional promedio. Sin embargo, las estimaciones promedio son de poca utilidad para medir la persistencia para aquellos que crecieron en familias de bajos o altos ingresos. Los

⁴ En Jiménez y Jiménez (2009) puede consultarse un resumen de gran parte de la evidencia internacional disponible sobre MII para países desarrollados y en desarrollo.

⁵ Así, Atkinson *et al.* (1983), Behrman y Taubman (1985), Solon (1992), Zimmerman (1992), Peters (1992) y Dahl y DeLeire (2008) aplican esa metodología para Estados Unidos; Dearden *et al.* (1997) y Blanden *et al.* (2002) lo hacen para Gran Bretaña; Osterberg (2000) y Hirvonen (2006), para Suecia; Österbacka (2001), para Finlandia; Bratberg *et al.* (2005), para Noruega; Couch y Dunn (1997), para Alemania; Comi (2004), para los países de la Comunidad Europea y Estados Unidos; Blanden *et al.* (2005), para Gran Bretaña, el Oeste de Alemania, Canadá y Estados Unidos; Corak y Heisz (1999), para Canadá; Sánchez Hugalde (2004), para España, Hertz (2001), para Sudáfrica y Núñez y Risco (2004), para Chile.

⁶ Así, en uno de los principales estudios pioneros, Solon (1992) propone utilizar como instrumento del status socioeconómico del padre, sus años de educación.

⁷ 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 MII para América Latina aplican esta 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.

estudios que analizan la variación del grado de persistencia a lo largo de la distribución emplean, generalmente, el método de regresiones por cuantiles (QR)⁸ y matrices de transición⁹. Los resultados obtenidos por estos estudios sugieren que las probabilidades de alcanzar diferentes cuantiles de ingresos de destino dependen significativamente del cuantil de origen definido en términos de los ingresos de los padres. También muestran que la correlación intergeneracional varía conforme con el cuantil en la distribución del ingreso al que pertenezca el individuo y su padre.

A partir de la revisión de la literatura se advierte una desproporcionada cantidad de estudios realizados para países desarrollados en comparación con los existentes para países en desarrollo y, entre ellos, para América Latina. Sin embargo, existen investigaciones que analizan la movilidad socioeconómica intergeneracional en Latinoamérica y, particularmente, en Argentina. Entre éstas se encuentran las desarrolladas por Castañeda y Aldaz-Carroll (1999), Aldaz - Carroll y Morán (2001), Dahan y Gaviria (2001), Behrman *et al.* (2001), Andersen (2001), la CEPAL (2004), Conconi *et al.* (2008) y, la más reciente de Ferreira *et al.* (2013) que analizan la movilidad socio-económica intergeneracional en América Latina, incluyendo entre los países estudiados a la Argentina.

Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) así como Aldaz-Carroll y Morán (2001) realizan un análisis empírico sobre la transmisión intergeneracional de la pobreza investigando el efecto de los factores familiares sobre el logro educativo de los niños como una *proxy* para juzgar si el individuo escapó de la pobreza, controlando por otros variables relevantes. A partir de los datos de encuestas de hogares y de la estimación de un modelo logit¹⁰ encuentran que los siguientes factores familiares mejoran significativamente las probabilidades que tiene un individuo nacido en un hogar pobre de completar la educación secundaria, es decir, de salir de la trampa de la pobreza: pocos hermanos, padres más educados, mayor ingreso familiar, residencia en áreas urbanas, no haber nacido de una madre adolescente y el haber recibido atención médica durante la niñez.

Dahan y Gaviria (2001) desarrollan un índice de movilidad social basado en la correlación de la escolaridad entre hermanos que mide el grado con el cual sus resultados educativos pueden ser explicados por el trasfondo familiar. Los valores obtenidos de este índice para 16 países de Latinoamérica, a partir de encuestas de hogares relevadas hacia fines de los noventa, muestran discrepancias substanciales en la movilidad intergeneracional dentro de la región. Los resultados también señalan que la movilidad se incrementa con el ingreso per cápita y la escolaridad media pero está débilmente asociada con los gastos públicos en educación.

Del análisis empírico desarrollado utilizando 112 encuestas de hogares para 19 países de América Latina, el Caribe y los Estados Unidos, con el objetivo de analizar los efectos del trasfondo familiar en el logro educativo de los jóvenes, Behrman *et al.* (2001) concluyen que existen grandes diferencias en

⁸ Los trabajos empíricos de Eide y Showalter (1999), Grawe (2004a y 2004b) y Brastberg *et al.* (2007) son algunos de los no tan numerosos estudios que implementan esta metodología.

⁹ Entre los diversos estudios que computan matrices de transición se encuentran algunos relativamente recientes como los de Dahl y DeLeire (2008), Núñez y Miranda (2007), Jäntti *et al.* (2006), Ferreira y Veloso (2004) y otros más antiguos como los de Atkinson *et al.* (1983), Zimmerman (1992), Peters (1992), entre otros.

¹⁰ La variable dependiente es la probabilidad del individuo de haber completado la educación secundaria y las independientes incluyen un conjunto de variables referidas a la educación del padre y de la madre y otras características familiares

la movilidad actual entre América latina y los EE UU¹¹. Además, muestran que la movilidad tiende a ser mayor en aquellos países en los que los adolescentes tienen más años de escolaridad así como en aquellos que invierten más dinero en educación.

En su trabajo, Andersen (2001) propone un nuevo índice de movilidad social (SMI) basado en regresiones de las brechas de escolaridad¹² para determinar la importancia que tiene el trasfondo familiar en la explicación de esas brechas. Conforme con los valores del SMI, obtenido para 18 países de América Latina a partir de encuestas de hogares realizadas hacia fines de los noventa, Chile, Argentina, Uruguay y Perú se encuentran entre los países con los niveles más altos de movilidad social en tanto que Guatemala y Brasil presentan los niveles más bajos. Los resultados también muestran que la movilidad social está positivamente correlacionada con el PBI y el logro educativo general pero no está relacionada en una forma obvia con la desigualdad.

El análisis estadístico desarrollado por la CEPAL (2004), en base a datos de las encuestas de hogares para diferentes países de América Latina correspondientes al 2000, sugiere que más de la mitad de los latinoamericanos ven restringidas sus oportunidades de bienestar como consecuencia de las características que asume la transmisión intergeneracional de capital educativo y de oportunidades laborales. El factor intergeneracional se aprecia en forma más clara cuando se comprueba que mientras el 30% de los jóvenes, cuyos padres no completaron la educación primaria, consiguen terminar el nivel secundario, el 75% de los hijos de padres con al menos diez años de estudio completan ese nivel.

En su estudio empírico, Conconi *et al.* (2008) computan tres índices de movilidad para los países de América Latina a principios de los noventa y del siglo XXI: el índice de movilidad social, el de movilidad educativa intergeneracional y el de correlación entre hermanos. Los resultados indican que, durante el período considerado, la movilidad en América Latina se incrementó, aunque no en igual magnitud en todos los países. A su vez, Conconi *et al.* (2008) reportan evidencia de una relación negativa entre desigualdad y movilidad.

Si bien existen estudios de movilidad intergeneracional específicos para la Argentina, la mayoría no examina la movilidad del ingreso sino la movilidad ocupacional o educativa entre generaciones¹³. Beccaria (1978) es uno de los primeros que lo hace, empleando la encuesta de movilidad social organizada, para el GBA, como un complemento de la Encuesta de empleo y desempleo de octubre de 1969. A partir de estos datos, construye matrices de transición que relacionan los estratos sociales de padres e hijos. También, obtiene, entre otros, un “índice bruto de inmovilidad” que mide la proporción de individuos ubicados en el mismo estrato de sus padres y que, para la muestra en su conjunto, tiene un valor de 24%.

¹¹ Behrman *et al.* (2001) siguen la metodología propuesta por Dahan y Gaviria (2001) que consiste en dos pasos. En el primer paso se computa un índice del logro educativo que muestra si un individuo supera un determinado umbral. El segundo paso consiste en computar la correlación entre los hermanos de los índices de logro educativo previamente calculados.

¹² La brecha de escolaridad es definida como la diferencia entre los años de educación que un adolescente o adulto joven habría completado si hubiera entrado a la escuela en una edad normal y hubiera avanzado un grado cada año, por una parte y los años de educación actual, por otra.

¹³ No obstante, en la medida en que los ingresos están determinados por las características ocupacionales y la educación de los individuos, se podría considerar que estos estudios se aproximan indirectamente al análisis de la MII.

Los escasos estudios sobre movilidad ocupacional intergeneracional en Argentina se realizaron en base a datos del GBA (Germani, 1963, Beccaria, 1978, Jorrat, 2000, Chávez Molina y Gutiérrez Ageitos, 2009), salvo el trabajo de Jorrat (2005) que fue desarrollado a partir de dos encuestas nacionales relevadas en 2003 y 2004 por el Centro de Estudios de Opinión Pública (CEDOP) de la Universidad Nacional de Buenos Aires (UBA) y el estudio de Quartulli y Salvia (2012) que utilizaron tres encuestas nacionales urbanas realizadas por el Observatorio de la Deuda social Argentina de la Universidad Católica Argentina (UCA) en 2007, 2008 y 2009. Los resultados obtenidos por Jorrat (2005), a partir del análisis descriptivo muestran una pauta de movilidad ocupacional entre generaciones atendible puesto que el 64,1% de los encuestados exhibió movilidad de algún tipo respecto de la clase del padre y, además, una prevalencia de movilidad ascendente. Según Jorrat (2005) estos hallazgos ratificarían la idea de que la vinculación entre crecimiento de la desigualdad y la baja movilidad social no es concluyente.

