

¿MOVILIDAD O PERSISTENCIA INTERGENERACIONAL DEL INGRESO EN LA ARGENTINA? UNA APROXIMACIÓN EMPÍRICA*

Maribel Jiménez
*CONICET, Universidad Nacional de Salta y
Universidad Nacional de La Plata*

RESUMEN

El principal objetivo de este estudio es medir y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina, explorando particularmente la existencia de diferencias por género así como entre hijos ubicados en distintos tramos de la distribución del ingreso y que provienen de diferentes entornos familiares. Los resultados, obtenidos a partir de la información proveniente de dos muestras de la Encuesta Permanente de Hogares de 1986 y 2006, sugieren que el ingreso de los padres está correlacionado más fuertemente con el ingreso de las hijas que con el de los hijos varones y muestran un mayor efecto del ingreso de los padres para los hijos que se encuentran en los quintiles más pobres.

ABSTRACT

The principal aims of this paper is measure and examine intergenerational earnings mobility in Argentina, exploring particularly the existence of difference by gender and between sons in distinct sections of income distribution and to comes from different family background. The results derived from the information of two samples from the Permanent Household Survey of 1986 and 2006, suggested that parent's income is correlated more strongly with daughter's income than they do with of a son and show a bigger parent's income effect for the sons in the more poor income quintiles.

* *Este trabajo constituye una versión de mi tesis de Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco especialmente al Dr. Leonardo Gasparini, así como, a un árbitro anónimo por sus observaciones y sugerencias. Las opiniones y los errores son de mi exclusiva responsabilidad.*

I. Introducción

En los últimos años el interés por la movilidad intergeneracional ha recobrado fuerza. Sin embargo, existen muchos aspectos inexplorados del tema, particularmente para la Argentina. Por eso, el principal objetivo de este trabajo es medir y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso en el país, explorando particularmente la existencia de diferencias por género, así como entre hijos ubicados en distintos tramos de la distribución del ingreso y que provienen de diferentes entornos familiares. Esto, a su vez, permitirá analizar la existencia de igualdad de oportunidades en línea con el enfoque propuesto por Roemer (1998 y 2004) así como, ofrecer una primera aproximación sobre la relevancia de las restricciones crediticias en el proceso de transmisión intergeneracional.

Los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones son varios¹. Así, el análisis de la movilidad intergeneracional complementa las investigaciones sobre la desigualdad del ingreso que estudian la distribución desde un punto de vista estático. En efecto, la movilidad agrega una dimensión dinámica fundamental al análisis distributivo por lo que el origen socio-económico de los individuos debería ser tenido en cuenta cuando se compara su situación presente. En esta línea, Becker (1987) afirma que un estudio completo de la distribución del ingreso debería incluir tanto la desigualdad del ingreso entre familias en la misma generación, como la desigualdad entre generaciones diferentes de la misma familia, tradicionalmente denominada movilidad social intergeneracional. Esto nos conduce, entonces, a un concepto intergeneracional de desigualdad (Atkinson y Bourguignon, 2000).

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 conside-

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

rado tan perjudicial como uno de alta desigualdad combinada con una baja movilidad social. En otras palabras, conocer el grado de movilidad generacional es un primer paso para comprender las consecuencias de la desigualdad de ingresos. Esto puede ser particularmente relevante en la Argentina, donde la desigualdad ha sido históricamente elevada².

Además, la movilidad intergeneracional es considerada como un indicador de la igualdad de oportunidades económicas en una sociedad. Así, un mayor índice de movilidad intergeneracional indicaría que el origen socio-económico de los individuos es menos importante en la determinación de su conjunto de oportunidades disponibles. El grado de igualdad de oportunidades económicas y sociales establece en qué medida la circunstancias de una persona en su infancia se reflejan en su éxito futuro o, de manera inversa, indica en qué medida los individuos pueden tener un cierto éxito relativo gracias a su propio talento, motivación y suerte (Blanden, Gregg y Machin, 2005). Por esto, la movilidad intergeneracional tiene consecuencias importantes para la eficiencia económica. Así, una mayor movilidad intergeneracional promueve una asignación más eficiente de las habilidades y ventajas comparativas potenciales de los individuos, generando incentivos para invertir en capital humano en vista a los altos retornos esperados. Desde una perspectiva normativa, existe un creciente consenso en privilegiar la igualdad de oportunidades³, una característica generalmente deseable para la sociedad, sobre la igualdad de resultados (típicamente de ingresos) como el objetivo relevante para orientar políticas públicas.

Asimismo, la desigualdad económica percibida como desigualdad de oportunidades es, probablemente, una fuente importante de descontento e inestabilidad social y política. En efecto, la persistencia de la desigualdad de oportunidades puede crear el denominado efecto túnel de

2. La desigualdad aumentó significativamente desde mediados de la década del setenta hasta mediados de los años 2000. Para un análisis detallado de las tendencias de la desigualdad en Argentina durante ese período así como de las principales hipótesis acerca de los determinantes de esa evolución, ver Gasparini y Cruces (2008).

3. El concepto de igualdad de oportunidades, desarrollado entre otros por Roemer (1998 y 2004), ha obtenido un fuerte respaldo del enfoque de capacidades de Sen (2000).

Hirschman (1973). De acuerdo con esta hipótesis, los retrocesos de los demás proveen información acerca de un ambiente externo más perverso que impide a las personas mantener la esperanza de ver alguna luz al final del túnel. En cambio, un mayor índice de movilidad intergeneracional indicaría que el origen socioeconómico de los individuos es menos importante en la determinación de su conjunto de oportunidades disponibles. En este caso, la tolerancia respecto de las desigualdades e injusticias predominará sobre la impaciencia, generándose una especie de “válvula de seguridad” que promueve la cohesión social.

Además, las percepciones de movilidad socioeconómica por parte de la sociedad pueden afectar las preferencias por los impuestos y la redistribución, condicionando la tendencia de largo plazo de las políticas públicas. En esta línea, Benabou y Ok (2001) argumentan, a partir de un modelo formal, que 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 (Benabou y Tirole, 2005).

Finalmente, la transmisión del ingreso entre generaciones está estrechamente asociada con la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP), un caso especial de movilidad socioeconómica intergeneracional, que implica la existencia de un vínculo entre las situaciones de pobreza de padres e hijos. Desde un punto de vista macroeconómico y macro-social, la TIP es un proceso que además de profundizar la pobreza puede retardar el crecimiento económico, entre otras razones por su impacto en la acumulación del capital humano. Justamente, muchas decisiones sobre inversión en capital humano son realizadas por los padres en bienestar de sus hijos. Entonces, la familia juega un rol central en el estudio de la inversión en capital humano como lo destacaron, entre otros, Becker

y Tomes (1979) y Becker (1987). La TIP también constituye una limitante para el desarrollo porque reproduce asimetrías en la acumulación de activos y situaciones como falta de acceso a bienes y servicios, baja calidad de la educación para los más pobres y frágil inserción de la población en el sistema productivo. Bajo este contexto, las políticas públicas juegan un rol primordial para promover el objetivo social relevante en materia de equidad. Por esto, un estudio de la transmisión intergeneracional del ingreso puede aportar información útil para el diseño de políticas adecuadas.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la próxima sección se revisa la literatura existente sobre el tema. A continuación, se discute el modelo empírico y los métodos econométricos implementados para estimarlo y explorar las hipótesis de investigación. Paso siguiente, se describen los datos utilizados. En las dos últimas secciones se presentan y analizan los principales resultados obtenidos, para luego enunciar las conclusiones sobresalientes del trabajo.

II. Revisión de la literatura

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 mayor disponibilidad de datos para esos países. Entre estos, se destacan como antecedentes el desarrollado por Atkinson, Maynard y Trinder (1983) para Inglaterra, así como los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992) para Estados Unidos. Sin embargo, en los últimos años esta literatura ha sido cada vez más creciente y se ha desarrollado para diferentes países⁴.

En general, la movilidad del ingreso entre padres e hijos es medida a partir de la elasticidad intergeneracional del ingreso (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 ingre-

4. En Jiménez (2011), pueden consultarse los cuadros 1 y 2 que resumen y sistematizan la evidencia internacional sobre movilidad intergeneracional del ingreso.

sos 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 movilidad intergeneracional del ingreso 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

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, Machin y Reed. (1997) y Blanden *et al.* (2002) lo hacen para Gran Bretaña; Osterberg (2000) y Hirvonen (2006), para Suecia; Österbacka (2001), para Finlandia; Bratberg, Nilsen y Vaage (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.

fue implementada mayormente en estudios para países europeos y en desarrollo⁷.

Por otra parte, la mayoría de los estudios existentes sobre movilidad intergeneracional del ingreso 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 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 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, Gaviria y Székeley (2001), Andersen

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 movilidad intergeneracional del ingreso para América Latina aplican este método. Entre ellos se encuentran los trabajos de Grawe (2004a) para Ecuador y Perú, los desarrollados por Núñez y Risco (2004) y Núñez y Miranda (2007) para Chile así como los de Ferreira y Veloso (2004) y Dunn (2007) para Brasil.

8. Los trabajos empíricos de Eide y Showalter (1999), Grawe (2004) y Bratberg et al. (2005) 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.

(2001), la CEPAL (2004) y Conconi, Cruces, Olivieri y Sánchez (2008) 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 TIP 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 otras variables relevantes. A partir de datos de encuesta de hogares y de la estimación de un modelo *logit*¹⁰ 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 la movilidad actual entre América Latina y los EE

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.

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 año 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

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.

y del siglo XXI: el índice de movilidad social, el de movilidad educativa intergeneracional y el de correlación entre hermanos. Los resultados indican que, en 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 Argentina, la mayoría no examina la movilidad del ingreso sino la movilidad ocupacional o educativa entre generaciones. 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%.

Los escasos estudios sobre movilidad ocupacional intergeneracional en Argentina se realizaron en base a datos del GBA (Germani, 1963; Beccaria, 1978; Jorrat, 2000). El trabajo de Jorrat (2005) constituye una excepción puesto que fue desarrollado a partir de dos muestras nacionales relevadas por el CEDOP-UBA en 2003 y 2004 aunque desde una perspectiva sociológica. Los resultados obtenidos, 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 alternativos¹³. 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 reciente 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)¹⁴ 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.

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

13. 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.

14. 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.

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. Conforme con los autores, la movilidad intergeneracional de la condición socioeconómica¹⁵ 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 en 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, se observa 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

15. 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.

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.

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.

III. Modelo empírico y metodología

III.1. Modelo empírico

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 y 1986)¹⁶:

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

Donde Y_{h_i} es el logaritmo del ingreso permanente¹⁷ del hijo; Y_{p_i} es el logaritmo del ingreso permanente del padre o la madre; α es el término intercepto, A_i es un vector de otras variables de control y ε es un error aleatorio idéntico e independientemente distribuido con media cero y homoscedástico. Para tomar en cuenta los perfiles del ciclo de vida, A_i incluye como controles la edad y la edad al cuadrado del hijo y del padre o la madre. En esta ecuación, el ingreso (en logaritmo natural) del

16. En una interesante extensión teórica de este modelo, Solon (2004) captura los mecanismos a través de los cuales los ingresos se transmiten intergeneracionalmente.

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

hijo es expresado como el ingreso promedio de un individuo adulto de su generación, representado por α , más tres factores que determinan la desviación de esta media: una fracción del ingreso permanente del padre (βY_{p_i}), un conjunto de variables de control (A_i) y otros factores no asociados con el ingreso de su padre (ε_i). 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 sólo número el grado de movilidad generacional del ingreso en una sociedad (Corak, 2004). Un valor positivo de β implica persistencia generacional mientras que uno negativo, reversión generacional de ingresos. En general, la evidencia empírica sugiere que $0 \leq \beta \leq 1$. Un coeficiente β igual a cero indica una situación de completa movilidad intergeneracional. En cambio, cuando β es distinto de cero, el logaritmo de ingreso promedio de los hijos depende del ingreso de sus padres. Si β es igual 1, la situación es de completa inmovilidad porque (además de la influencia de A_i y ε_i) la posición económica de los hijos en la distribución del ingreso está completamente determinada por la posición de su padre. La EII es, sin embargo, una medida de la persistencia promedio del ingreso antes que de la movilidad intergeneracional. Es decir, el coeficiente β nos dice cuán estrechamente relacionado está, en promedio, el ingreso del hijo con respecto al de su padre.

Una forma de computar la segunda medida de movilidad intergeneracional, propuesta por Dahl y DeLeire (2008), esto es, la asociación entre la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos (IRA), es mediante la siguiente ecuación:

$$C_{h_i} = \alpha + \beta C_{p_i} + \gamma A_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde C_{h_i} es el cuantil correspondiente al hijo en la distribución del ingreso de su propio género; C_{p_i} es el cuantil del padre o de la madre. En este caso el parámetro β mide la IRA.

III.2. Estimación por variables instrumentales en dos muestras

Cuando se dispone de una muestra aleatoria de n pares de padres e hijos para quienes se observa la edad y logaritmo del ingreso permanente, es posible estimar (1) y (2) aplicando simplemente el método de OLS. Aunque Y_{p_i} (o C_{p_i}) no sea independiente de ε_i porque existen variables omitidas tales como la habilidad de los hijos, que están relacionadas con el ingreso laboral del padre o de la madre y del hijo, esto no es un problema si se interpreta β como una medida de asociación intergeneracional que captura tanto el efecto directo del ingreso (o de la posición relativa en la distribución del ingreso) del padre/madre como su efecto indirecto a través de las variables omitidas. Como este efecto total es el parámetro de interés, entonces, la estimación OLS sería consistente.

Un primer problema que surge a la hora de estimar las ecuaciones (1) y (2) es la falta de datos del ingreso permanente de generaciones sucesivas. Otro problema se presenta cuando no se cuenta con información del ingreso del padre o de la madre cuando el hijo era niño o adolescente. El método de TS2SLS permite salvar ambos inconvenientes usando información de dos muestras separadas: una muestra, denominada muestra principal, con información actual de los hijos y padres y otra muestra anterior, denominada muestra secundaria, con la que se estiman ecuaciones de ingreso laboral para obtener los coeficientes de algunos determinantes, tales como educación y experiencia potencial. Luego, estos coeficientes pueden ser empleados para predecir el ingreso de los padres de la muestra principal, cuando los hijos eran niños o adolescentes.

Formalmente, el primer problema puede ser representado suponiendo que el logaritmo del ingreso actual del padre y del hijo en el momento s y t están caracterizados por las siguientes ecuaciones:

$$Y_{hit} = Y_{hi} + \omega_{hit} + v_{hit} \quad (3)$$

$$Y_{pis} = Y_{pi} + \omega_{pis} + v_{pis} \quad (4)$$

Donde Y_{h_i} y Y_{p_i} son el ingreso permanente del hijo y del padre; $v_{h_{it}}$ y $v_{p_{is}}$ son componentes de ruido blanco; $\omega_{h_{it}}$ y $\omega_{p_{is}}$ capturan el error de medición al usar $Y_{h_{it}}$ y $Y_{p_{is}}$ como *proxies* para Y_{h_i} y Y_{p_i} , así como las fluctuaciones transitorias en el ingreso actual del hijo y del padre. Se asume que $\omega_{h_{it}}$ y $\omega_{p_{is}}$ no están correlacionados con Y_{h_i} y Y_{p_i} (y cada uno de sus determinantes). Dadas las ecuaciones (3) y (4), se adoptará una estrategia ampliamente utilizada en la literatura empírica¹⁸ para eliminar el sesgo por error de medición en $Y_{p_{is}}$ que consiste en utilizar variables instrumentales.

Este modelo clásico de errores en las variables, originado en el planteo de Friedman (1957) es, como advierte Haider y Solon (2006), un modelo de regresión con el coeficiente de pendiente correspondiente a la regresión de $Y_{j_{it}}$ en Y_{j_i} (con $j = h, p$) igual a uno. Sin embargo, existen razones para sospechar que el coeficiente de pendiente en estas regresiones varía sistemáticamente a lo largo del ciclo de vida y no es, en general, igual a uno, como resultado del cambio en la varianza de los ingresos. Así, conforme con Grawe (2003), se pueden identificar dos fuentes importantes de crecimiento de la varianza en los ingresos. La primera, es el incremento en la varianza de los ingresos transitorios y la segunda está relacionada con los modelos de inversión en capital humano (ver Ben-Porath, 1967; o Mincer, 1974) que predicen un incremento en la varianza de los ingresos no transitorios a lo largo del ciclo de vida. Estos dos hechos explican, según Grawe (2003), el cambio observado en las estimaciones de la persistencia intergeneracional con la edad en la cual el ingreso de los padres e hijos son medidos. Este problema es denominado en la literatura como “*life-cycle bias*”. Así, varios estudios (Grawe, 2003; Mazumder, 2005; Heider y Solon, 2006; Dunn, 2007; Núñez y Miranda, 2007, entre otros) han investigado los efectos de variar las edades en las cuales los ingresos de los hijos y/o de los padres son observados. Según Grawe (2003) no es posible determinar *a priori* si la EII estimada debería

18. Ver Solon (1992), Zimmerman (1992), Björklund y Jänti (1997), Dearden, Machin y Reed (1997), Fortin y Lefebvre (1998), Grawe (2004a), Sánchez Hugalde (2004), Núñez y Miranda (2007), Piraino (2006), entre otros.

caer o aumentar con la edad del padre, ya que depende de cuál de las dos varianzas, la del componente transitorio o permanente del ingreso, crece más. En cambio, a lo largo de ciclo vital del hijo, la persistencia intergeneracional del ingreso debe seguir una forma de U, similar a la encontrada en el modelo de Ben-Porath para la varianza en los ingresos. En general, los resultados empíricos sugieren que las estimaciones de la persistencia intergeneracional del ingreso disminuyen a medida que la edad del padre se incrementa, manteniendo constante la edad del hijo y aumenta substancialmente a medida que el ingreso de los hijos es observado más adelante en sus carreras, manteniendo constante la edad de sus padres¹⁹. La intuición detrás de este último resultado es, según Haider y Solon (2006), que los trabajadores con altos ingresos a lo largo de la vida tienden a ser aquellos con altas tasas de crecimiento de sus ingresos. Entonces, cuando se comparan los ingresos corrientes entre aquellos con altos y bajos ingresos a lo largo del ciclo vital, una comparación al principio de la carrera laboral tiende a subestimar su brecha en los ingresos de largo plazo y una comparación al final de la carrera puede sobreestimarla. Sin embargo, los estimaciones obtenidas por Haider y Solon (2006) para el coeficiente de pendiente en las regresiones (3) y (4), denotado por λ_i , sugieren que el supuesto de que λ_i es igual a uno es más razonable cuando el ingreso actual es observado entre los 30 y 45 años. Por lo tanto, el error de medición en la variable dependiente, es decir, el que surge de usar *proxies* de corto plazo para el ingreso a lo largo del ciclo vital de los hijos no tiene efecto en la consistencia de los estimadores si el ingreso de los hijos se observa en ese rango etario²⁰. Por eso, para los hijos/as se elegirán edades adultas intentando estimar la EII tan cerca como sea posible a ese rango. Por otra parte, es posible demostrar, siguiendo a Haider y Solon (2006) que cuando el error de medición

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

20. 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.

en el ingreso laboral del padre es tratado con variables instrumentales, como en el presente trabajo, y esas variables están correlacionadas con Y_{pi} pero no con ε_i ni con ω_{pis} , el límite de probabilidad del coeficiente de interés β es igual al verdadero valor del parámetro dividido por λ_i . Por lo tanto, también para los padres se elegirán edades, durante la niñez o adolescencia de sus hijos/as, lo más cercanas posibles al rango etario en el que λ_i es igual a uno.

El segundo problema, esto es, la falta de información de Y_{pis} en la muestra principal tiene solución si se cuenta con un conjunto de variables instrumentales (A_{pi}). En este caso, es posible estimar la ecuación (1) en dos etapas. En la primera etapa, se utiliza la muestra secundaria J de la misma población que la muestra I , para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso laboral para los padres empleando como variables explicativas sus características:

$$Y_{pjs} = \gamma A_{pj} + \omega_{pjs} + v_{pjs} \quad (5)$$

Donde A_{pj} es un vector de variables socio-demográficas y v_{pjs} es un término de error independiente de A_{pj} . En la segunda etapa, a partir de la estimación de (5), se obtienen las predicciones del ingreso laboral del *i-ésimo* padre de la muestra I para el momento s :

$$\hat{Y}_{pis} = \hat{\gamma} A_{pi} \quad (6)$$

Donde $\hat{\gamma}$ son los coeficientes estimados en la primera etapa y A_{pi} es un vector de variables socio-demográficas de los padres, observadas en la muestra principal. Este método emplea una fuente de datos externa –la muestra secundaria– para estimar los coeficientes usados para imputar los Y_{pis} no observados en la muestra principal.

Luego, se estima la ecuación (1) usando el ingreso laboral imputado de los padres:

$$Y_{hi} = \alpha + \gamma A_i + \beta (\hat{Y}_{pis}) + \varepsilon_i \quad (7)$$

Entonces, las ecuaciones (5) y (7) se estiman por OLS pero los errores estándares se computan considerando la fórmula correcta de la matriz de covarianza asintótica propuesta por Inoue y Solon (2008).

El método TS2SLS, propuesto por primera vez por Klevmarcken (1982), es similar al de variable instrumental (IV) excepto porque las estimaciones de la primera etapa son tomadas de una muestra diferente que las de la segunda etapa. Sin embargo, en este caso, la metodología 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). En tanto que, el estimador TS2SLS, también denominado *Split-Sample IV* (SSIV) es un estimador del tipo TSIV introducido por Angrist y Krueger (1995) pero cuya distribución asintótica correcta es derivada por Inoue y Solon (2008). Según los autores, los estimadores TSIV y TS2SLS son numéricamente distintos, siendo el último superior al primero porque su corrección implícita por las diferencias en las distribuciones de las variables instrumentales entre las dos muestras lleva a una ganancia en eficiencia asintótica. Además, como señalan Angrist y Pishchke (2009) el estimador TS2SLS puede tener menos sesgo que el convencional 2SLS.