Golovanevsky (2001) desarrolla un análisis estadístico, a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) del 2001, para evaluar si los jóvenes seleccionados han logrado romper la trampa de la pobreza según distintos criterios alternativos¹⁴. Los resultados obtenidos de las tablas de contingencia, aunque son preliminares y relativos, muestran que los niveles de reproducción de situaciones de vulnerabilidad y pobreza de padres a hijos parecían ser elevados en Argentina en el 2001.

En su trabajo empírico, Fernández (2006) estima tres medidas diferentes - el índice de movilidad social, el de correlación de hermanos y el de inmovilidad del trasfondo familiar - con el objetivo de analizar la existencia y el grado de movilidad social intergeneracional en la Argentina con los datos de la EPH desde 1996 a 2002. Los resultados obtenidos, sugieren, según Fernández (2006), que la Argentina es una sociedad móvil y que los índices estimados no exhiben cambios dramáticos entre 1996 y 2002.

En un estudio que documenta la situación socio-económica en Argentina entre 1992 y 2006, Gasparini (2007) reporta, entre otras estadísticas distributivas, laborales y sociales, el índice de movilidad educativa (EMI)¹⁵ que mide el grado con el cual la educación y el ingreso de los padres determinan la educación del hijo. Los valores obtenidos del EMI para adolescentes (13 a 19 años) y adultos jóvenes (20 a 25 años) no revelan mejoras considerables en la movilidad educacional durante el período de análisis.

La investigación de Navarro (2008) es una de las pocas que se propone como objetivo central examinar las diferencias en el grado de movilidad social intergeneracional en la Argentina entre adolescentes y jóvenes adultos, utilizando una nueva fuente de información obtenida a partir de la Encuesta de Educación y Empleo de los Jóvenes (EEEJ) revelada en junio de 2005 por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) y el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales de Argentina (CEDLAS). Con ese objetivo se computan el SMI basado en regresiones de las

¹⁴ Los criterios considerados por la autora son la posición del hogar con respecto a la línea de pobreza, la formalidad del empleo, el nivel de instrucción y la calificación de la ocupación.

¹⁵ El EMI es estimado -siguiendo la metodología de Andersen (2001) - en forma similar al índice de movilidad social computado por Fernández (2006). El Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) calcula periódicamente el EMI en Argentina.

brechas de escolaridad propuesto por Andersen (2001) así como matrices de transición que relacionan el nivel educativo alcanzado por los hijos con el obtenido por sus padres. Los resultados obtenidos revelan que la movilidad intergeneracional así medida es bastante menor para los jóvenes adultos en comparación con los adolescentes. Según Navarro (2008), estos hallazgos sugieren que al momento de decidir si continuar estudiando más allá del nivel de escolaridad obligatorio, los jóvenes adultos están fuertemente afectados por el nivel educativo de sus padres.

Uno de los estudios más amplios sobre movilidad intergeneracional para la Argentina es el desarrollado por Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas (FIEL) (2008), a partir de una encuesta específica sobre movilidad social relevada en el 2000 y en la que se entrevistaron a 1000 hogares del Gran Buenos Aires. Los principales resultados de la investigación sugieren, según los autores, que la Argentina empeoró su clima de igualdad de oportunidades en relación al desempeño de otros países de la región como a su propia historia puesto que los resultados del esfuerzo personal están más condicionados por las características de la familia de origen y por el efecto del entorno educativo para las generaciones más jóvenes. Esta conclusión surge de la medición y el análisis de la movilidad intergeneracional educativa, del nivel socioeconómico y ocupacional, desarrollados a partir de la información obtenida en la encuesta antes mencionada. Según los autores, la movilidad intergeneracional de la condición socioeconómica¹⁶ puede considerarse moderada con respecto a los países más avanzados pero mayor que la observada en Brasil y Colombia aunque con un desempeño similar al de México y Brasil, en la región latinoamericana. El estudio también ofrece un análisis de la movilidad socioeconómica intergeneracional por cohortes, que muestra un decrecimiento del efecto positivo del nivel socioeconómico de los padres sobre el de los hijos a medida que la cohorte envejece. Según los autores, este resultado sugiere que la Argentina ha perdido movilidad social a lo largo del tiempo aunque la falta de datos longitudinales impiden la obtención de una conclusión más precisa sobre este punto. Por otra parte, cuando la movilidad intergeneracional se mide en términos educativos, es posible observar un patrón más rígido que el obtenido considerando el nivel socioeconómico, con una movilidad bastante más baja que la de los países más avanzados. Asimismo, el análisis de la movilidad intergeneracional ocupacional indica que el 40% de los individuos mantienen el mismo nivel ocupacional que sus padres. El estudio también examina la relación entre movilidad y educación, desigualdad y salud así como entre movilidad intergeneracional y propiedad de la vivienda. Además, a partir de los resultados obtenidos, la investigación desarrollada por FIEL (2008) analiza las políticas públicas que resultarían adecuadas para corregir los problemas de movilidad baja y decreciente en el tiempo que presenta la Argentina. En relación con este último aspecto, el estudio descarta el uso del crédito tributario para las familias pobres, destaca los resultados obtenidos por los programas focalizados de transferencias condicionadas y recomienda la ampliación de los programas para la niñez temprana como instrumento efectivo de política en vista a la igualdad de oportunidades.

¹⁶ La movilidad intergeneracional socioeconómica es medida a través de la elasticidad intergeneracional y del coeficiente de correlación intergeneracional de ingresos. Sin embargo, para aproximar la medida del ingreso permanente se construyó un índice de nivel socioeconómico que sintetiza la situación patrimonial, educativa y de empleo para cada uno de los encuestados.

En síntesis, los trabajos cuantitativos sobre movilidad socioeconómica intergeneracional para Argentina, al igual que para Latinoamérica, son escasos en comparación con los disponibles para países desarrollados. En particular, el análisis de la transmisión del ingreso entre generaciones en el país constituye un interesante campo de investigación económica abordado en este estudio.

2.2. Movilidad intergeneracional e igualdad de oportunidades

Desde una perspectiva normativa, existe un creciente consenso en privilegiar la igualdad de oportunidades, 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, entre otros, 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 radica en su relación con el principio meritocrático de justicia social, 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 relación entre MII e igualdad de oportunidades, más allá del orden de prioridad que le corresponda a este último objetivo en la agenda política.

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 MII 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, tal

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 constituye una de las escasas investigaciones que se propone analizar formalmente la relación entre igualdad de oportunidades y MII, plantea cuatro enfoques para definir la igualdad de oportunidades en función de la inclusión de un conjunto de circunstancias consideradas socialmente no aceptables¹⁷. 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”¹⁸, 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 niños¹⁹. Entonces, el concepto de igualdad de oportunidades implica sólo bajo circunstancias bastantes extremas (las consideradas en el enfoque EOp4), completa MII. 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 MII 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

¹⁷ Para una descripción detallada de cada uno de los enfoques, ver Roemer (2004)

¹⁸ Para Roemer (1998, 2004) un “tipo” es el conjunto de individuos en la sociedad que comparten las mismas circunstancias.

¹⁹ 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.

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 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 EOp 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, 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, tal como fuera mencionado 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, tal 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 y 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 MII 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 permanente²⁰ del hijo; Y_{p_i} es el log del ingreso permanente de los padres (generalmente, se utiliza el ingreso del padre); α es el término intercepto, A_i es un vector de otras variables de control y ε es un error aleatorio idéntica e independientemente distribuido con media cero y homoscedástico. Para tomar en cuenta los perfiles del ingreso a lo largo del ciclo de vida, A_i incluye como controles la edad y la edad al cuadrado del hijo y del padre. 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).

Es importante aclarar, en este punto, que la EII no constituye una medida del efecto causal del ingreso de los padres en el resultado económico de los hijos. En general, es inevitable que la EII sobrestime cualquier relación causal que exista como resultado de la correlación entre el ingreso de los padres y otras variables explicativas en la ecuación estructural del ingreso (o, en general, del resultado económico) de los hijos. No obstante, aun así, la EII es una medida relevante de inmovilidad intergeneracional que captura el efecto directo del ingreso del padre como su efecto indirecto, a través de su correlación con otros factores relevantes determinantes del ingreso de los hijos como la educación²¹. Por esto, en (1) no se incluyen otras variables de control, además de la edad de padres e hijos, porque el objetivo es obtener una medida resumen o un indicador del efecto total del ingreso de los padres sobre el ingreso de los hijos, tanto su efecto directo o causal como su efecto indirecto a través de todos los factores relacionados con el ingreso que se transmiten entre generaciones.

²⁰ 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 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).

²¹ En términos de la clasificación propuesta por Goldeberg (1989), el modelo intergeneracional definido en (3) es del tipo “mecánico” y no “económico”, por lo tanto, deja pendiente la exploración de los determinantes de esa inmovilidad.

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:

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

Donde y_{ji} es el ingreso permanente, con $j =$ hijo, padre; v_{jit} son componentes de ruido blanco y ω_{jit} captura los *shocks* transitorios en los ingresos actuales.

El modelo (2) se distingue del modelo clásico de errores en las variables, originado en el planteo de Friedman (1957), porque incluye la posibilidad de que coeficiente de pendiente correspondiente a la regresión de y_{jit} en y_{ji} no se igual a uno, como asume implícitamente el modelo tradicional²². En efecto, como señalan Haider y Solon (2006) 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. Esto explica, 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*”²³. 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 padres²⁴.

Las estimaciones obtenidas por Haider y Solon (2006) para el coeficiente de pendiente en la regresión (2) denotado por λ_t , sugieren que el supuesto de que λ_t es igual a uno es más razonable cuando el ingreso actual es observado en las edades centrales del individuo, esto es, cuando tiene de 30 a 45 años, aproximadamente. Por lo tanto, conforme con los resultados obtenidos por Haider y Solon (2006) así como Bohlmark y Lindquist (2006), si el ingreso corriente de hijos y padres es observado en sus edades centrales el *life-cycle bias* desaparece o, al menos, disminuye considerablemente.