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 las pocas variables disponibles. Siguiendo a Núñez y Risco (2004), Núñez y Miranda (2007) y Lillard y Kilburn (1995) se emplean como variables instrumentales la experiencia potencial y la educación del padre. También se incluyen *dummies* por aglomerado de residencia del padre. La utilización de la educación del padre como una variable instrumental podría causar la inconsistencia del estimador TS2SLS si esta variable estuviera correlacionada con variables omitidas incluidas en el término de

error de la ecuación (7). Pero, si existen variables omitidas incluidas en el término de error de la ecuación (7), tales como habilidades de los hijos que están correlacionadas con la educación del padre, esto no representaría un problema pues, como se afirmó previamente, β es interpretado como una medida de la asociación entre el ingreso laboral del padre y del hijo que captura tanto el efecto directo del ingreso del padre como su efecto indirecto a través de las variables omitidas, reflejando todos los mecanismos posibles de transmisión intergeneracional. Sin embargo, como afirma Solon (1992), si la educación del padre pertenece como regresor al modelo estructural, bajo supuestos plausibles²¹, esto ocasionaría una sobrestimación de la elasticidad intergeneracional. En este caso, podría pensarse que las estimaciones ofrecen un límite superior de las verdaderas EII.

Por último, debe señalarse que la estimación del grado de movilidad intergeneracional de ingresos promedio y con QR puede estar sesgada cuando se emplea, como en esta investigación, muestras de padres e hijos empleados y corresidentes. Pocos estudios sobre movilidad intergeneracional analizan simultáneamente estos dos sesgos de selección muestral²². El primer sesgo se presenta porque el ingreso laboral de padres e hijos solamente se observa para aquellos que están empleados y, según los resultados económicos estándares, es probable que la selección dentro de la fuerza laboral o dentro del empleo esté correlacionada con los ingresos laborales potenciales²³.

Por otra parte, la selección por coresidencia surge cuando se observa solamente los ingresos de hijos y padres que viven juntos y no se dispone de información sobre los padres que no residen con sus hijos

21. 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 disponibles porque no se observa el ingreso permanente del padre. Para más detalles, véase Solon (1992).

22. Entre los estudios empíricos que tienen en cuenta la selección dentro del empleo se encuentran los de Couch y Lillard (1998), Mimicozzi (2003), Blanden et al. (2005), Ermisch et al. (2005), Nicoletti y Francesconi (2006), Labar (2007). Los que consideran la selección por coresidencia son menos aún, entre ellos se pueden mencionar los trabajos de Couch y Lillard (1998), Nicoletti y Francesconi (2006) y Nicoletti (2008).

23. Ver Heckman (1979) y Vella (1998).

(Nicoletti y Francesconi, 2006). Si la sub-muestra de individuos observados que residen con sus padres no es aleatoria, entonces la selección por coresidencia puede causar un sesgo en la estimación de la movilidad intergeneracional y llevar a una sub-representación de los ingresos reales de hijos adultos porque los que continúan viviendo con sus padres probablemente son aún estudiantes o no tienen ingresos suficientes para vivir independientemente. Si se asume que los hijos emancipados tienen, en promedio, mayores ingresos que los residentes con sus padres y provienen de una familia rica, la movilidad estimada sería mayor que la verdadera al no poder incluir estas familias en la muestra. Por el contrario, si aquellos provienen de una familia pobre, la movilidad intergeneracional computada sería menor que la verdadera. Un resultado similar resulta de suponer que los hijos emancipados son pobres. La dirección del sesgo no es, pues, tan clara. No obstante, la correlación de ingresos entre padres e hijos es mayor para cualquier extremo de la distribución de ingresos, es decir, es más probable que el hijo pobre/rico provenga de una familia pobre/rica que de una rica/pobre. Entonces, este problema de selección lleva, en general, a subestimar la elasticidad entre el ingreso de los hijos y el de sus padres, es decir, a una sobrestimación de la movilidad intergeneracional (Sánchez Hugalde, 2004).

A fin de explorar el efecto de este problema de sesgo de selección muestral sobre las elasticidades intergeneracionales estimadas se estima un modelo de selección bivariado –correspondiente a dos reglas o mecanismos de selección– que, conforme con Das, Newey y Vella (2003) constituye una generalización directa del modelo de selección clásico de Heckman (1979)²⁴.

III.3. Análisis de no linealidades en la relación intergeneracional del ingreso

Aunque la mayoría de los estudios sobre movilidad intergeneracional del ingreso ofrecen estimaciones de una asociación intergeneracional prome-

24. Para una descripción detallada del modelo de selección bivariado y del método utilizado para estimarlo, ver Jiménez (2011).

dio, suponiendo implícitamente el mismo grado de persistencia para todos, ricos o pobres, se podría esperar que varíe dependiendo del lugar de la distribución del ingreso en el que se estime. Por esto, para analizar las no linealidades en la relación intergeneracional del ingreso se implementarán algunos métodos econométricos que se describen a continuación.

El método de QR constituye, junto con las matrices de transición, una forma de examinar las no linealidades en la movilidad intergeneracional. En efecto, las regresiones por cuantiles ofrecen un enfoque más flexible para caracterizar la relación de ingresos entre padres e hijos en diferentes cuantiles de la distribución condicional de ingresos.

Como no se cuenta con información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente, se utiliza un conjunto de variables instrumentales (A_{p_i}) para obtener una predicción de ese ingreso a partir de una muestra secundaria. Por lo tanto, se implementa el estimador de QR usando variables instrumentales (TSQR) que, conforme con Arias, Sosa Escudero y Hallock (2001), tiene una interpretación de dos etapas análoga a la del estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS). En efecto, según Abadie, Angrist e Imbens (2002), la relación entre el estimador TSQR y el de QR es análoga a la que existe entre el estimador 2SLS y el de OLS.

En la primera etapa, se realiza una proyección de la variable explicativa, el logaritmo del ingreso laboral del padre, en los instrumentos, es decir, se estima la ecuación (5) por OLS. En la segunda etapa, se computa una QR del logaritmo del ingreso laboral del hijo en la proyección obtenida en la etapa previa:

$$Y_{h_i} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q (\hat{\gamma} A_{p_i}) + \varepsilon_{q_i} \quad (8)$$

Según Arias *et al.* (2001), el estimador de regresión por cuantiles en dos etapas (TSQR)²⁵ está definido como cualquier vector que resuelve el problema de QR establecido en Koenker y Bassett (1978) para el modelo especificado en (8).

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

Por otra parte, con el objetivo de explorar la hipótesis de igualdad de oportunidades en línea con la visión propuesta por Roemer (1998 y 2004) así como el efecto de las restricciones crediticias en el proceso de transmisión intergeneracional del ingreso a partir del enfoque propuesto por Grawe (2001 y 2004a) se combinan dos métodos: regresiones por cuantiles y *spline regressions*²⁶. Este último permite examinar la variabilidad del grado de asociación intergeneracional del ingreso en diferentes puntos de la distribución del ingreso de los padres denominados *knots*. Éstos son niveles de ingreso en la distribución correspondiente a los padres en los que la EII puede cambiar (Björklund *et al.*, 2008). Formalmente, la ecuación de interés (7) adopta, en este caso, la siguiente forma:

$$Y = \alpha + \gamma A_i + \beta \hat{Y}_{p_{is}} + \delta_{p_1} d_1 (\hat{Y}_{p_{is}} - k_{p_1}) + \dots + \delta_{p_k} d_k (\hat{Y}_{p_{is}} - k_{p_k}) + \varepsilon_i \quad (9)$$

Donde k_{p_j} , $j = 1, \dots, k$ es el *knot* asociado con el nivel de ingreso correspondiente a percentil j -ésimo en la distribución de los padres y d_j , $j = 1, \dots, k$ es una *dummy* tales que $d_j = 1$ si $\hat{Y}_{p_{is}} \geq k_{p_j}$.

IV. Datos

Los datos empleados en este trabajo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Como el objetivo del estudio es examinar la extensión de la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina, las unidades de análisis son los pares de hijos y sus padres. Sin embargo, a diferencia de varios trabajos previos²⁷, en el análisis no sólo se incluyen a los hijos varones sino también a las hijas y a las madres, corrigiendo por el posible sesgo de selección asociado con la participación femenina en el mercado laboral.

Como la EPH recolecta información sólo de los centros urbanos más

26. Para más detalles ver Greene (2003), pp. 121-122.

27. En la mayoría de las investigaciones aplicadas, la EII es estimada entre padres e hijos varones. Entre los escasos estudios que computan la EII entre padres e hijas así como entre madres e hijos - varones y mujeres - se encuentran los de Altonji y Dunn (2000), Osterberg (2000), Hertz (2001) y Honge Gong *et al.* (2010).

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

La muestra principal de padres e hijos proviene de los datos relevados por la EPH, en su modalidad continua, en el primer semestre de 2006²⁸. En el análisis se consideran a los hijos de 26 a 38 años y a sus padres de 30 a 45 años en 1986 por dos razones. En primer lugar, se eligen edades adultas intentando estimar la movilidad intergeneracional del ingreso tan cerca como sea posible a la edad en la cual se supone que el sesgo por error de medición del ingreso permanente es menor. Aunque los resultados de Haider y Solon (2006)²⁹ sugieren que lo más razonable es elegir hijos alrededor de los 40 años, se amplía el rango de edad para evitar una reducción drástica en el tamaño muestral. En segundo lugar, el grupo etario considerado para los hijos responde también a las limitaciones para obtener la muestra secundaria que se explican a continuación.

Como la EPH no incluye preguntas retrospectivas y tiene la estructura de un panel corto de datos, no permite obtener información sobre los ingresos u otras características de los padres, o del trasfondo familiar de los hijos cuando éstos eran niños u adolescentes. Por lo tanto, a fin de predecir el ingreso laboral de los padres en la niñez de los hijos se empleó una muestra anterior obtenida de los datos de la EPH de 1986. Esta constituye la denominada muestra secundaria. La elección de este año obedece principalmente a dos razones. Primero, se asume –siguiendo a Núñez y Miranda (2007), y Núñez y Risco (2004)– que los padres toman las principales decisiones de inversiones en el capital humano de

28. La extensión de la muestra a nivel nacional en el primer semestre del 2006 cubre 29.091 hogares y 31 aglomerados urbanos de la Argentina con poblaciones mayores a 100.000 habitantes que en conjunto representan al 71% de la población urbana del país y al 62% de la población nacional.

29. Para más detalles, ver sección IV.2

sus hijos cuando éstos tienen entre 6 y 18 años³⁰. Estas inversiones constituyen una de las principales fuentes de transmisión socioeconómica entre generaciones. Entonces, los hijos que tienen 26 a 38 años en el 2006, tenían entre 6 y 18 años en 1986. Segundo, la ampliación del rango de edad de los hijos implicaría emplear datos de la EPH de años anteriores al considerado pero, en este caso, la cantidad de aglomerados cubiertos en la muestra principal y secundaria se reduciría en comparación con los relevados en el año 1986³¹.

Finalmente, en el análisis econométrico se consideran sólo a los hijos de 26 a 38 años que presentan ingresos laborales³² positivos como lo hace la mayoría de la literatura empírica (Atkinson, 1981; Solon, 1992; Núñez y Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2007; entre otros) para incluir a los hijos que estén efectivamente trabajando. No se incluyen en el análisis ni a estudiantes que no trabajan ni a los desempleados porque estas circunstancias son transitorias en el tiempo y no permitirían inferir sus ingresos permanentes.

En el cuadro A.1 del anexo se presentan algunas características de las muestras de 1433 pares de hijos y padres así como de 1268 pares de hijos y madres, a partir de los promedios de las principales variables utilizadas en el análisis econométrico.

V. Resultados

V.1. Matrices de transición

Una forma preliminar, más flexible e intuitiva de analizar la movilidad intergeneracional es a través de matrices de transición que indican la probabilidad de un hijo de alcanzar un determinado cuantil de la dis-

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

31. Los aglomerados cubiertos por las EPH de 1986 y 2006 son Bahía Blanca-Cerri, Gran Catamarca, Ciudad de Buenos Aires, Cdro. Rivadavia – R. Tilly, Gran Córdoba, Corrientes, Formosa, Partidos del GBA, Jujuy-Palpalá, Gran La Plata, La Rioja, Gran Mendoza, Neuquén-Plottier, Gran Paraná, Posadas, Gran Resistencia, Río Gallegos, Gran Rosario, Salta, Gran San Juan, San Luis-El Chorrillo, Gran Santa Fé, S. del Estero – La Banda.

32. El ingreso considerado es el ingreso mensual de la ocupación principal.

tribución 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, además de permitir el análisis de asimetrías y otras no linealidades en la movilidad intergeneracional de ingresos, facilitan las comparaciones con otros estudios. Sin embargo, una de las desventajas de este método es que no ofrece una medida única de movilidad. En los cuadros A.2 y A.3 del anexo se reportan las matrices de transición que vinculan el quintil de ingreso laboral de los hijos de 26 a 38 años con el de sus padres³³. Para clasificar a los padres en cada uno de los quintiles se empleó su ingreso laboral predicho calculado en dos etapas conforme con el método descrito en la sección III.2. En la primera etapa, se estimó, a partir de los datos de la EPH de 1986, la ecuación (5) del logaritmo del ingreso laboral, incluyendo como variables explicativas la experiencia potencial y su cuadrado así como *dummies* por nivel educativo y aglomerado de residencia. En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron las predicciones del ingreso laboral que cada padre y madre, incluidos en la muestra obtenida de la EPH de 2006, obtendría en 1986 acorde con su aglomerado de residencia, experiencia potencial y nivel educativo en 1986. Para la mayoría de los padres la educación que poseían en 1986 será la misma 20 años después considerando que la edad mínima de los padres en 1986 –30 años– es ampliamente superior a la de finalización teórica de los estudios superiores³⁴. La experiencia potencial en 1986 se

33. A fin de considerar el momento del ciclo de vida en el que se observa el ingreso de cada individuo y como un test de robustez, también se computaron matrices de transición en las que los quintiles fueron obtenidos a partir de la distribución del ingreso laboral ajustado por la edad. Siguiendo a Grawe (2004a), Hyson (2003), entre otros, para ajustar por el efecto de la edad en la cual se observa al individuo se estima, tanto para los hijos como para los padres, una regresión del logaritmo del ingreso laboral en la edad y la edad al cuadrado del individuo. Luego, los residuos de estas regresiones se emplean para definir los quintiles de las distribuciones del ingreso laboral ajustado por la edad de los hijos y de su padre o madre. En general, las conclusiones que se derivan de estas matrices así como de los indicadores de movilidad intergeneracional obtenidos a partir de ellas, no cambian con relación a las expuestas en esta sección.

34. Agradezco a Roxana Maurizio esta observación.

computó restando a los años de edad que cada padre o madre tendría en 1986, los años de educación menos seis.

Algunos resultados interesantes se obtienen comparando los elementos de la diagonal principal de cada una de las matrices de transición. Así, cuando se consideran a todos los hijos, varones y mujeres, se observa que la máxima inmovilidad intergeneracional del ingreso se presenta en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral. En efecto, los porcentajes de hijos con padres y aquellos con madres en el primer quintil de la distribución del ingreso laboral predicho que se encuentran ellos mismos en el grupo de ingresos más bajo son del 42% y 40%, respectivamente. Por otra parte, se observan diferencias entre los hijos según género. Mientras el 41% y 46% de las hijas se ubican el quintil más pobre al igual que su padre y su madre, respectivamente, el 39% y 35% de los varones se encuentran en esa situación.

Si bien, este primer resultado indicaría que, en Argentina, la persistencia intergeneracional del ingreso laboral entre los hijos de 26 a 38 años es mayor para aquellos ubicados en los quintiles más bajos de la distribución del ingreso que en los quintiles más altos, también podría reflejar, en parte, el denominado *floor effect* debido a que si los padres estaban en el quintil más bajo de la distribución en 1986, sus hijos pueden solamente moverse en forma ascendente (Corak y Heisz, 1999). Por eso, es necesario realizar un análisis adicional mediante el método de QR.

Los resultados de las matrices de transición también muestran que la proporción de hijos que superan el quintil más bajo de la distribución de ingreso laboral del padre o de la madre, ubicándose en el más alto y viceversa es muy baja. En efecto, los porcentajes de hijos varones y de hijas con padres (madres) clasificados en el primer quintil que logran moverse al quintil más alto son de tan sólo el 4% (6%) y el 7% (3%) respectivamente³⁵.

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

A partir de las matrices de transición es posible obtener indicadores del grado de movilidad o inmovilidad intergeneracional del ingreso. Algunos de estos indicadores se reportan en el cuadro 1.

Cuadro 1. Indicadores de movilidad intergeneracional

Indicadores	Padres-Hijos			Madres-Hijos		
	Varones	Mujeres	Todos	Varones	Mujeres	Todos
Índice de Shorrocks	0,86	0,84	0,86	0,94	0,86	0,88
Índice de Bartholomew	11,66	12,52	12,22	11,68	12,21	12,53
Correlación de rango de Spearman	0.322***	0.422***	0.349***	0.310***	0.390***	0.337***
Índice de inmovilidad (prop. de hijos/as en el mismo quintil de su padre/madre)	0,31	0,33	0,31	0,25	0,31	0,30
Prop. de hijos en un quintil superior al de su padre/madre	0,32	0,32	0,33	0,36	0,33	0,35
Prop. de hijos en un quintil inferior al de su padre/madre	0,37	0,35	0,35	0,39	0,36	0,35
Est. de Pearson	30000***	42000***	58000***	25000***	31000***	53000***
Est. tau-b de Kendall	0,276 (0,002)	0,374 (0,002)	0,309 (0,001)	0,244 (0,002)	0,338 (0,002)	0,303 (0,001)
Tamaño de la muestra	792	641	1433	709	559	1268

Nota: ***denota significancia al 1%. Entre paréntesis, bajo la estadística tau-b de Kendall, se encuentran los errores estándares asintóticos.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Los dos primeros índices, el de Shorrocks y el de Bartholomew³⁶, son indicadores de movilidad. Conforme con el primero las hijas presentan una menor movilidad intergeneracional del ingreso que los hijos, ya sea con relación a su padre como a su madre³⁷. Una conclusión similar surge del coeficiente de correlación de Spearman y del índice de inmovilidad. Ambos indicadores son mayores entre las mujeres en comparación con los varones. En efecto, el coeficiente de correlación de rango entre el

36. El índice de Shorrocks está definido para una matriz A , como $(n - \text{traza de } A)/(n-1)$ y el índice de Bartholomew es un índice de movilidad ponderado definido por $\sum_i \sum_j a_{ij} |i - j|$, donde a_{ij} es la proporción de hijos o hijas en el cuantil j cuyos padres estaban en el cuantil i .

37. Pero, la diferencia en este indicador, entre varones y mujeres es considerablemente mayor cuando se considera la movilidad intergeneracional con relación al ingreso laboral de la madre (0.09) que con respecto al del padre (0.02).

ingreso laboral del hijo y el de su padre así como el computado con relación al ingreso de la madre es considerablemente más elevado entre las mujeres (0,42 y 0,39) en comparación con el computado entre los varones (0,32 y 0,31). Asimismo, el porcentaje de hijos varones e hijas que heredan la misma posición en la distribución del ingreso que su padre (madre) es del 31%³⁸ (25%) y 33% (31%), respectivamente. Sin embargo, los valores del índice de inmovilidad así como los indicadores de movilidad ascendente y descendente no muestran diferencias significativas entre varones y mujeres ya sea que se considere el ingreso laboral del padre o el de la madre. Así, el porcentaje de hijas que se mueven a un quintil de ingreso laboral superior al de su padre o al de su madre es menor en menos de 4 pp al computado entre los hijos varones. De forma similar, el porcentaje de hijos varones que se encuentran en un quintil inferior al de su padre o al de su madre difiere en menos de 4 pp con relación al de las mujeres. Por otra parte, se observa que la movilidad ascendente no difiere significativamente de la descendente según los indicadores calculados tanto para hijos varones como para hijas sea con relación a la posición en la distribución del ingreso laboral del padre como de la madre.

En el caso de perfecta movilidad intergeneracional, el valor de cada una de las celdas en las matrices de transición sería igual a 0,25 y los ingresos laborales del padre y del hijo serían independientes. Las estadísticas χ^2 del *test* de Pearson permiten rechazar, a un nivel de significancia del 1%, esa hipótesis³⁹. Además, la estadística tau-b de Kendall –una medida del grado de asociación en las matrices de transición que puede tomar valores entre -1 y 1– es en todos los casos significativa a un nivel del 1%, positiva y mayor en más de 9 pp entre las hijas que los hijos varo-

38. Esta última medida es similar a la reportada por Núñez y Miranda (2007) para los hijos varones en Chile.

39. Sin embargo, como advierte Hyson (2003), la evidencia empírica así como los modelos de transmisión del capital humano indican que una hipótesis nula más apropiada sería la correspondiente a una matriz de transición tal que la relación entre los ingresos laborales de padres e hijos fuera la misma en cualquier punto de la distribución. A partir del concepto de igualdad de oportunidades, Roemer (2004) plantea una hipótesis en esta línea que será explorada en la sección 5.3.

nes. Por lo tanto, esta estadística muestra en todos los casos una relación positiva, indicando que el vínculo entre el ingreso de las hijas y el de sus padres así como entre aquel y el ingreso de su madre es levemente mayor que la asociación entre los ingresos de padres o madres e hijos.

V.2. Medidas de movilidad intergeneracional del ingreso

Las correlaciones entre la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos⁴⁰ (IRA) así como las elasticidades intergeneracionales del ingreso laboral (EII) estimadas para los hijos de 26 a 38 se reportan en el cuadro 2.

Cuadro 2. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso laboral y de la IRA

Hijos	IRA	Media	Cuantiles					Obs,
			0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	
Padre - Hijo								
Varones	0,403 (0,002)	0,642 (0,004)	0,782 (0,013)	0,713 (0,015)	0,657 (0,006)	0,531 (0,053)	0,575 (0,005)	792
Mujeres	0,504 (0,002)	0,912 (0,004)	1,202 (0,019)	1,074 (0,004)	0,990 (0,006)	0,718 (0,004)	0,544 (0,005)	641
Todos	0,431 (0,001)	0,749 (0,003)	1,138 (0,006)	0,884 (0,088)	0,690 (0,005)	0,599 (0,002)	0,544 (0,003)	1433
Madre - Hijo								
Varones	0,348 (0,002)	0,669 (0,004)	1,073 (0,009)	0,803 (0,007)	0,531 (0,003)	0,507 (0,002)	0,547 (0,005)	709
Mujeres	0,454 (0,002)	0,937 (0,005)	1,479 (0,032)	1,212 (0,009)	0,882 (0,016)	0,791 (0,021)	0,762 (0,002)	559
Todos	0,396 (0,002)	0,780 (0,003)	1,325 -0,003	0,985 -0,003	0,716 -0,006	0,669 (0,005)	0,596 -0,009	1268

Nota: Entre paréntesis se reportan los errores estándares corregidos conforme con la fórmula propuesta por Inoue y Solon (2008) para las regresiones medias y con la técnica de bootstrap para las regresiones por cuantiles. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales. La IRA -intergeneracional rank association- mide la correlación entre la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

40. Esta posición es evaluada por el percentil de la distribución del ingreso laboral en el que cada padre e hijo fue clasificado.