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. 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

²² 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. Para una demostración formal de esta afirmación, ver Jiménez (2015).

²³ 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.

²⁴ Ver, por ejemplo, Grawe (2003); Dunn (2007); Núñez y Miranda (2007); Corak y Piraino (2010), entre otros.

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 Instrumental Variable* (TSIV)²⁵, fue propuesto por primera vez por Klevmarcken (1982) y aplicado originalmente por Angrist y Krueger (1992) así como por Arellano y Meghir (1992) aunque en otros contextos.

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 TSIV 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 desarrollo²⁶.

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. En función de ella, se emplea como variable instrumental la educación del padre²⁷, en la mayoría de las estimaciones obtenidas²⁸. Sin embargo, si, como afirma Solon (1992), la educación del padre pertenece como regresor al modelo estructural del ingreso permanente del hijo, bajo supuestos plausibles²⁹, esto ocasionaría una sobrestimación de la EII. En este caso, podría pensarse que nuestras estimaciones ofrecen un límite superior de la EII. Para ver esto formalmente, supongamos que el ingreso permanente de los hijos responde al siguiente modelo estructural:

$$y_{hi} = \delta_1 y_{pi} + \delta_2 E_{pi} + \epsilon_{hi} \quad (3)$$

Entonces, si se observaran los ingresos permanentes de padres e hijos³⁰ y asumiendo que $Cov(y_p, \epsilon_h) = 0$, el límite de probabilidad de estimador OLS de la EII en (1) sería:

$$\text{plim } \widehat{\beta}_{OLS} = \beta = \frac{Cov(y_s, y_p)}{Var(y_p)} = \frac{Cov(\delta_1 y_p + \delta_2 E_p + \epsilon_h, y_p)}{Var(y_p)} = \delta_1 + \delta_2 \frac{Cov(E_p, y_p)}{Var(y_p)} \quad (4)$$

Como el parámetro de interés es β , en este contexto, la EII resulta igual al efecto directo del ingreso del padre en el ingreso del hijo (δ_1) más su efecto indirecto, a través de su correlación con la

²⁵ Como señalan Angrist y Pishchke (2009), el estimador *Two-Sample Two Stage Least Square* (TS2SLS) puede tener menos sesgo que el convencional 2SLS.

²⁶ Ver referencias en sección 2.1.

²⁷ Numerosos estudios que intentan estimar la EII utilizando el método TSIV, utilizaron la educación del padre como instrumento (Núñez y Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2007, 2010, Lillard y Kilburn, 1995; Solon, 1992, entre otros).

²⁸ En algunas de las bases de datos utilizadas en esta investigación como no se dispone de información sobre la educación del padre para todos los individuos entrevistados se utiliza como *proxy* de esta variable la información reportada por los hijos referida a la calificación de la tarea desarrollada por los padres en sus ocupaciones cuando aquellos eran adolescentes.

²⁹ Estos supuestos son, por una parte, que la educación del padre está positivamente correlacionada con el ingreso del hijo y, por otra parte, que el ingreso permanente del padre está positiva pero no perfectamente correlacionado con su educación. Estos supuestos no pueden ser verificados con los datos porque no es posible observar el ingreso permanente del padre. Para más detalles, véase Solon (1992).

³⁰ Bajo algunos supuestos adicionales también plausibles, la dirección del sesgo del estimador IV y TSIV no cambia cuando en lugar del ingreso permanente de los hijos se considera sus ingresos corrientes. La demostración formal de este resultado puede verse en el Jiménez (2015).

educación del padre ($\delta_2\gamma$). Asumiendo que (3) está correctamente especificado, esta es la medida de persistencia intergeneracional que se busca estimar. Nótese que el mismo razonamiento puede extenderse a cualquier conjunto de factores que se consideren determinantes del ingreso de los hijos y, por tanto, variables explicativas del modelo (3).

Ahora bien, si el ingreso permanente de los padres que no es observado se instrumenta utilizando su educación y dado que, conforme con Björklund y Jäntti (1997), el estimador TSIV es equivalente al estimador IV tradicional si las dos muestras son de la misma superpoblación de manera que los momentos muestrales tienen los mismos valores límites, entonces, el límite de probabilidad del estimador TSIV de la EII en (1) está dado por.

$$\begin{aligned} plim \widehat{\beta}_{TSIV} &= \frac{Cov(E_p, y_h)}{Cov(E_p, y_{pt})} \\ &= \frac{Cov(E_p, \delta_1 y_p + \delta_2 E_p + \epsilon_h)}{Cov(E_p, y_{pt})} \end{aligned}$$

Asumiendo que $Cov(E_p, \epsilon_h) = 0$ ³¹, $Cov(E_p, u_{pt}) = 0$ ³², $y_{pi} = y_{pit} - u_{pit}$ ³³, entonces:

$$\begin{aligned} &= \frac{Cov(E_p, \delta_1 y_{pt} - \delta_1 u_{pt} + \delta_2 E_p)}{Cov(E_p, y_{pt})} \\ &= \delta_1 + \delta_2 \frac{Var(E_p)}{Cov(E_p, y_p)} \end{aligned}$$

Considerando la relación entre el parámetro poblacional de interés β y δ_1 y δ_2 en (4) se tiene:

$$\begin{aligned} plim \widehat{\beta}_{TSIV} &= \beta + \delta_2 \left(\frac{Var(E_p)}{Cov(E_p, y_p)} - \frac{Cov(E_p, y_p)}{Var(y_p)} \right) \\ plim \widehat{\beta}_{TSIV} &= \beta + \delta_2 \left[\frac{Var(E_p)}{Corr(E_p, y_p) Var(y_p)} \left(1 - Corr(E_p, y_p)^2 \right) \right] \quad (5) \end{aligned}$$

Por lo tanto, la EII estimada utilizando la educación del padre como instrumento de su ingreso permanente sobrestimaré la verdadera EII, siempre que $\delta_2 \geq 0$, es decir, que la educación del padre tenga un efecto no-negativo en el ingreso de los hijos y que $0 < Corr(E_p, y_p) < 1$, esto es, que la correlación entre el ingreso y la educación de los padres esté acotada entre cero y uno. Si bien, estos supuestos son bastante plausibles, los hallazgos de Sewell y Hauser (1975), Corcoran *et al.* (1992), Mazumder (2005) sugieren que el efecto directo de la educación del padre en el ingreso del hijo (δ_2) parece no ser estadísticamente distinto de cero, una vez que se controla por una medida del ingreso parental de largo plazo, como por ejemplo, el promedio del ingreso durante varios años³⁴. En este caso, el segundo término en (5) sería igual a cero y la estimación por TSIV de la EII sería consistente.

³¹ Si este supuesto no fuera correcto, la utilización de la educación del padre como variable instrumental del ingreso permanente del padre incluirá en la estimación de la EII, el efecto de factores inobservados asociados con este instrumento. Si estos factores también están correlacionados con el ingreso de los padres, una proporción de ese efecto (la que surge de su correlación con el ingreso parental) forma parte del parámetro que se quiere estimar. Sin embargo, la ponderación que estos factores reciben cuando se utiliza un instrumento como la educación de los padres, en lugar de su ingreso, puede no ser la correcta. De todas formas, dado que es razonable esperar que la educación del padre y estas variables inobservadas que determinan el ingreso de los hijos, como por ejemplo, su habilidad, estén correlacionadas positivamente, esto reforzaría la conclusión de que el estimador TSIV constituye un límite superior de la verdadera EII.

³² Este supuesto es más plausible cuando el ingreso de los padres es observado alrededor de la edad central de su ciclo vital

³³ Se supone para simplificar que este modelo de error clásico en las variables es válido. Sin embargo, las conclusiones no cambian si se asume el modelo más general dado en (2). Para más detalles, ver Jiménez (2015).

³⁴ En el caso de la Argentina no se dispone de la información necesaria para realizar esta estimación.

Por lo tanto, implementando el método TSIV es posible estimar la ecuación (1) en dos etapas. En la primera etapa, se utiliza una muestra secundaria o de padres “representativos” J, de la misma población que la muestra principal de padres e hijos I, pero en un momento en el pasado s, en el que los padres de la muestra principal eran más jóvenes y se encontraban en las edades centrales de su ciclo vital. A partir de esta muestra secundaria J, en el momento s, se estima la siguiente regresión del logaritmo del ingreso de los padres en el conjunto de instrumentos disponibles, como su educación:

$$y_{pjs} = \gamma E_{pjs} + \omega_{pjs} + v_{pjs} \quad (6)$$

Donde E_{pjs} es el vector de variables instrumentales. En la segunda etapa, a partir de la estimación de (6), se obtienen las predicciones del ingreso del padre, en el momento s, para el i-ésimo hijo, nacido en la cohorte c y de la muestra principal I:

$$\hat{y}_{pis} = \hat{\gamma} E_{pjs} \quad (7)$$

Este método emplea una fuente de datos externa - la muestra secundaria J - para estimar los coeficientes usados para imputar los $Y_{p_{ics}}$ no observados en la muestra principal I. Luego, se estima por el método de OLS, la ecuación (1) usando el ingreso de los padres predicho.

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 MII. 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, tal como advierten Van der Gaer *et al.* (2001), los índices existentes de MII 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 $0 < \zeta_1 < \dots < \zeta_{m-1} < \infty$, 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.

$$p_{ij} = \frac{\Pr(\zeta_{i-1} \leq Y_p \leq \zeta_i \text{ y } \xi_{j-1} \leq Y_h \leq \xi_j)}{\Pr(\zeta_{i-1} \leq Y_p \leq \zeta_i)} \quad (8)$$

El denominador $\Pr(\zeta_{i-1} \leq Y_p \leq \zeta_i) = \pi_i$ 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 .

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 MII. 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 denotado como $\eta \equiv (\eta_1, \dots, \eta_m)'$ 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:

$$M_P(y_{h_k} | y_{p_i}) = \sum_{j=1}^k p_{ij}, \quad k = 1, \dots, m-1 \quad (9)$$

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:

$$e_P(\eta_i) = \sum_{j=1}^m p_{ij} \eta_j \quad (10)$$

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 monótonas³⁵, 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 igualación 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 tanto, $P \succeq_{eq}^{\eta} Q$ tiene fuertes implicancias en términos de utilidad³⁶.

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 desarrollado por Bishop *et al.* (1992)³⁷. Así, para testear la hipótesis nula global $H_0: (D^* - D_*) [P\eta\eta'Q'] = 0$ frente a la

³⁵ 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 .

³⁶ Para más detalles sobre este punto ver el Corolario 1 del Teorema 2 en Benabou y Ok (2001a).

³⁷ Formby *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. Y, conforme lo demuestran los mismos autores, 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*.

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 $r_i - r_{i+1} = \frac{e_P(\eta_i)}{e_Q(\eta_i)} - \frac{e_P(\eta_{i+1})}{e_Q(\eta_{i+1})}$ y $i=1, \dots, m$.

La hipótesis conjunta H_0 es la intersección lógica de las m $H_{0,i}$ y 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 sub-hipótesis como una *Studentized maximum modulus (SMM) variate* con m clases 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 $P \succeq_{e_Q}^1 Q$. 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 distintas encuestas de hogares realizadas en la Argentina en diferentes años. Esto permitió, después de implementar determinados criterios de armonización de las bases de datos, realizar comparaciones temporales de distintas medidas o indicadores de movilidad intergeneracional. Desde el punto del objetivo de estudio, estas encuestas tienen como principal ventaja la disponibilidad de información retrospectiva sobre algunas características socioeconómicas de los padres (como su ocupación o su educación) para todos los individuos encuestados, independientemente de que éstos residen o no, al momento de la encuesta, en la misma vivienda que sus padres³⁸.

La Encuesta de Desarrollo Social de 1997 (EDS) es una de las bases de datos utilizada. La EDS se realizó en octubre de 1997 en base a una muestra de alrededor de 26.000 viviendas urbanas de todo el país. El universo de la muestra abarca a la población residente en localidades de 5.000 o más habitantes, que representa el 96 % de la población urbana del país y el 83,4% de la población total. Es decir, la muestra de la EDS de 1997 es aproximadamente representativa de la población nacional. La principal ventaja de esta encuesta es la disponibilidad de información sobre características ocupacionales de los padres de todos los adultos de 25 a 65 años entrevistados. En particular, la EDS

³⁸ Esto elimina el problema de sesgo de selección por coresidencia potencialmente existente en las estimaciones de movilidad intergeneracional obtenidas a partir de muestras de padres e hijos que cohabitan en una misma vivienda, como por ejemplo, las provenientes de la EPH.

1997 incluye información sobre la situación de actividad, la categoría ocupacional y la calificación de la tarea de los padres cuando los hijos tenían alrededor de 15 años.

Otra fuente de datos utilizada en esta investigación es la Encuesta de Percepción de Planes Sociales (EPPS). Esta 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 Latina y el Caribe del Banco Mundial. La muestra de la EPPS consiste de 2.500 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. 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.

La Encuesta del *International Social Survey Programme* (ISSP) 2009 realizada en la Argentina entre julio y noviembre de 2010 por el CEDOP-UBA es otra de las bases de datos utilizadas (en adelante se hará referencia a esta encuesta como EISSP 2010). El ISSP es un programa de colaboración internacional que realiza encuestas anuales sobre diversos tópicos de las ciencias sociales desde 1985 en diversos países del mundo. El módulo implementado en la Encuesta ISSP 2009 (denominado *Social Inequality IV*) incluye, entre otras variables relevantes, información sobre la situación ocupacional y la profesión del padre y de la madre durante la adolescencia de todos los individuos adultos mayores de 18 años entrevistados. La muestra correspondiente a la Argentina consiste de 1133 observaciones y es representativa de la población nacional. El diseño muestral es estratificado en tres etapas (unidades de área, hogares y personas) con un selección aleatoria en cada etapa (ISSP *Research Group*, 2012)³⁹.

Como las tres encuestas mencionadas previamente no contienen información sobre el ingreso de los padres de cada hijo adulto de la muestra, a fin de predecir su ingreso en la adolescencia de los hijos o en un período lo más cercano posible a esta etapa, se emplea otra muestra anterior obtenida a partir de los datos de la EPH relevada en un año previo al de la muestra principal. Esta muestra secundaria, obtenida a partir de la EPH de 1992, está conformada por padres con características similares a la de aquellos de los hijos adultos de la muestra principal de cada una de las tres encuestas. Son varias las razones que justifican la elección de la EPH de este año para obtener la muestra secundaria de padres “representativos”. En primer lugar, como uno de los objetivos de este artículo es examinar los cambios de la MII en el tiempo resulta conveniente emplear una misma muestra secundaria para predecir el ingreso paterno de los hijos en cada uno de los años considerados. La utilización de la EPH de 1992

³⁹ Debe señalarse que la muestra para Argentina de esta encuesta internacional no contaba con un factor de ponderación o expansión. Por tanto, a fin de obtener estimaciones comparables con las restantes encuestas utilizadas y que permitan hacer inferencias para toda la población se computaron los factores de expansión correspondientes a partir de la información disponible en la EISSP 2010 relacionada con el diseño muestral.

para obtener la muestra de padres representativos implica que el ingreso paterno será estimado 18, 15 y 5 años atrás para los hijos observados en la EISSP 2009, la EPPS 2007 y la EDS 1997. Asimismo, la EPH de 1992 contiene información sobre características ocupacionales de los individuos entrevistados, particularmente las obtenidas del denominado Clasificador Nacional de Ocupaciones (CNO) de 1991, que permiten construir variables instrumentales para predecir el ingreso paterno, similares a las disponibles en la muestra principal. Además, 1992 es un año de relativa estabilidad macroeconómica a diferencia de años previos (1990 y 1991) para los que también se dispone de datos de la misma encuesta. Por otra parte, la EPH de 1992 cubre una mayor cantidad de aglomerados⁴⁰ que las EPH de años anteriores. No obstante, más allá de las razones mencionadas que justifican la utilización de la EPH de 1992, se emplearon EPH de años anteriores a fin de realizar un análisis de la robustez de los resultados obtenidos al modificar la muestra secundaria.

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 podría 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. No obstante, en la Argentina un elevado porcentaje de la población total habita en centros urbanos, y la muestra de la EPH, actualmente representa aproximadamente el 70% de la población urbana y el 60% de la población total del país. Además, como análisis de robustez de los resultados obtenidos se realizaron estimaciones utilizando una muestra secundaria obtenida a partir de la EDS de 1997 que tiene mayor cobertura geográfica.

En el Cuadro 1 se resumen algunas características de la muestra principal de hijos utilizadas en el análisis empírico.

⁴⁰ Para obtener una muestra anual de padres representativos a partir de la EPH, se unieron las observaciones correspondientes a los dos relevamientos realizados dentro del año en el caso de la EPH de 1992. Los aglomerados cubiertos por las EPH en 1992 son 27.

Cuadro 1. Características de la muestra de hijos de 25 a 64 años de 1997, 2007 y 2010.

Características	Hijos de 25 a 64 con residentes en áreas urbanas		
	EDS 1997	EPPS 2007	EISSP 2010
Edad	42.41	43.30	43.07
Nivel educativo			
Sin instrucción	0.011	0.008	0.003
Primario Incompleto	0.131	0.113	0.062
Primario Completo	0.293	0.294	0.215
Secundario Incompleto	0.180	0.191	0.222
Secundario Completo	0.162	0.201	0.153
Superior Incompleto	0.109	0.096	0.148
Superior Completo	0.114	0.097	0.129
Nivel educativo del padre			
Menor a secundario completo	-	0.846	-
Secundario completo y más	-	0.154	-
Calificación ocupacional del padre			
Calificación técnica o profesional	0.802	-	0.868
Sin calificación o calificación operativa	0.198	-	0.132
Tipo de ocupación del padre			
Tareas de producción, Auxiliares de Producción y de Reparación de Bienes	0.513	-	0.606
Tareas Administrativo-Contables	0.078	-	0.135
Tareas de Comercialización	0.123	-	0.077
Tareas de Transporte, Vigilancia y Seguridad y de Servicios	0.287	-	0.183
Ingresos familiares per cápita (\$ constantes de dic. 2012)	2464.37	1496.49	2156.56
Ingresos familiares per cápita predichos de su padre (en \$ constantes de dic 2012)			
En base a su educación/calificación	1226.32	1181.27	1159.59
En base a su ocupación	1129.02	-	1181.99
Observaciones	23560	1391	429

Fuente: elaboración propia en base a EDS 1997, EPPS 2007 y EISSP 2010.

5. Resultados

5.1. Cambios temporales en la elasticidad intergeneracional del ingreso

En esta sección se comparan las elasticidades intergeneracionales del ingreso familiar per cápita computadas a partir de la estimación de dos especificaciones del modelo (3) utilizando la muestra de los hijos provenientes de la EDS 1997, la EPPS 2007 y la EISSP 2010.

En el Cuadro 2 se reportan, para los tres años considerados, las EII estimadas con el método TSIV considerando distintas variables instrumentales para predecir el ingreso familiar paterno inobservado. En la primera etapa, se usaron los datos de padres de hijos entre 0 y 24 años obtenidos de las EPH de 1992 para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso familiar per cápita (4). En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron - conforme con la ecuación (5)- las predicciones del ingreso familiar per cápita que los padres de los hijos adultos incluidos en la muestra principal obtenida a partir de la EDS 1997 y de la EPPS 2007, tenían en 1992 cuando eran más jóvenes.

Cuadro 2. EII estimadas en 1997, 2007 y 2010 utilizando el método TSIV. Argentina.