Las dos primeras columnas muestran los resultados obtenidos a partir de la estimación de las ecuaciones (1) y (2) por el método de TS2SLS. Como se mencionó en la sección anterior, en la primera etapa, se usan los datos de varones y mujeres entre 30 y 45 años de la EPH de 1986 para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso laboral (5), incluyendo como variables explicativas la experiencia potencial y su cuadrado así como *dummies* por nivel educativo y aglomerado de residencia⁴¹. En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron las predicciones del ingreso laboral que cada padre y madre, incluido en la muestra de la EPH de 2006, obtendría en 1986 acorde con su experiencia potencial, nivel educativo y aglomerado de residencia. Luego, los ingresos laborales imputados a los padres son empleados para estimar la ecuación (7) por OLS a partir de la cual se obtienen las IRA y las EII reportadas en las dos primeras columnas.

Todas las IRA como las EII estimadas por TS2SLS son estadísticamente significativas a un nivel 1%. En comparación con los hijos varones, las hijas presentan las mayores asociaciones intergeneracionales de la posición en la distribución del ingreso tanto con relación a la de sus padres (0,504) como a la de sus madres (0,454). Además, las diferencias con respecto a las IRA computadas entre los hijos varones y sus padres (0,10) así como entre aquellos y sus madres (0,11) son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. Por otra parte, cuando se comparan las asociaciones estimadas entre la posición relativa de padres e hijos con aquellas computadas entre madres e hijos según género, las primeras superan significativamente a las últimas, a un nivel del 5%.

Las elasticidades intergeneracionales reportadas en la segunda columna miden el grado promedio de asociación intergeneracional del ingreso laboral y pueden interpretarse como el cambio porcentual en

41. Como puede observarse a partir de los resultados de esta estimación reportados en el cuadro A2 del anexo, todos los coeficientes son estadísticamente significativos a un nivel del 1% y tienen los signos esperados, salvo los asociados con la experiencia y experiencia al cuadrado que, en el caso de las mujeres, presentan signos contrarios a los encontrados comúnmente en ecuaciones de Mincer de este tipo. El rango etario considerado para realizar las estimaciones (30 a 45 años) podría estar relacionado con ese resultado.

el ingreso laboral del hijo ante una variación del 1% en el ingreso laboral del padre o de la madre, según corresponda. La EII promedio más alta (0,937) es la estimada para las hijas con relación al ingreso laboral de su madres, en tanto que, la menor (0,642) es la computada, a partir de la muestra de hijos varones y sus padres. A diferencia de lo que se observa en el caso de las IRA, las EII estimadas entre padres e hijos son menores a las computadas en el caso de los hijos y sus madres cuando se las compara según género. Las diferencias entre estas elasticidades son estadísticamente significativas a un nivel del 5%.

Por otra parte, tanto la IRA como la EII computadas sugieren que la asociación entre el ingreso de la madre y el de los hijos es más fuerte para las hijas que para los hijos varones. Este resultado, que se encuentra en línea con el reportado por Osterberg (2000) para Suecia, es, según el autor, signo de un efecto del *role model*⁴².

Las estimaciones de la tercera columna del cuadro 2 indican cómo la media condicional de los ingresos laborales de los hijos depende de los ingresos de sus padres. Sin embargo, el grado de asociación intergeneracional puede variar a lo largo de la distribución condicional de ingresos laborales de los hijos. Esto se observa a partir de las EII estimadas por el método de TSQR que se reportan para cinco cuantiles representativos en las restantes columnas del cuadro 2 y que son estadísticamente significativas a un nivel del 1%.

En general, los resultados sugieren que la influencia del ingreso laboral del padre es mayor para los hijos -varones y mujeres- que se encuentran en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso, en conformidad con lo encontrado a partir de las matrices de transición. Además, estos hallazgos están en línea con los de Corak y Heisz (1999), Eide y Showalter (1999), Grawe (2004) y Bratberg, Nilsen y Vaage (2005). En todos los casos, la EII computada en el 10^{mo} cuantil de la distribución

42. El *role model effect* o efecto del modelo de conducta es una forma de interacción social por la cual el comportamiento de un individuo en un grupo -se trata aquí del grupo familiar-, está influenciado por las características y comportamientos de sus miembros de mayor edad, en este caso, el de la madre. Para más detalles, ver Durlauf (2002).

del ingreso laboral de los hijos es significativamente más elevada que la de los restantes cuantiles, no sólo desde un punto económico sino también estadístico a un nivel de significancia del 5%. Asimismo, en este cuantil, la elasticidad intergeneracional estimada con relación al ingreso laboral de los padres y de las madres para las hijas supera en 0,42 y 0,41 a las computadas entre los hijos varones. En general, las EII estimadas en cada uno de los cuantiles de la distribución condicional del ingreso laboral de las hijas, sea con relación al ingreso de su padre como al de su madre, son mayores que las correspondientes a los hijos varones⁴³.

Por otra parte, los resultados indican que la tasa de persistencia intergeneracional del ingreso laboral en cada uno de los cuantiles de la distribución condicional de todos los hijos es mayor cuando se considera el ingreso predicho de las madres que el de los padres. Así, las EII estimadas entre todos los hijos y sus madres en el 10^{mo}, 25^{to}, 50^{mo}, 75^{to} y 90^{mo} cuantil superan en 0,19; 0,10; 0,03; 0,07 y 0,05 las computadas entre todos los hijos y sus padres. Estas diferencias son estadísticamente significativas a un nivel del 5%, con excepción de la correspondiente al último cuantil considerado.

Sin embargo, es necesario tener presente el posible sesgo de selección dentro del empleo que, probablemente, conforme lo sugiere la teoría de oferta laboral, será más importante entre las mujeres que entre los varones. Por esto, se consideró un modelo de selección bivariado⁴⁴, estimado a partir de una versión extendida del método de dos etapas de Heckman. Las IRA y EII estimadas corrigiendo por el problema de doble sesgo de selección muestral son estadísticamente significativas a un nivel

43. Con excepción de la EII estimada entre hijas y padres en el 90^{mo} cuantil de la distribución condicional del ingreso laboral que es menor a la computada entre hijos varones y sus padres, aunque tan sólo en 0.03.

44. En el modelo *probit* bivariado se incluyeron como variables explicativas de ambas ecuaciones de selección: la edad, *dummies* para el máximo nivel educativo, el género, el estado civil y una *dummy* igual a 1 si el individuo asiste a un establecimiento educativo. En la ecuación de selección dentro del empleo se incluyó además el número de menores de 5 años en el hogar y *dummies* para indicar la presencia de un jefe de hogar ocupado y un cónyuge ocupado en el hogar. En la ecuación de selección por coresidencia se incluyó también el número de cuartos de la vivienda, una *dummy* para indicar si el hogar es propietario de la vivienda y *dummies* regionales (Nicoletti, 2008 y Comi, 2004). Los resultados de la estimación de los dos modelos *probit* bivariados pueden consultarse en Jiménez (2011).

del 1% y, en general, son menores que las estimadas sin corregir por sesgo de selección muestral. En principio, esto implicaría que la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina es, en promedio, mayor. No obstante, en general, las diferencias no son estadísticamente significativas y pueden no serlo también desde un punto de vista económico. Asimismo, los patrones de persistencia intergeneracional que se observan a partir de estas elasticidades estimadas con el método de TSQR y corregidas por sesgo de selección muestral no cambian significativamente con relación a los observados a partir de las EII estimadas por el mismo método pero sin corregir por sesgo. En particular, la movilidad intergeneracional del ingreso laboral continúa siendo considerablemente menor en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso de los hijos.

En síntesis, las EII estimadas por TSQR muestran una significativa inmovilidad intergeneracional del ingreso entre los hijos, tanto varones como mujeres, ubicados en los cuantiles más bajo de su distribución condicional de ingresos. Este resultado puede ser explicado a la luz de los modelos teóricos que asumen la existencia de restricciones crediticias (Becker y Tomes, 1986; Grawe, 2004; d'Addio, 2007). Conforme con estos modelos, los hijos de padres con bajos ingresos quienes, al enfrentar restricciones crediticias, no pueden endeudarse para financiar su educación, tienen ingresos laborales menores, en comparación con los obtenidos por otros con la misma habilidad, pero sin restricciones para financiar sus inversiones en capital humano. En la próxima sección se indagará con más detenimiento esta hipótesis.

V.3. Elasticidad intergeneracional del ingreso, igualdad de oportunidades y restricciones crediticias

En esta sección se analizan las estimaciones de las *quantile regression splines* con el objetivo de examinar la existencia de diferencias en la movilidad intergeneracional entre hijos ubicados en distintos tramos de la distribución del ingreso y que provienen de diferentes entornos familiares.

Las *quantile regression splines* estimadas incluyen tres *knots* definidos en el 25^{to}, 50^{mo}, 75^{to} percentil de la distribución del ingreso laboral predicho de los padres. Por lo tanto, las EII serán estimadas para cada uno de los cuartiles de la distribución del ingreso laboral de los padres.⁴⁵

El método de *quantile regression splines* permite explorar la existencia de restricciones crediticias en línea con el enfoque propuesto por Grawe (2001 y 2004a). En efecto, según el autor, el uso de regresiones por cuantiles puede constituir un método más adecuado para examinar si las no linealidades observadas son consistentes con los modelos que asumen fallas en el mercado de créditos. Si los hijos con mayor habilidad o capacidad son los más propensos a enfrentar restricciones para financiar su inversión en capital humano, luego en los tramos bajos del ingreso de los padres, la tasa de persistencia intergeneracional debería ser mayor en los cuantiles más altos de la distribución condicional de los hijos que en los más bajos. Por lo tanto, el objetivo es analizar el valor de la elasticidad intergeneracional entre los hijos cuyos ingresos son altos condicionales al ingreso de sus padres⁴⁶ pues podrían estar afectados por las imperfecciones en el mercado. Sin embargo, es necesario tener presente que los programas de becas de estudio y del sistema público de educación pueden relajar la restricción crediticia para ese grupo. En efecto, si estos programas están más concentrados en hijos de alta habilidad nacidos de padres de bajos ingresos, la hipótesis anterior debería ajustarse levemente. En este caso, según Grawe (2001), aunque los cuantiles más altos de la distribución del ingreso correspondiente a los hijos seguirán explicando el patrón no lineal en los datos, el efecto será más importante entre los cuantiles medios y altos, pero, posiblemente, no en el más alto.

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

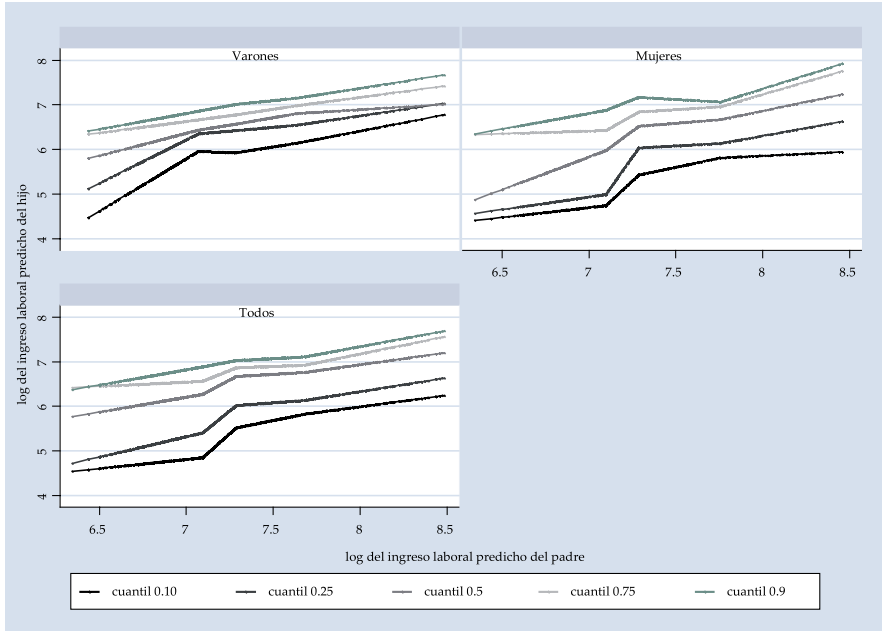
46. Grawe (2004a) llama a estos hijos "the exceptional child".

Si bien este enfoque es una mejora respecto del que analiza sólo la no linealidad en la regresión media o en la mediana, como advierte Grawe (2004b), su validez para testear la hipótesis de restricciones crediticias depende de algunos supuestos sobre la heteroscedasticidad. En efecto, si los datos son homoscedásticos, el *test* propuesto es válido. Sin embargo, es probable que la homoscedasticidad no se cumpla. Esto no representaría un problema si la varianza del término de error cambia linealmente con el logaritmo del ingreso del padre. Pero, cuando la heteroscedasticidad es “irregular” en el sentido que produce regresiones por cuantiles no lineales, la validez del *test* no puede sostenerse. Además, estos supuestos no pueden ser verificados porque no es posible observar el comportamiento de la varianza del error en el contexto contrafáctico de mercados de créditos perfectos.

Por otra parte, el método de *quantile regression splines* permite también analizar la igualdad de oportunidades en línea con la visión propuesta por Roemer (1998, 2004) de “nivelar el campo de juego”. En efecto, desde este enfoque las oportunidades son realmente idénticas cuando todos los individuos que gastaron el mismo nivel de esfuerzo, sin importar su “tipo”⁴⁷, tienen las mismas chances de alcanzar un objetivo. Ahora bien, en términos de movilidad intergeneracional, la hipótesis de igualdad de oportunidades puede ser analizada comparando hijos que obtuvieron resultados similares con otros que presentan logros diferentes pero nacieron de familias similares. Específicamente, se deben comparar, entre sí, los hijos de altos, medianos y bajos ingresos con padres de ingresos bajos y aquellos, en cada uno de esos tramos de ingresos, con padres de ingresos altos. Entonces, desde esta visión, una política social adecuada debe “nivelar el campo de juego” de manera que los individuos no se vean perjudicados por circunstancias que se encuentran más allá de su control, como el ingreso de sus padres (Grawe, 2004a).

47. Un “tipo” es el conjunto de individuos en la sociedad que comparten las mismas circunstancias. Para más detalles, ver Roemer (1998, 2004).

Gráfico 1. Relación no lineal entre el ingreso laboral predicho de padres e hijos, según cuantiles.



Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Los gráficos 1 y 2 presentan los resultados de las *quantile regression splines* estimadas en el 10^{mo}, 25^{to}, 50^{mo}, 75^{to} y 90^{mo} cuantil condicional del ingreso laboral de los hijos.

Cuando se considera el ingreso laboral predicho del padre, los patrones obtenidos para los hijos varones difieren de los encontrados entre las hijas (gráfico 1). Así, contrario a lo que sugiere la hipótesis de restricciones crediticias de Grawe (2001 y 2004a), en el caso de los primeros, la mayor tasa de persistencia intergeneracional en el tramo más bajo del ingreso de sus padres no se observa en el cuantil más alto sino en el primero (2,363), cuando se ignora el potencial sesgo de selección y en el segundo (1,758), cuando se corrige por este problema⁴⁸.

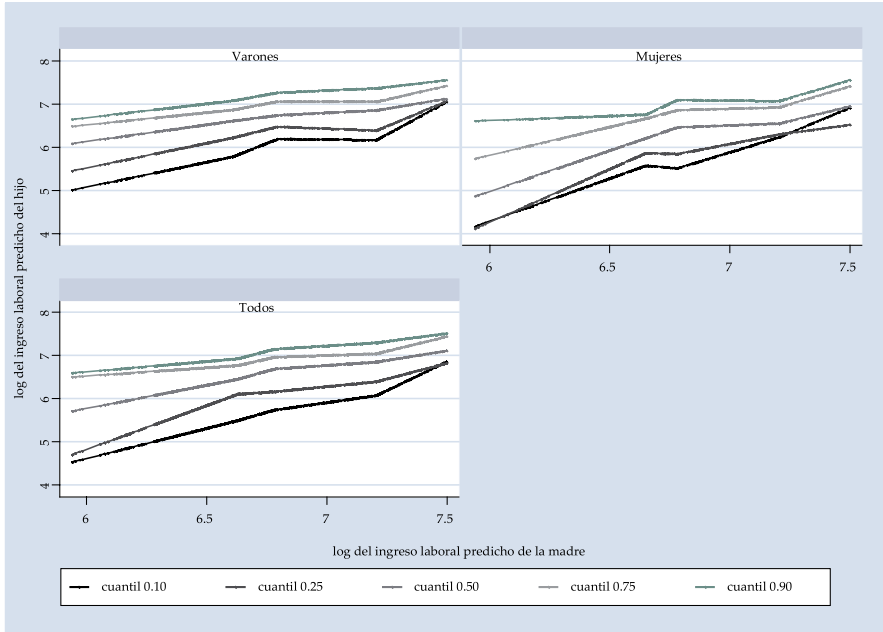
48. Estas EII son significativamente más altas que las estimadas en los cuantiles superiores, a un nivel del 1%.

En cambio, entre las hijas cuyos padres presentan ingresos ubicados en el primer cuartil de su propia distribución, la EII estimada en el 90^{mo} percentil supera en más de 0,25 a la computada en el 10^{mo} cuartil de su distribución condicional. Un resultado similar se observa para el conjunto de hijos (varones y mujeres). En efecto, entre aquellos con padres clasificados en el cuartil más pobre, la tasa de persistencia intergeneracional en el 10^{mo} cuartil es menor a la estimada en el 90^{mo}. Sin embargo, mientras la diferencia entre la EII computada en el primer y último cuartil considerados es 0,279 y estadísticamente significativa, a un nivel del 5%, cuando se ignora el sesgo de selección muestral, esa diferencia es de tan sólo 0,068 corrigiendo las estimaciones por ese problema de sesgo.

Por otra parte, cabe destacar que entre los hijos varones las mayores EII para el 10^{mo}, 25^{to} y 50^{mo} cuartil se observan en el tramo más bajo del ingreso laboral de los padres. Las diferencias entre las EII estimadas en ese tramo de la distribución de los padres y las computadas en intervalos superiores son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. En el caso de las hijas, las mayores EII se observan, en todos los cuantiles, salvo en el 90^{mo} cuartil si se consideran las estimaciones corregidas por sesgo de selección muestral, cuando el ingreso de su padre se ubica en el segundo cuartil de su distribución. Las diferencias entre esas elasticidades y las calculadas en otros intervalos de la distribución de los padres son estadísticamente significativas, a un nivel del 5%.

Conforme se aprecia en el gráfico 2, la tasa de persistencia intergeneracional estimada en el tramo más bajo de la distribución del ingreso laboral de la madre y en el cuartil más pobre de la distribución correspondiente a los hijos varones, las hijas y todos los hijos superan significativamente la computada en el cuartil más alto. En efecto, conforme con las estimaciones corregidas por sesgo de selección muestral que se reportan en las columnas (ii), las EII computadas en el 10^{mo} cuartil son mayores en 0,663; 2,102 y 0,824 a las obtenidas en el 90^{mo} cuartil de la distribución condicional de los hijos varones, las hijas y todos los hijos,

Gráfico 2. Relación entre el ingreso laboral predicho de madres e hijos, según cuantiles.



Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

respectivamente, con madres que presentan ingresos laborales calificados en el primer cuartil de su propia distribución. En principio, estos patrones de no linealidad en la relación intergeneracional de ingresos de hijos y madres no son consistentes con la hipótesis de la existencia de restricciones crediticias previamente enunciada.

Por último, lejos de lo señalado por la hipótesis de igualdad de oportunidades, las EII estimadas en cada cuartil, para distintos tramos de la distribución del ingreso laboral de las madres son significativamente diferentes. Así, entre los hijos varones, las menores y mayores tasas de persistencia intergeneracional se observan en el tercer y último cuartil de la distribución correspondiente a sus madres. Entre las hijas, las menores EII, para los cuantiles más bajos, son las estimadas en el segundo

cuartil de la distribución de sus madres y para los más altos, las computadas en el tercer cuartil. En tanto que las mayores EII se observan, en general, en los extremos de la distribución del ingreso de sus madres.

VI. Conclusiones

El objetivo de este estudio consistía en cuantificar y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso laboral en la Argentina, explorando particularmente la existencia de diferencias por género así como entre hijos ubicados en distintos tramos de la distribución del ingreso y que provienen de diferentes entornos familiares. Esto, a su vez, permitió analizar la existencia de igualdad de oportunidades en línea con el enfoque propuesto por Roemer (1998, 2004) así como ofrecer una primera aproximación sobre la relevancia de las restricciones crediticias en el proceso de transmisión intergeneracional.

Los resultados obtenidos indican que, en comparación con los hijos varones, las hijas presentan mayores asociaciones intergeneracionales del ingreso tanto con relación al de sus padres como al de sus madres.

Por otra parte, el análisis empírico también muestra una significativa inmovilidad intergeneracional del ingreso entre los hijos, tanto varones como mujeres, ubicados en los primeros quintiles de la distribución condicional de ingresos. En general, se observa que el efecto del ingreso laboral del padre y de la madre es mayor para los hijos que se encuentran en los quintiles más pobres en comparación con los ubicados en los más ricos. Entre otras razones, este hallazgo es particularmente relevante considerando que una baja movilidad del ingreso entre padres e hijos en la parte inferior de la distribución puede tener efectos adversos en la transmisión intergeneracional de la pobreza. Asimismo, el resultado puede ser explicado a la luz de los modelos teóricos que asumen la existencia de restricciones crediticias (Becker y Tomes, 1986; Grawe, 2004; d'Addio, 2007). Conforme con estos modelos, los hijos de padres con bajos ingresos quienes, al enfrentar restricciones crediticias, no pueden endeudarse para financiar su educación, tienen ingresos laborales

menores, en comparación con los obtenidos por otros con la misma habilidad, pero sin restricciones para financiar sus inversiones en capital humano. Una forma de examinar esta hipótesis es considerando que si los hijos con mayor habilidad o capacidad son los más propensos a enfrentar restricciones para financiar su inversión en capital humano, entonces, en los tramos bajos del ingreso de los padres, la tasa de persistencia intergeneracional debería ser mayor en los cuantiles más altos de la distribución condicional de los hijos que en los más bajos (Grawe, 2001 y 2004a). Las estimaciones obtenidas a partir de las *quantile regression splines* (QRS) sugieren que la relación del ingreso laboral de las hijas y sus padres son consistentes con la existencia de restricciones crediticias bajo los supuestos establecidos por Grawe (2004), no ocurriendo lo mismo en el caso de los hijos varones.