Año	Base de datos	Instrumento	Muestra	EII para hijos de 25 a 64 años			EII centrada en 40 años		
				Todos	Varones	Mujeres	Todos	Varones	Mujeres
1997	EDS	Educación del padre igual o superior al SC aproximada con su calificación	Jefe y cónyuges de hogar	0.956 (0.041)	1.093 (0.067)	0.833 (0.055)	1.017 (0.055)	1.206 (0.082)	0.853 (0.075)
			mayores de 25 años	0.875 - 1.037 6460	0.962 - 1.224 2929	0.727 - 0.940 3531	0.909 - 1.126 6460	1.046 - 1.366 2929	0.707 - 1.000 3531
		Educación del padre igual o superior al SC aproximada con su calificación	Adultos de 24 a 64 años	0.953 (0.025)	1.038 (0.039)	0.879 (0.036)	0.990 (0.036)	1.077 (0.053)	0.912 (0.050)
			Adultos de 24 a 64 años	0.903 - 1.002 18082	0.961 - 1.115 8390	0.809 - 0.948 9692	0.919 - 1.060 18082	0.973 - 1.181 8390	0.813 - 1.010 9692
Características ocupacionales del padre	Adultos de 24 a 64 años	0.922 (0.023)	0.977 (0.031)	0.869 (0.032)	0.920 (0.031)	0.943 (0.042)	0.910 (0.043)		
	Adultos de 24 a 64 años	0.877 - 0.966 17838	0.917 - 1.037 8270	0.806 - 0.933 9568	0.860 - 0.981 17838	0.860 - 1.026 8270	0.827 - 0.994 9568		
2007	EPPS	Educación del padre igual o superior al SC	Jefes y cónyuges de hogar mayores de 25 años	0.635 (0.087)	0.526 (0.136)	0.685 (0.118)	0.686 (0.132)	0.541 (0.198)	0.784 (0.185)
			Adultos de 24 a 64 años	0.465 - 0.805 1391	0.260 - 0.793 540	0.455 - 0.916 851	0.428 - 0.944 1391	0.153 - 0.928 540	0.422 - 1.147 851
2010	EISSP	Educación del padre igual o superior al SC aproximada con su calificación	Adultos de 24 a 64 años	0.980 (0.184)	0.949 (0.226)	1.030 (0.302)	1.228 (0.359)	1.276 (0.452)	1.090 (0.710)
			Adultos de 24 a 64 años	0.618 - 1.341 402	0.506 - 1.392 198	0.438 - 1.621 204	0.524 - 1.932 402	0.390 - 2.162 198	-0.301 - 2.481 204
Características ocupacionales del padre	Adultos de 24 a 64 años	0.769 (0.116)	0.763 (0.153)	0.790 (0.162)	0.883 (0.184)	0.966 (0.244)	0.850 (0.282)		
	Adultos de 24 a 64 años	0.543 - 0.995 399	0.463 - 1.063 198	0.473 - 1.107 201	0.522 - 1.245 399	0.488 - 1.445 198	0.298 - 1.402 201		

Nota: SC: secundario completo. Los modelos intergeneracionales estimados incluyen como controles un polinomio cuadrático en la edad de los hijos y su sexo en el caso de la estimación para el total de la muestra. Entre las características ocupacionales se incluye la categoría ocupacional (trabajador independiente o asalariado), el tipo de ocupación y la calificación de la tarea desarrollada. Bajo de las EII se reportan los errores estándares computados con la técnica de *bootstrap* (399 replicaciones) y a continuación, su intervalo de confianza al 95%.

Fuente: elaboración propia en base a EDS 1997, EPPS 2007, EISSP 2010 y EPH 1992.

En primer lugar, a fin de comparar los niveles de persistencia intergeneracional del ingreso observados en 1997 y 2007 se utilizó como instrumento para predecir el ingreso paterno la educación de los padres reportada por los hijos. No obstante, como en la EDS 1997 no se consultó a los hijos con relación a la educación de sus padres, se usó la información sobre sus calificaciones ocupacionales aportada por todos los individuos entrevistados como *proxy* del nivel educativo paterno⁴¹. Conforme a los resultados reportados en las primeras columnas del Cuadro 2, la EII estimadas en 1997 para hijos de 25 a 65 años jefes y cónyuges de hogar son significativamente más elevadas que las correspondientes a 2007, tanto para varones como mujeres. Así, mientras para el conjunto de hijos la EII asciende a 0.96 en 1997, es de 0.63 en 2007. Estos valores indican que la persistencia del ingreso entre padres e hijos medida a partir de este indicador se redujo un 34% entre 1997 y 2007. Además, cabe destacar el alto valor de la EII en 1997 para los hijos varones que asciende a 1.01 sugiriendo una persistencia de ingresos entre padres e hijos casi perfecta. Es decir, este coeficiente indica, en términos de desigualdad intergeneracional y siguiendo al interpretación que realiza Mulligan (1997) de la EII, que una diferencia de 1% entre el ingreso de los padres en 1992 está asociada, manteniendo todo lo demás constante, con una diferencia de ingresos aproximadamente similar entre los hijos en 1997. En cambio, las EII estimada en 2007 para el conjunto de hijos varones es menos de la mitad de la

⁴¹ La variable instrumental utilizada en este caso es una *dummy* igual a uno (cero) si el padre tenía, cuando el entrevistado era adolescente, una calificación técnica o profesional (calificación operativa o ninguna). Por tanto, se asume que esta variable *dummy* constituye una *proxy* de una *dummy* indicadora de si el nivel educativo del padre era igual o superior al nivel secundario completo. El coeficiente de esta última variable es el que se estima a partir de la muestra secundaria de padres "representativos" obtenida a partir de la EPH en 1992 para computar el ingreso predicho de los padres de la muestra principal de 1997. Se considera que la calificación ocupacional es una *proxy* razonable del nivel educativo dado que las estimaciones derivadas a partir de la muestra de la EPH de 1992 indican que la mayoría, más del 80% de quienes tienen una calificación profesional o técnica presentan un nivel educativo igual o superior al secundario completo.

computada para 1997. Debe señalarse nuevamente que la variable instrumental utilizada para estimar las EII en 1997 no es estrictamente igual a la empleada en 2007. Sin embargo, las EII estimadas, para una muestra de hijos corresidentes⁴² con sus padres, utilizando como variable instrumental para predecir el ingreso paterno la educación observada de los padres son mayores a las estimadas usando como instrumento su calificación ocupacional (ver Cuadro A1 del Anexo). Por tanto, estos resultados sugieren que en caso de utilizar la educación observada de los padres en lugar de su calificación como instrumento para predecir su ingreso, las EII estimadas en 1997 serían aún mayores que las reportadas en el Cuadro 2, confirmando las conclusiones anteriores.

Por otra parte, en el Cuadro 2 también se reportan EII comparables para 1997 y 2010 estimadas utilizando como variable instrumental las características ocupacionales de los padres (su categoría ocupacional, tipo de ocupación y calificación de la tarea desempeñada) para predecir su ingreso familiar per cápita⁴³. Las EII así estimadas para hijos de 25 a 64 años son mayores en el primer año en comparación con el segundo. Esto indicaría, en principio, que los niveles promedio de movilidad de ingresos entre generaciones de 1997 eran menores que los estimados en 2010. No obstante, debe destacarse que las diferencias en las EII de 1997 y 2010 son considerablemente menores que las observadas entre 1997 y 2007. Así, para el total de hijos, la EII de 1997 es mayor en un 34% a la estimada en 2007 pero sólo supera la de 2010 en un 17%. Este resultado sugiere que parte de la mejora en la MII promedio observada en la década 1997-2007 parece haberse perdido entre este último año y 2010⁴⁴. Además, los elevados errores estándares de las EII estimadas en 2010, producto de la baja cantidad de observaciones con las que se computaron⁴⁵, no permiten afirmar que las diferencias observadas con relación a las EII de 1997 son estadísticamente significativas. Asimismo, si se consideran las estimaciones obtenidas utilizando como variable instrumental la educación de los padres (aproximada con su calificación) para predecir su ingreso familiar en 1992, las EII estimadas en 2010 para todos los hijos así como para las hijas de 25 a 64 años resultan levemente mayores que las computadas en 1997.

Siguiendo a Lee y Solon (2006), se estimó otra especificación del modelo (1) normalizando en 40 años el vector A_i que incluye el polinomio cuadrático en la edad de los hijos e incluyendo términos de interacción entre el ingreso familiar per cápita predicho de los padres y ese polinomio cuadrático en la edad de los hijos menos 40. Esta especificación tiene en cuenta que el grado de persistencia intergeneracional del ingreso, medido a partir de la EII, puede variar con la edad de los hijos, es decir, con el momento en el ciclo de vida de los hijos en que se mida su ingreso. Conforme a la evidencia empírica disponible (Haider y Solon, 2006; Bohlmark y Lindquist, 2006), el ingreso corriente se

⁴² Sólo para esta muestra de hijos está disponible la información sobre la educación de sus padres que cohabitan con ellos en la EDS 1997.

⁴³ Cabe aclarar que si bien las bases de datos de la EDS 1997 y la EISSP 2010 tienen distintos clasificadores de las ocupaciones, se construyeron grupos ocupacionales para los padres estrictamente comparables.

⁴⁴ No obstante, las EII estimadas en estos dos últimos años no son estrictamente comparables porque no se obtuvieron a partir de una muestra estrictamente similar de hijos (en la EPPS de 2007 la muestra está conformada por jefes y cónyuges de hogar, en cambio, en la EISSP de 2010 por adultos mayores de 18 años para quienes no hay información sobre su posición en el hogar).