Finalmente, los resultados de las *quantile regression splines* también permitieron examinar la existencia de igualdad de oportunidades en línea con la visión propuesta por Roemer (1998, 2004). Conforme con este enfoque las oportunidades son realmente idénticas cuando todos los individuos que gastaron el mismo nivel de esfuerzo, sin importar sus circunstancias, tienen las mismas probabilidades de obtener un resultado. En términos de movilidad intergeneracional, esta hipótesis se analizó comparando hijos que obtuvieron resultados similares con otros que presentan logros diferentes pero nacieron de familias similares. Cuando se comparan los niveles de asociación intergeneracional entre los hijos de altos, medianos y bajos ingresos con padres de ingresos bajos y aquellos, en cada uno de esos tramos de ingresos, con padres de ingresos altos, es posible concluir que la evidencia empírica obtenida para Argentina es contraria a la hipótesis de igualdad de oportunidades de Roemer (1998 y 2004). Si bien, los resultados obtenidos parecen sugerir la necesidad de implementar políticas más efectivas tendientes a nivelar el campo de juego, como advierten Black y Devereux (2010), esto no implica necesariamente afirmar que no debería existir correlación entre el ingreso de padres e hijos. En efecto, si, por ejemplo, los hijos de padres

ricos ganan mayores ingresos en parte porque invierten en capital humano y tienen más educación, una elasticidad intergeneracional de cero podría indicar que no existen retornos al capital humano, es decir, que un capital humano más alto no es retribuido con mayores ingresos. Por lo tanto, la identificación del nivel de movilidad socialmente óptimo requiere una comprensión profunda de los determinantes del proceso de transmisión intergeneracional. Esta constituye, pues, una clara dirección para investigación futura.

Referencias

- Abadie, A., Angrist, J. y Imbens, G. (2002), "Instrumental variables estimates of the effect of subsidized training on the quantiles of trainee earnings", en *Econometrica*, Vol. 70, No. 1 (Enero), pp. 91-117.
- Aldaz-Carrol, E. y Morán, R. (2001), "Escaping the poverty trap in Latin America: the role of family factors" en *Cuadernos de Economía*, Vol. 38, No. 114 (Agosto), pp.155-190.
- Altonji, J. G. y Dunn, T. A. (2000), "An intergeneracional model of wages, hours and earnings", *The Journal of Human Resources*, Vol. 35, No. 2, pp. 221-258.
- Andersen, L. (2001), "Social mobility in Latin America: links with adolescent schooling" en *IADB Research Network Working Paper*, No. R-433, Inter-American Development Bank (IADB).
- 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" en *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 418 (Junio), pp. 328-336.
- Angrist, J. D. y Krueger, A. B. (1995), "Split-Sample instrumental variables estimates of the return to schooling" en *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.13, pp. 225-35.
- Angrist, J. D. y Pischke J-S. (2009), *Mostly harmless Econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Arellano, M. y Costas M. (1992), "Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set" en *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, No. 3 (Julio), pp. 537-559.
- Arias, O., Sosa Escudero, W. y Hallock, K. F. (2001), "Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data" en *Empirical Economics*, Springer, Vol. 26, No. 1, pp 7-40.
- Atkinson, Anthony B. (1981). "On intergenerational income mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 3 (Winter), pp. 194-218.
- Atkinson, A. B. y Bourguignon, F. (2000), "Income distribution and economics" en Atkinson, A. B. y Bourguignon, F. (Eds.), *Handbook of Income Distribution*, Introduction, pp. 1-58. Amsterdam: Elsevier Science.
- Atkinson, A. B., Maynard, A. K. y Trinder, C. G. (1983), *Parents and children: Incomes in two generations*. Londres: Heinemann Educational Books.
- 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" en *Desarrollo Económico*, Vol. 17, No. 68 (Enero - Marzo), pp. 593-618
- Becker, G. S. (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" en *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6 (Diciembre), pp. 1153-89.
-

- 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" en *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 1 (Febrero), pp. 144-151.
- Behrman, J. R., Gaviria, A. y Székeley, M. (2001), "Intergenerational mobility in Latin America" en *Inter-American Development Bank, Working paper series* No. 452.
- Benabou, R. y Ok E. A. (2001), "Social mobility and the demand for redistribution: The POUM hipótesis" en *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2 (Mayo), pp. 447-487.
- Benabou, R. y Tirole, J. (2005), "Belief in a just world and redistributive politics" en *NBER Working Papers*, No. 11208, National Bureau of Economic Research.
- Björklund, A. y Jäntti, M. (1997), "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States" en *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 5 (Diciembre), pp. 1009-18.
- Björklund, A., Roine, J. y Waldenström, D. (2008), "Intergenerational top income mobility in Sweden: A combination of equal opportunity and capitalistic dynasties" en *IZA Discussion Papers*, No. 3801, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Black, S. E. y Devereux, P. J. (2010), "Recent developments in intergenerational mobility" en *NBER Working Paper Series*, Vol. w15889.
- Blanden, J., Goodman, A., Gregg, P. y Machin, S. (2002), "Changes in intergenerational mobility in Britain" en *CEP Discussion Papers*, No. 0517, Centre for Economic Performance, LSE.
- Blanden, J., Gregg, P. y Machin, S. (2005), "Intergenerational mobility in Europe and North America" en *Centre for Economic Performance*, London School of Economics.
- Bratberg, E., Nilsen, O. A. y Vaage, K. (2005), "Intergenerational mobility: Trends across the earnings distribution" en *IZA Discussion Papers*, No. 1517, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Buchinsky, M. (1998), "The dynamics of changes un the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach" en *Journal of Applied Econometrics*, Vol 13, No. 1 (Enero-Febrero), pp.1-30.
- Castañeda, T. y Aldaz-Carroll, E.e (1999), "The intergenerational transmission of poverty: Some causes and policy implications" en *Banco Interamericano de Desarrollo*, Discussion Paper, Washington D. C.
- CEPAL (2004), "Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar" en Ocampo, J.A., Franco, R. y Sáinz, P. (Comps.), *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*, Cap. V, pp. 187-219, Libros de la CEPAL No. 77, Santiago de Chile: Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Comi, S. (2004), "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP" en *CHILD Working Papers*, No. 18-04, Centre for Household, Income, Labour and Demographic economics.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S. y Sánchez, R. (2008), "E pur si muove? Movili-

- dad, pobreza y desigualdad en América Latina” en *Económica*, Vol. LIV, No. 1-2, pp. 121-159, La Plata.
- Corak, M. (2004), “Generational income mobility in North America and Europe: an introduction” en Corak, M. (Ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*, Cap. 1, pp. 1-37, 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” en *Journal of Human Resources*, Vol. XXXIV, No. 3, pp. 504-33.
- Corak, M. y Piraino, P. (2010), “Intergenerational earnings mobility and the inheritance of employers” en *IZA Discussion Paper*, No. 4876, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Couch, K. A. y Lillard, D. R. (1998), “Sample selection rules and the intergenerational correlation of earnings” en *Labour Economics*, Vol. 5, No. 3 (Septiembre), pp. 313-329.
- Couch, K. A. y Lillard, D. R. (2004), “Non-Linear patterns of intergenerational mobility in Germany and the United States” en Corak, M. (Ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*, Cap. 8, pp. 190-206, Cambridge: Cambridge University Press.
- Couch, K. A. y Dunn, T. (1997), “Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United State and Germany” en *The Journal of Human Resources*, Vol. XXXII, No.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.
- D’Addio, A. C. (2007), “Intergenerational Transmission of disadvantage: Mobility or immobility across generations?” en *OECD Social Employment and Migration Working Papers*, No. 52, OECD publishing.
- Dahan, M. y Gaviria, A. (2001), “Sibling correlations and intergenerational mobility in Latin America” en *Economic Development y Cultural Change*, Vol 49, No. 3, pp. 537-54.
- Dahl, M. y DeLeire, T. (2008), “The association between children’s earnings and fathers’ lifetime earnings: estimates using administrative data” en *Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, No. 1342-08.
- Das, M, Newey, W. K. y Vella, F. (2003), “Nonparametric estimation of sample selection models”, en *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 1 (Enero), pp. 33-58.
- De Luca, G. y Peracchi, F. (2007), “A sample selection model for unit and item non-response in cross-sectional surveys” en *CEIS Tor Vergata*, Research Paper Series, Working Paper No. 99.
- Dearden, L., Machin, S. y Reed, H. (1997), “Intergenerational mobility in Britain” en *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 440 (Enero), pp. 47-64.
- Dunn, C. E. (2007), “The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil” en *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 7, No. 2 (Contributions), pp. 1-40.
-

- Durlauf, S. N. (2002), "Groups, social influences and inequality: a memberships theory perspective on poverty traps" en *Wisconsin Madison Social Systems*, Working papers No. 18.
- Eide, E. R. y Showalter, M. H. (1999), "Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach" en *The Journal of Human Resources*, Vol. XXXIV, No. 2, pp. 253-267.
- Ermisch, J. y Nicoletti, C. (2005), "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain" en *ISER Working Paper*, No. 19, Institute for Social & Economic Research, University of Essex.
- Ermisch, J. y Francesconi, M. (2004), "Intergenerational mobility in Britain: new evidence from the BHPS" en Corak, M. (Ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*, Cap. 7, pp. 147-189. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ermisch, J., Francesconi, M. y Siedler, T. (2005), "Intergenerational economic mobility and assortative mating" en *IZA Discussion Papers*, No. 1847, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Fernández, A. G. (2006), "Alternative measures of intergeneracional social mobility in Argentina" en *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Ferreira, S. y Veloso, F. A. (2004), "Intergenerational mobility of wages in Brazil", Unpublished paper.
- FIEL (2008). *La igualdad de oportunidades en la Argentina. Movilidad intergeneracional en los 2000*, Buenos Aires: Temas grupo editorial.
- Fortin, N. M. y Lefebvre, S. (1998), "Intergenerational income mobility in Canada" en Corak, M. (Ed.), *Labour markets, social institutions and the future of Canada's children*, Cap. 4, pp. 51-63, Catalogue No. 89-553. Ottawa: Statistics Canada.
- Francesconi, M. y Nicoletti, C. (2006), "Intergenerational mobility and sample selection in short panels" en *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp.1265-93.
- Friedman, M. (1957), *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.
- Gasparini, L. (2007), "Monitoring the socio-economic conditions in Argentina 1992-2006" en CEDLAS, *Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales*, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2008), "Una distribución en movimiento: El caso de Argentina" en *Documento de Trabajo del CEDLAS*, No. 78, 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 Lipset, M. S. y Bendix, R. (Comps.), *Movilidad social en la sociedad industrial*. Buenos Aires: EUDEBA.
- Golovanevsky, L. (2001), "Transmisión intergeneracional de la pobreza. Una aproximación empírica preliminar para Argentina a comienzos del siglo XXI" en *Asociación Argentina de Especialista en Estudios del trabajo (ASET)*.
- Grawe, N. D. (2003), "Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence" en *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" en Corak, M. (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cap. 4, pp. 58-89. Cambridge: Cambridge University Press.
- Grawe, N. D. (2004b), "Reconsidering the use of nonlinearities in intergenerational earnings mobility as a test for credit constraints" en *The Journal of Human Resources*, Vol. XXXIX, No. 3, pp. 813-27.
- Gustafsson, B. (1994), "The degree and pattern of income immobility in Sweden" en *Review of Income and Wealth*, Vol. 40, No. 1, pp. 67-86.
- Haider, S. y Solon, G. (2006), "Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings" en *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 4 (Septiembre), pp. 1308-1320.
- Han, S. y Mulligan, C. B. (2001), "Human capital, heterogeneity and estimated degrees of intergenerational mobility" en *The Economic Journal*, Vol. 111, No. 470 (Abril), pp.207-243.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample selection as a specification error" en *Econometrica*, No. 47, pp. 153-161.
- Hertz, T. N. (2001), "Education, inequality and economic mobility in South Africa", Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Massachusetts.
- Hirschman, A. O. y Rothschild, M. (1973), "The changing tolerance for income inequality in the course of economic development"; with a mathematical appendix en *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No. 4 (Noviembre), pp. 544-566.
- Hirvonen, L. (2006), "Intergenerational earnings mobility among daughters and sons: Evidence from Sweden and a comparison with the United States" en *SOFI Working paper*, No. 5/2006, Swedish Institute for Social Research (SOFI), Stockholm University.
- Hongseong, C., Leigh, A. y Meng, X. (2010), "Intergenerational income mobility in urban China" en *Discussion Paper*, No. 4811, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Hussain, M. A., Munk, M. D. y Bonke, J. (2008), "How sensitive is intergenerational earnings mobility to different measures?" en *Working paper*, No. 07:2008, Danish National Centre for Social Research.
- Hyson, R. (2003), "Differences in intergenerational mobility across the earnings distribution" en *BLS Working paper*, No. 364, Bureau of Labor Statistics, U. S. Department of Labor.
- Inoue, A. y Solon, G. (2008), "Two-sample instrumental variables estimator" en *NBER Technical Working Papers*, No. 311, National Bureau of Economic Research.
- Jäntti, 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" en *IZA Discussion Paper*, No. 1938, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007), "The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries" en *CPRC Working paper*, No. 75, Chronic Poverty Re-