⁴⁵ Como se especificó previamente, el tamaño de la muestra total disponible para la Argentina en la EISSP 2010 es de 1133 observaciones.

acerca al ingreso permanente y el denominado *life-cycle bias* desaparece o se reduce cuando las estimaciones de la EII se realizan en la edad central de padres⁴⁶ e hijos. A partir de las estimaciones reportadas en las últimas columnas del Cuadro 2, se observa que los resultados comentados previamente no cambian, en general, de forma substancial cuando las estimaciones de la EII se centran en una edad de 40 años. Así, las EII estimadas utilizando como instrumento la educación de los padres son significativamente mayores en 1997 que en 2007 tanto para el total de hijos como para varones y mujeres. Por otra parte, cuando se consideran las características ocupacionales de los padres como instrumento para predecir su ingreso familiar per cápita en 1992, las EII estimadas para 1997 son superiores a las computadas en 2010 pero no en una magnitud considerable. De forma tal que las diferencias, entre esos años, en los niveles de MII medidos a partir de este coeficiente no son estadísticamente significativas ni pueden considerarse económicamente relevantes. Así, por ejemplo, entre los hijos varones la EII centrada en 40 años asciende a 0.945 en 1997 y a 0.962 en 2010.

Por otra parte, las EII previamente analizadas constituyen una medida del nivel promedio de persistencia intergeneracional de ingresos. Sin embargo, es posible que los niveles de inmovilidad de ingresos entre generaciones varíen dependiendo de la posición que ocupen los hijos en la distribución del ingreso familiar. Una forma de examinar los posibles patrones de la MII en distintos puntos de la distribución del ingreso de los hijos es a partir del método de regresiones por cuantiles. Con este objetivo, algunos estudios empíricos emplearon el método *conditional quantile regression* (CQR) (Eide y Showaler, 1999; Bratsberg *et al.*, 2005; Grawe, 2004a, 2004b; entre otros). Sin embargo, las EII así estimadas no tienen una interpretación sencilla si se incluyen en la regresión otras variables de control porque están basados en la distribución de los residuos de la regresión. Esto no sucede con las EII estimadas utilizando la técnica relativamente nueva denominada *unconditional quantile regression* (UQR). Las EII presentadas en el Cuadro 3 se computaron utilizando este método a partir de la muestra total de hijos de 25 a 64 años a fin de utilizar la máxima cantidad de observaciones posibles. No obstante, al igual que en el caso de las EII del Cuadro 2, en las estimaciones se incluyeron sólo a los hijos residentes en zonas urbanas (dada que la muestra secundaria utilizada para predecir el ingreso paterno obtenida a partir de la EPH de 1992 sólo es representativa de la población urbana del país).

En general, en los tres años analizados, la EII varía ampliamente según el cuantil de ingreso familiar per cápita del hijo que se considere. Así, en 1997 los niveles de asociación entre el ingreso de hijos y padres son significativamente mayores en los cuantiles más altos de la distribución del ingreso de los hijos, tanto si se utiliza como instrumento para predecir el ingreso paterno su educación como cuando se emplean sus características ocupacionales. De esta forma, considerando las estimaciones obtenidas con estas últimas variables instrumentales, es posible observar que mientras la EII asciende a 0.478 para los hijos en el cuantil de ingresos más bajo, supera el valor de 1 para aquellos en el cuantil más alto considerado. Además, esto muestra cómo las EII promedio previamente analizadas ocultan una gran heterogeneidad en los niveles de inmovilidad intergeneracional entre hijos ubicados en distintas clases de ingreso. Un patrón similar se aprecia para las EII estimadas en 2010. Estas

⁴⁶ En el caso de los padres no es posible centrar las estimaciones en una edad similar porque no hay información disponible sobre su edad en la EDS 1997 ni en la ISSP 2010.

elasticidades presentan un crecimiento monotónico con el cuantil de ingresos del hijo. En cambio en 2007, las EII de los cuantiles más bajos superan marcadamente las estimadas en los dos más altos. Así, la EII del 10^{mo} cuantil duplica aproximadamente la observada en el 90^{mo} cuantil.

Cuadro 3. EII estimadas en 1997, 2007 y 2010 utilizando el método UQR. Argentina.

Año	Base de datos	Muestra	Instrumento	Cuantil				
				0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
1997	EDS	Jefe y cónyuges de hogar mayores de 25 años	Educación del padre igual o superior al SC aproximada con su calificación	0.535	0.858	0.830	1.214	1.377
				(0.037)	(0.032)	(0.034)	(0.045)	(0.062)
				0.462 - 0.608	0.795 - 0.921	0.763 - 0.896	1.127 - 1.302	1.256 - 1.498
2007	EPPS	Adultos de 24 a 64 años	Características ocupacionales del padre	0.478	0.803	0.785	1.290	1.379
				(0.067)	(0.063)	(0.063)	(0.112)	(0.178)
				0.346 - 0.609	0.680 - 0.926	0.661 - 0.910	1.070 - 1.509	1.031 - 1.727
2010	EISSP	Jefe y cónyuges de hogar mayores de 25 años	Educación del padre igual o superior al SC	0.648	0.864	0.814	0.480	0.326
				(0.118)	(0.181)	(0.169)	(0.200)	(0.261)
				0.418 - 0.879	0.510 - 1.219	0.482 - 1.146	0.088 - 0.871	-0.186 - 0.838
2010	EISSP	Adultos de 24 a 64 años	Características ocupacionales del padre	0.397	0.627	0.777	0.980	0.852
				(0.114)	(0.116)	(0.167)	(0.201)	(0.341)
				0.173 - 0.620	0.399 - 0.854	0.451 - 1.103	0.585 - 1.375	0.183 - 1.521

Nota: SC: secundario completo. Los modelos intergeneracionales estimados incluyen como controles un polinomio cuadrático en la edad de los hijos y su sexo en el caso de la estimación para el total de la muestra. Entre las características ocupacionales se incluye la categoría ocupacional (trabajador independiente o asalariado), el tipo de ocupación y la calificación de la tarea desarrollada. Bajo de las EII se reportan los errores estándares computados con la técnica de *bootstrap* (399 replicaciones) y a continuación, su intervalo de confianza al 95%. Fuente: elaboración propia en base a EDS 1997, EPPS 2007, EISSP 2010 y EPH 1992.

Por otra parte, resulta importante destacar que las diferencias temporales en los niveles de MII también se modifican dependiendo del cuantil en la distribución del ingreso de los hijos en que se midan. Así, cuando se comparan las estimaciones de 1997 y 2007 no se observan diferencias significativas entre las EII correspondientes a los cuantiles más bajos, ocurriendo lo contrario con las estimadas en los cuantiles más altos. En este caso, las elasticidades de 1997 superan ampliamente las del 2007. Esto podría explicar las diferencias observadas en las EII promedio reportadas en el Cuadro 2. Es decir, la menor persistencia intergeneracional del ingreso que se aprecia en 2007 en comparación con 1997 parece responder a un incremento de la movilidad entre los hijos ubicados en los cuantiles más alto de la distribución de los hijos.

También se observa que las EII estimadas en 1997 superan las correspondientes a 2010 en todos los cuantiles considerados, salvo en la mediana de la distribución del ingreso de los hijos. Sin embargo, al igual que sucede con la EII promedio, las diferencias no resultan, en general, estadísticamente significativas.

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. A fin de obtener estimaciones comparables se computaron matrices de transición que vinculan el tercil de ingreso familiar per cápita de los hijos de 25 a 64 años con el estimado para sus padres. La razón para considerar terciles en lugar de quintiles o deciles se relaciona principalmente con el método utilizado para estimar el ingreso inobservado de los padres. Así, para clasificar a los hijos en cada uno de los terciles de origen se empleó el ingreso familiar per cápita estimado para sus padres en 1992 a partir del método TSIV presentada en la sección 3, utilizando como instrumento una variable *dummy* que indica si la educación de los padres es igual o mayor al nivel secundario

completo. A continuación, se estimó p_{ij} en (12) reemplazando y_p por \hat{y}_p ⁴⁷. A fin de mantener la comparabilidad entre las medidas de ingreso de padres e hijos, siguiendo a Pero y Szerman (2008), se utilizaron los valores predichos del ingreso familiar per cápita de los hijos a partir de su educación. Además, como la utilización de los ingresos predichos de padres e hijos genera un problema de discretización de los datos, los cuantiles de ingreso no poseen el mismo número de personas, haciendo que las matrices resultantes dejen de ser biestocásticas. Para resolver este problema se adoptó el siguiente procedimiento sugerido por Pero y Szerman (2008): a) se generó un vector aleatorio uniforme en el intervalo [-0.001, 0.001] del mismo tamaño de la muestra; b) se sumó ese vector al ingreso predicho de padres e hijos; c) se computaron los cuantiles para obtener una matriz de transición y d) se repitió ese procedimiento 1000 veces. La matriz de transición final es una media de las 1000 matrices estimadas a partir de los pasos (a)-(c).

En general, las dos matrices reportadas en el Cuadro 3, separadas por un intervalo de diez 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, el 68% y 67% de los hijos que fueron clasificados en el tercil más bajo de la distribución del ingreso familiar paterno permanecen en ese mismo tercil en 1997 y 2007, respectivamente. En tanto que, la tasa de persistencia intergeneracional en el tercil más alto supera el 46%⁴⁸. Sin embargo, este resultado podría reflejar, en parte, el denominado *floor effect* debido a que si los padres estaban en el cuantil más bajo de la distribución del ingreso familiar, sus hijos pueden solamente moverse en forma ascendente, ocurriendo lo contrario para aquellos en el cuantil más alto (Corak y Heisz, 1999).

Por otra parte, en las dos matrices de transición se observa que la probabilidad de alcanzar el cuantil más alto de la distribución crece monótonicamente con el cuantil de ingreso de origen⁴⁹. Así, la proporción de hijos que logran moverse del primer tercil de origen al más alto de la distribución de ingreso familiar en 1997 y 2007 es 18.4% y 17.4%, respectivamente. En tanto que, los porcentajes de aquellos con un padre en el segundo tercil que realizan el mismo movimiento ascendente son significativamente mayores a esos valores en los dos años considerados. No obstante, la probabilidad de transición descendente del tercil más alto al más bajo disminuyó a la mitad (de 12% a 6.3%) entre 1997 y 2007, siendo este cambio estadísticamente significativo.

⁴⁷ Un enfoque alternativo, adoptado por Björklund y Jäntti (1997) consiste en hacer alguna hipótesis sobre la forma funcional de $K(Y_h, Y_p)$ y estimar los parámetros de la distribución. Como los ingresos son generalmente aproximados por distribuciones lognormales, los autores asumen una distribución lognormal bivariada para $K(., .)$. No obstante, a partir de un test de normalidad de Shapiro-Wilk se rechazó la hipótesis de normalidad del log de los ingresos de los hijos y padres, por tanto, se descartó este enfoque (Pero y Szerman, 2008).

⁴⁸ Este resultado contrasta con el reportado por otros estudios empíricos como los de Núñez y Miranda (2007) para Chile, Piraino (2006) para Italia, Dearden et al. (1997) y Zimmerman (1992) para Estados Unidos que encuentran, a partir de una muestra de padres e hijos, un mayor grado de persistencia intergeneracional en los cuantiles más altos de la distribución del ingreso. 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.

⁴⁹ Este es un hallazgo que, en general, se encuentra en línea con la evidencia internacional (Núñez y Miranda, 2007; Blanden et al., 2005, entre otros).

Cuadro 4. Matrices de transición e índices de inmovilidad intergeneracional, 1997 y 2007. Argentina.

Tercil de ingreso familiar per capita del padre	Tercil de ingreso familiar per capita del hijo		
	1	2	3
1997			
1	0.680 (0.010)	0.136 (0.007)	0.184 (0.008)
2	0.228 (0.009)	0.452 (0.011)	0.319 (0.010)
3	0.120 (0.007)	0.424 (0.011)	0.456 (0.011)
2007			
1	0.670 (0.032)	0.156 (0.025)	0.174 (0.026)
2	0.249 (0.031)	0.421 (0.035)	0.330 (0.033)
3	0.063 (0.016)	0.456 (0.036)	0.482 (0.036)
Año	Índices de inmovilidad intergeneracional		
1997	0.54 (0.006)		
2007	0.53 (0.020)		

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

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Asimismo, el índice general de inmovilidad intergeneracional reportado en el Cuadro 4, que surge de las matrices de transición y mide la proporción de hijos que se ubican en el mismo tercil que sus padres (cualquiera sea éste) no presenta cambios significativos entre 1997 y 2007. Según este índice el 53%-54% de los hijos en ambos años se mantuvieron en el mismo tercil en que fueron clasificados sus padres conforme a su ingreso familiar per cápita estimado. En principio, este resultado sugiere, a diferencia del obtenido a partir de las EII, que no hubo mejoras en términos de MII entre los años considerados. No obstante, es necesario tener en cuenta que como el índice se obtuvo a partir de matrices de transición por terciles, no permite capturar movimientos entre cuantiles de origen y destino de los hijos de menor tamaño como deciles o percentiles. Por lo tanto, los valores estimados para el índice de inmovilidad intergeneracional computado sugieren que tanto en 1997 como en 2007, la mayoría de los hijos permanecieron en el mismo tercil de sus padres sin experimentar movimientos o cambios importantes en su posición relativa en la distribución del ingreso.

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 cuantil, los ingresos promedios familiares estimados en la adolescencia de cada hijo adulto. Es claro que, como se estimaron matrices de transición tercilicas, la distribución de η es, en este caso, $\pi = (0.33, 0.33, 0.33)$.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados del test de dominancia de Benabou-Ok que permiten evaluar si los procesos de movilidad intergeneracional observados en 1997 y 2007 resultaron 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.

Cuadro 5. Test de dominancia de Benabou-Ok para matrices individuales. 1997 y 2007. Argentina.

Tercil	Año 1997				Año 2007			
	e_{M1997}	e_i	$r = e_{M1997}/e_{MI}$	$r_i - r_{i+1}$	e_{M2007}	e_i	$r = e_{M2007}/e_{MI}$	$r_i - r_{i+1}$
1	1144.43 (20.401)	1034.33 (0.000)	1.106 (0.020)	-0.079 (0.059)	1122.65 (28.047)	1030.91 (0.000)	1.089 (0.027)	-0.070 (0.101)
2	1225.88 (50.173)	1034.33 (12.916)	1.185 (0.047)	0.385 (0.084)	1194.74 (59.274)	1030.91 (63.573)	1.159 (0.076)	0.325 (0.100)
3	1308.13 (55.823)	1634.32 (156.439)	0.800 (0.039)		1272.06 (59.033)	1525.65 (64.724)	0.834 (0.026)	

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

Fuente: elaboración propia en base a EPH-INDEC.

Las columnas denotadas con e_{Mt} (con $t=1997, 2007$) y e_i representan los ingresos esperados por los hijos adultos en cada año t , dado el vector inicial de ingreso familiar estimado para los padres por tercil y los procesos de movilidad representados por las matrices M_t y la matriz identidad I . Las columnas siguientes denotadas con $r=e_{Mt}/e_{MI}$ 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. Concretamente, la condición de Benabou-Ok requiere que la columna r_i-r_{i+1} sea no negativa. A primera vista, esta condición no se cumple en todos los casos, es decir, hay diferencias negativas y positivas en los dos años considerados. En este caso, conforme al enfoque Bishop *et al.* (1992) descripto en la sección 3, si existe al menos una diferencia positiva estadísticamente significativa y no existen diferencias negativas significativas, es posible concluir que las matrices consideradas resultan más igualadoras de oportunidades que la matriz identidad. En la columna r_i-r_{i+1} del Cuadro 5 para los dos años considerados, la primera entrada es negativa pero no estadísticamente significativa, ocurriendo lo contrario con la segunda entrada que es estadísticamente positiva, a un nivel de significancia del 1% y del 5%. Esto indica que los procesos de movilidad representados por las matrices computadas en estos años resultaron igualadores de oportunidades en relación a una situación de *statu quo* representada por la matriz identidad. Por tanto, es posible afirmar que $M_t \succeq_{eq}^n I$, para $t=1997$ y 2007 . 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 fueron globalmente *progresivos*. A fin de evaluar los procesos de movilidad intergeneracional observados en los años 1997 y 2007 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 de los padres para cada tercil de origen, correspondientes a cada uno de los años que se están comparando. Así, para comparar los procesos de movilidad representados por las matrices de transición intergeneracional estimadas en 1997 y 2007 se estimaron los ingresos esperados por los hijos adultos (e_{1997} y e_{2007}) considerando, primero, el vector de ingresos familiares iniciales correspondiente al año 1997 (η_{p1997}) y, luego, el vector de ingresos iniciales del año 2007 (η_{p2007}). 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 $r=e_{1997}/e_{2007}$ y r_i-r_{i+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_i-r_{i+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 1% ni del 5%, la hipótesis nula de que los procesos de movilidad que tuvieron lugar en 1997 y 2007 resultaron equivalentemente efectivos para igualar las distribuciones de ingresos esperados por los hijos en su adultez. Entonces, a pesar que las EII computadas para ambos años sugieren que el nivel promedio de persistencia intergeneracional de ingresos disminuyó entre 1997 y 2007, es decir, que la MII se incrementó, este aumento no parece haber implicado una mejora en términos de igualdad de oportunidades.

Cuadro 6. Test de dominancia de Benabou-Ok entre matrices. 1997 y 2007. Argentina.

Tercil	Vector de ingresos inicial: η_{p1997}				Vector de ingresos inicial: η_{p2007}			
	e_{1997}	e_{2007}	$r = e_{1997}/e_{2007}$	r_i-r_{i+1}	e_{1997}	e_{2007}	$r = e_{1997}/e_{2007}$	r_i-r_{i+1}
1	1144.43 (20.401)	1145.58 (12.898)	0.999 (0.023)	0.005 (0.041)	1121.70 (38.876)	1122.65 (28.047)	0.999 (0.042)	0.004 (0.064)
2	1225.88 (50.173)	1233.00 (95.371)	0.994 (0.030)	0.008 (0.043)	1188.87 (45.155)	1194.74 (59.274)	0.995 (0.033)	0.007 (0.058)
3	1308.13 (55.823)	1326.77 (65.809)	0.986 (0.023)		1256.68 (53.577)	1272.06 (59.033)	0.988 (0.029)	

Nota: entre paréntesis se reportan los errores estándares computados con el método *bootstrap* (399 replicaciones).

Fuente: elaboración propia en base a EDS 1997, EPPS 2007 y EPH 1992.

6. Conclusión

El objetivo de este estudio fue caracterizar los niveles así como los cambios temporales en la MII en Argentina durante el máximo período tiempo posible, dada la información disponible en distintas fuentes de datos con información retrospectiva sobre algunas características de los padres 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, a fin de solucionar el problema de la falta de información del ingreso de los padres para los hijos de la muestra principal. Asimismo, se utilizó el método de *unconditional quantile regressions* para examinar las heterogeneidades en los niveles de movilidad intergeneracional del ingreso a lo largo de la distribución del ingreso de los hijos. Por otra parte, se implementó el criterio propuesto por Benabou y Ok (2001a) para comparar los procesos de movilidad observados en determinados años del período bajo análisis y evaluarlos desde el enfoque de igualdad de oportunidades.

Los valores estimados de las EII sugieren elevados niveles de persistencia intergeneracional del ingreso familiar durante el período considerado. No obstante, se observa un incremento significativo de la movilidad intergeneracional promedio entre 1997 y 2007 pero no así entre el primer año y 2010. Sin embargo, estos cambios temporales en los niveles promedio de persistencia de ingresos entre padres e hijos no se aprecian en todos los cuantiles de la distribución del ingreso de los hijos.