- search Centre, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Jiménez, M. (2011), "Un análisis empírico de las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso. El caso de la Argentina" en *CEDLAS*, Documento de Trabajo No. 114, La Plata.
- Johnson, P. A. (2002), "Intergenerational dependence in education and income" en *Applied Economics Letters*, Vol. 9, No. 3, pp. 159-162.
- 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" en *Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo (ASET)*.
- Klevmarken, N. A. (1982), "Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set" en *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association 1981, pp. 156-161.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978), "Regression quantiles" en *Econometrica*, Vol. 46, No. 1 (Enero), pp. 33-50.
- Labar, K. (2007), "Intergenerational mobility in China" en *CERDI Working Paper*, E 2007.29, Centre D'Études et de Recherches Sur Le Développement International (CERDI).
- Lefranc, A. y Trannoy, A. (2004), "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?" en *IDEP Working Papers*, No. 0401, Institut d'économie publique (IDEP).
- Lefranc, A., Ojiva, F. y Yoshida, T. (2008), "The intergenerational transmission of income and education: A comparison of Japan and France" en *EUI Working Papers*, RSCAS 2008/25, European University Institute, Robert Schuman Centre for Advanced Studies.
- Leigh, A. (2007), "Intergenerational mobility in Australia" en *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 7, No. 2 (Contributions), Article 6.
- Lillard, L. A. y Kilburn, R. M. (1995), "Intergenerational earnings links: sons and daughters" en *RAND Working Paper Series*, N° 95-17.
- Mazumder, B. (2005), "Fortunate Sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data" en *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 2 (Mayo), pp. 235-255.
- Murphy, K. M. y Topel, R. H. (1985), "Estimation and inference in two-step econometric models" en *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3, No. 4 (Octubre), pp. 370-379.
- Ng, I. Y. H., Shen, X. y Ho, K. W. (2008), "Intergenerational earnings mobility in Singapore and the United States" en *Economic Growth Centre Working Paper Series*, No. 2008/03, Economic Growth centre, School of Humanities and Social Sciences, Nanyang Technological University.
- Nicoletti, C. (2008), "Multiple sample selection in the estimation of intergenerational occupational mobility" en *Institute for Social & Economic Research (ISER)*, Working Paper N° 2008-20 (Mayo), University of Essex.
-

- Nicoletti, C. y Francesconi, M. (2006), "Intergenerational mobility and sample selection in short panels" en *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, No. 8, pp. 1265-93.
- Núñez, J. y Miranda, L. (2007), "Recent findings on intergenerational income and educational mobility in Chile" en *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" en *Departamento de Economía Documento de Trabajo*, No. 210, Universidad de Chile.
- Österbacka, E. (2001). "Family background and economic status in Finland" en *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.103, No.3 (Septiembre), pp. 467-484.
- Osterberg, T. (2000), "Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show?" en *Review of Income and Wealth*, Vol. 46, No. 4 (Diciembre), pp. 421-436.
- Peters, E.h H. (1992), "Patterns of intergenerational mobility in income and earnings" en *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 3 (Agosto), pp. 456-466.
- Piraino, P. (2006), "Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy" en *Economics Working Papers*, No. 471, University of Siena.
- Raaum, O., Bratsberg, B., Roed, K., Österbacka, E., Eriksson, T., Jäntti, M. y Naylor, R. (2007), "Marital sorting, household labor supply and intergenerational earnings mobility across Countries" en *IZA Discussion Papers*, No. 3037, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Roemer, J. E. (1998), *Equality of opportunity*. Cambridge Mass.: Harvard University Press.
- Roemer, J. E. (2004), "Equal opportunity and intergenerational mobility: going beyond intergenerational income transition matrices" en Corak, M. (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cap. 3, pp. 48-57. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sánchez Hugalde, A. (2004), "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)" en *IEB Working papers*, No. 2004/1, Institut d'Economia de Barcelona (IEB).
- Sen, A. (2000), *Desarrollo y libertad*. Buenos Aires: Planeta.
- Solon, G. (1992), "Intergenerational income mobility in the United States" en *The American Economic Review*, Vol.82, No. 3 (Junio), pp. 393-408.
- Solon, G. (2002), "Cross-country differences in intergenerational earnings mobility" en *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3 (Summer), pp. 59-66.
- Solon, G. (2004), "A model of intergenerational mobility variation over time and place" en Corak, M. (Ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cap. 2, pp 38-47. 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.
- Vogel, T. (2006), "Reassessing intergenerational mobility in Germany and the Unit-

ed States: The impact of differences in lifecycle earnings patterns" en *SFB 649 Discussion Papers*, No. 2006-055, School of Business and Economics 649 (SFB), Humboldt University.

Zimmerman, D. J. (1992). "Regression toward mediocrity in economic stature" en *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 3 (Junio), pp. 409-429.

Anexo

Cuadro A.1. Características de la muestra de padres e hijos

Variable	Hijos residentes con su padre			Hijos residentes con su madre			Padres	Madres
	Varones	Mujeres	Todos	Varones	Mujeres	Todos		
Ingreso laboral ^a	899,4	749,3	830,1	905,9	754,1	837,9	1880,3	1083,2
Edad ^b	29,3	29,5	29,3	29,4	29,3	29,3	37,0	35,1
Primaria Incompleta	0,035	0,023	0,030	0,038	0,020	0,029	0,141	0,126
Primaria Completa	0,185	0,131	0,159	0,184	0,084	0,138	0,313	0,292
Secundaria Incompleta	0,164	0,101	0,134	0,155	0,100	0,130	0,173	0,104
Secundaria Completa	0,264	0,222	0,244	0,265	0,247	0,257	0,172	0,217
Universitaria Incompleta	0,196	0,220	0,207	0,201	0,235	0,216	0,061	0,067
Universitaria Completa	0,156	0,304	0,226	0,159	0,313	0,230	0,140	0,194
Experiencia potencial ^c	12,1	10,9	11,5	12,1	10,4	11,3	21,8	19,1
Asiste a un establecimiento educativo	0,128	0,161	0,144	0,148	0,125	0,174	0,001	0,029
Casado	0,148	0,064	0,109	0,135	0,056	0,099	0,893	0,990
Residente en GBA	0,549	0,616	0,580	0,543	0,604	0,571	0,597	0,550
Residente en el NOA	0,097	0,071	0,085	0,094	0,075	0,085	0,071	0,096
Residente en el NEA	0,045	0,041	0,043	0,044	0,041	0,043	0,040	0,042
Residente en Cuyo	0,106	0,086	0,097	0,115	0,087	0,102	0,099	0,094
Residente en la Pampa	0,187	0,171	0,179	0,188	0,178	0,183	0,175	0,212
Residente en Patagonia	0,017	0,015	0,016	0,016	0,015	0,016	0,018	0,006
Observaciones	792	641	1433	709	559	1268	835	341

Notas: Los valores reportados corresponden a los promedios de cada variable para la muestra de hijos de 26 a 38 años y padres/madres de 30 a 45 años. ^a Es el ingreso mensual de la ocupación principal (en \$ de 2006) para los hijos y el predicho en 1986 (en \$ de 2006) para los padres. ^b Para los padres, se considera la edad en 1986. ^c La experiencia potencial se calculó como años de edad, menos años de educación, menos 6 y para los padres se reporta el promedio de la experiencia potencial en 1986.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Cuadro A.2. Matrices de transición por quintiles para los hijos de 26 a 38 años y sus padres

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral del hijo				
	1	2	3	4	5
	Varones				
1	0,39	0,23	0,28	0,06	0,04
2	0,20	0,30	0,31	0,08	0,12
3	0,21	0,20	0,34	0,09	0,15
4	0,15	0,14	0,35	0,12	0,24
5	0,11	0,11	0,33	0,05	0,40
	Mujeres				
1	0,41	0,27	0,19	0,06	0,06
2	0,36	0,21	0,20	0,11	0,11
3	0,13	0,21	0,30	0,15	0,22
4	0,06	0,19	0,27	0,29	0,19
5	0,04	0,11	0,19	0,24	0,42
	Todos				
1	0,42	0,22	0,20	0,12	0,03
2	0,30	0,23	0,19	0,18	0,10
3	0,21	0,15	0,26	0,24	0,14
4	0,16	0,11	0,15	0,36	0,21
5	0,10	0,10	0,17	0,33	0,30

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

**Cuadro A.3. Matrices de transición por quintiles
para los hijos de 26 a 38 años y sus madres**

Quintil de ingreso laboral de la madre	Quintil de ingreso laboral del hijo				
	1	2	3	4	5
	Varones				
1	0,35	0,27	0,29	0,02	0,07
2	0,26	0,22	0,33	0,08	0,11
3	0,12	0,21	0,30	0,13	0,23
4	0,25	0,18	0,26	0,05	0,27
5	0,06	0,10	0,46	0,08	0,30
	Mujeres				
1	0,46	0,29	0,12	0,10	0,03
2	0,19	0,29	0,24	0,13	0,15
3	0,17	0,28	0,19	0,16	0,20
4	0,21	0,16	0,21	0,24	0,18
5	0,02	0,11	0,18	0,29	0,40
	Todos				
1	0,40	0,21	0,23	0,10	0,06
2	0,24	0,27	0,21	0,16	0,12
3	0,16	0,22	0,21	0,24	0,17
4	0,22	0,13	0,17	0,22	0,26
5	0,06	0,08	0,20	0,29	0,37

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.