Desde el punto de vista del enfoque de igualdad de oportunidades y conforme con el test de dominancia de Benabou-Ok, los resultados obtenidos indican que los procesos de movilidad intergeneracional representados por las matrices de transición correspondientes a 1997 y 2007 parecerían ser equivalentemente efectivos para igualar las distribuciones de ingresos esperados por los hijos en su adultez. Esto significa que el incremento observado en el nivel promedio de movilidad intergeneracional del ingreso entre 1997 y 2007 no parece haber implicado una mejora en términos de igualdad de oportunidades en Argentina. Por otra parte, los conceptos de EOp aquí considerados están íntimamente relacionados con la noción de monotonicidad estocástica⁵⁰ o dominancia estocástica de primer orden y la de dominancia estocástica de segundo orden. El análisis de la relación entre estos conceptos y la movilidad intergeneracional podría constituir un aporte interesante a la literatura existente. En efecto, 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. No obstante, los datos disponibles para la Argentina así como para la mayoría de los países latinoamericanos no permiten evaluar empíricamente esta línea de investigación.

El análisis de los cambios temporales en la MII puede permitir 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. En Jiménez (2003) se avanza en la investigación de uno de los posibles factores subyacentes susceptibles de explicar los cambios temporales observados en la MII en Argentina que es la cantidad y calidad de la inversión pública realizada en el capital humano de niños y adolescentes. Específicamente, en ese estudio se examina el efecto del gasto público, en particular, del gasto público social dirigido a la niñez, sobre la movilidad intergeneracional del ingreso.

⁵⁰ Formalmente, el concepto de monotonicidad estocástica establece que para cada $y \in Y$, $F_{Y|X}(y|x) \leq F_{Y|X}(y|x')$ siempre que $x \geq x'$ para $x, x' \in \mathcal{X}$, donde Y 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).

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.
- Aldaz-Carrol, E. y Moran, R. (2001). "Escaping the poverty trap in Latin America: the role of family factors", *Cuadernos de Economía*, N° 114 (vol. 38).
- Andersen, L. (2001). "Social mobility in Latin America: links with adolescent schooling", *IADB Research Network Working Paper R-433*.
- 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.
- Beccaria, L. A. (1978). "Una contribución al estudio de la movilidad social en la Argentina. Análisis de los resultados de una encuesta para el Gran Buenos Aires", *Desarrollo Económico*, 17(68), pp. 593-618
- 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.
- Behrman, J. R, Gaviria, A. y Székeley, M. (2001). "Intergenerational Mobility in Latin America", *Inter-American Development Bank, Working paper series N° 452*, Washington D. C.
- Behrman, J. R. y Taubman, P. (1985). "Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model", *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), pp. 144-151.
- 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.
- 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., Gregg, P. y Machin, S. (2005). "Intergenerational in Europe and North America", A Report Supported by the Sutton Trust, Abril.
- Bratberg, E., Nilsen, O. A. y Vaage, K. (2005). "Intergenerational Mobility: Trends Across the Earnings Distribution", IZA Discussion Papers 1517, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Castañeda, T. y Aldaz-Carroll, E. (1999). "The Intergenerational Transmission of poverty: Some Causes and Policy Implications", Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D. C.
- CEPAL (2004), "Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar", Capítulo V, En *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*, Libros de la CEPAL N. 77, Santiago de Chile.
- Comi, S. (2004). "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", CHILD Working Papers wp18-04, Centre for Household, Income, Labour and Demographic economics.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S. y Sánchez, R. (2007). "E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina", Documento de Trabajo del CEDLAS N° 62, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata."
- Corak, M. (2004). "Generational income mobility in North America and Europe: an introduction", en M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Corak, M. y 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
- Corcoran, M.; Gordon, R., Laren, D.y Gary, S. (1992). "The Association between men's economic status and their family and community origins," *Journal of Human Resources*, 27(3), pp. 575-601.
- 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.

- Dahan, M. y Gaviria, A. (2001). "Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America", *Economic Development y Cultural Change*, University of Chicago Press, 49(3), pp. 537-54.
- 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.
- Dunn, C.E. (2007). "The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 2.
- Ermisch, J. y Nicoletti, C. (2005). "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain", ISER Working Paper 2005-19, Colchester, University of Essex.
- Fernández, A. G. (2006). "Alternative measures of intergeneracional social mobility in Argentina", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP)*, Buenos Aires.
- Ferreira, F. H. G., Messina, J., Rigolini, J., López-Calva, L-F., Lugo, M. A., y Vakis, R. (2013). *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*. Washington, DC: World Bank.
- Ferreira, S. y Veloso, F. (2004). "Intergenerational Mobility of Wages in Brazil", Unpublished paper.
- 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.
- Gasparini, L. (2007). "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Argentina 1992-2006", CEDLAS, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Germani, G. (1963). "Movilidad social en la Argentina", En *Movilidad Social en la sociedad industrial*, Lipset, M., S. y Bendix, R. (comps.), EUDEBA, Buenos Aires.
- Golovanevsky, L. (2001). "Transmisión intergeneracional de la pobreza. Una aproximación empírica preliminar para Argentina a comienzos del siglo XXI", Asociación Argentina de Especialista en Estudios del trabajo, Buenos Aires.
- 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.
- 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.

- Hertz, T. (2001). "Education, Inequality and Economic Mobility in South Africa", Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Massachusetts.
- Hirschman, A. y Rothschild, M. (1973). "The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development"; with a Mathematical Appendix, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 87(4), pp. 544-66, Noviembre.
- Hirvonen, L. (2006). "Intergenerational Earnings Mobility among Daughters and Sons: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States", Working paper 5/2006, SOFI, Stockholm.
- Jääntti, M., Bratsberg, B., Roed, K., Raaum, O., Naylor, R., Osterbacka, E., Bjorklund A., y Eriksson, T. (2006). "American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States", IZA Discussion Paper No. 1938.
- Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007). "The Intergenerational Transmission of poverty in industrialized countries", German Institute for Economic Research, Discussion paper n° 693 Berlin.
- Jiménez, M. (2013). "Movilidad del ingreso entre generaciones y gasto público. Evidencia para la Argentina", Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo (ASET), Buenos Aires, Agosto. Disponible en: www.aset.org.ar/2013/index.html. ISBN: 978-987-98870-6-6.
- Jiménez, M. (2015). "La movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina y Chile: comparando resultados y evaluando métodos", Cuadernos del CIMBAGE (*en prensa*).
- Jiménez, M. y Jiménez, M. (2009). "La movilidad intergeneracional del ingreso: Evidencia para Argentina", Documento de Trabajo N° 84, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), La Plata.
- Jorrat, J. R. (2000). *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUDET.
- Jorrat, J. R. (2005). "Aspectos descriptivos de la movilidad Intergeneracional de clase en Argentina: 2003-2004", 7° Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, ASET.
- Klevmarcken, W. A. (1982). "Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set, American Statistical Association 1981", Business and Economic Statistics Section, 156(161).
- Kuznets, S. S. (1966). *Modern Economic Growth: Rate, Structure and Spread*. New Haven: Yale University.
- Labar, K. (2007), "Intergenerational Mobility in China", Working Paper 200729, CERDI.
- Lee, Chul-In y Solon, G. (2007). "Trends in Intergenerational Income Mobility." NBER Working Paper No. 12007, 2006.
- 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.

- Lefranc, A. y Trannoy, A. (2004). "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?", IDEP Working Papers 0401, Institut d'economie publique (IDEP). Marseille, France.
- Lefranc, A., Ojima, F. y Yoshida, T. (2008). "The Intergenerational Transmission of Income and Education: A Comparison of Japan and France", RSCAS Working Papers 2008/25, European University Institute.
- Leigh, A. (2007). "Intergenerational Mobility in Australia", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 6.
- Lillard, L. y Kilburn, M. (1995). "Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters", RAND Working Paper Series, N° 95-17.
- Mazumder, B. (2005). "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.
- Navarro (2008), "Exploring intergenerational social mobility in Argentina", Anales de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP).
- Núñez J., y Miranda, L. (2007). "Recent Findings on Intergenerational Income and Educational Mobility in Chile", Departamento de Economía, 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.
- Núñez, J., & Miranda, L. (2010). "Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile", *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- Osterberg, T. (2000). "Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show?", *Review of Income and Wealth*, 46(4). pp. 421–36.
- Peters, E., (1992). "Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), pp. 456-66.
- Piraino, P., (2006). "Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy", University of Siena Economics Working Papers, no. 471.
- 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.
- Sewell, W. H. y Hauser, R. M. (1975). *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press.

- 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, D., Schokkaert, E. y Martinez, M. (2001), "Three Meanings of Intergenerational Mobility," *Economica*, 68, 519-37.
- Vogel, T. (2006). "Reassessing Intergenerational Mobility in Germany and the United States: The Impact of Differences in Lifecycle Earnings Patterns", SFB 649 Discussion Papers, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin.
- Zimmerman, D. (1992). "Regression toward Mediocrity in Economic Stature", *The American Economic Review*, 82(3), pp. 409-29.

Anexo

Cuadro A1. EII estimadas en 1997 para hijos corresidentes con sus padres utilizando el método TSIV. Argentina

Año	Base de datos	Muestra	Instrumento	EII para hijos de 25 a 64 años		
				Todos	Varones	Mujeres
1997	EDS	Hijos corresidentes con sus padres	Educación del padre igual o superior al SC	0.95 (0.086)	1.00 (0.116)	0.92 (0.136)
			aproximada con su calificación ocupacional	0.785 - 1.124 1622	0.768 - 1.223 831	0.652 - 1.183 791
				1.48	1.50	1.45
			Educación del padre igual o superior al SC	(0.085)	(0.104)	(0.138)
				1.316 - 1.648 1622	1.299 - 1.709 831	1.180 - 1.722 791

Fuente: Construcción propia sobre la base de EDS 1997.