



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLV Reunión Anual

Noviembre de 2010

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-8-0

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

Jiménez, Maribel

¿Movilidad o persistencia intergeneracional del ingreso en la Argentina? Una aproximación empírica*

Maribel Jiménez⁺

Resumen

El principal objetivo de este estudio es medir y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso en la Argentina, explorando la hipótesis de variación del grado de (in)movilidad intergeneracional a lo largo de la distribución del ingreso correspondiente a los hijos así como a los padres, a través de la aplicación de métodos econométricos utilizados en la literatura empírica reciente para datos no longitudinales. Los resultados obtenidos a partir de la información proveniente de dos muestras de la Encuesta Permanente de Hogares, revelan la existencia de significativas no linealidades en la relación intergeneracional del ingreso laboral.

Códigos JEL: J62, D31

Abstract

The principal aim of this paper is measure and examine intergenerational earnings mobility in Argentina, exploring particularly the hypothesis of variation of the degree of intergenerational (in)mobility across children's and parents's income distribution, by the implementation of econometrics methods utilized in recent empirical literature for nonlongitudinal data. The results derived from the information of two samples from the Permanent Household Survey, uncover the existence of significant nonlinearities in the intergenerational earnings relationship.

JEL Codes: J62, D31

* Este trabajo constituye una versión preliminar de tesis de Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. Las opiniones y los errores son de mi exclusiva responsabilidad.

⁺CONICET/Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE)-UNSa/UNLP. maribeljimenez@conicet.gov.ar

1. Introducción

En los últimos años el interés por la movilidad intergeneracional ha recobrado fuerza. Sin embargo, el conocimiento del tema en Argentina es deficitario. Los estudios que intentan cuantificar la movilidad intergeneracional del ingreso en el país son casi inexistentes, entre otras razones, por la falta de datos longitudinales. Por eso, el principal objetivo de este trabajo es medir y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos en Argentina, analizando particularmente la existencia de no linealidades, a partir de la aplicación de metodologías econométricas utilizadas en la literatura empírica más reciente para datos no longitudinales. Esto implica explorar la hipótesis de variación del grado de (in)movilidad intergeneracional a lo largo de la distribución del ingreso correspondiente a los hijos así como a los padres.

Los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones son varios. 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 considerado 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 elevada¹.

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 *et al.*, 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 oportunidades², 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 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

¹La 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).

²El concepto de igualdad de oportunidades, desarrollado entre otros por Roemer (1998, 2004), ha obtenido un fuerte respaldo del enfoque de capacidades de Sen (2000).

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 macrosocial, 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 (1986). 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 la 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.

2. 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. Sin embargo, en los últimos años esta literatura ha sido cada vez más creciente y se ha desarrollado para diferentes países.

Los cuadros 1 y 2 resumen la evidencia internacional sobre movilidad intergeneracional del ingreso para países desarrollados y en desarrollo. Los estudios empíricos reportados miden el grado de correlación de los ingresos de dos generaciones sucesivas en términos de la elasticidad del ingreso de los hijos con respecto a la de sus padres, lo que facilita su comparabilidad. En general, para la mayoría de los países no se reportan todos los estudios disponibles, sino los más recientes.

La estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) requiere información de los ingresos actuales de los hijos y de los padres, preferentemente cuando los hijos eran niños o adolescentes. Por esto, la mayoría de los trabajos empíricos emplean datos longitudinales. Entre estos estudios, se destacan como antecedentes el desarrollado por Atkinson *et al.* (1983) para Inglaterra así como los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992) para Estados Unidos.

La mayoría de los estudios calculan la EII a partir de la estimación por OLS, de una regresión en la que el logaritmo de los ingresos de los hijos es la variable dependiente y el logaritmo de los ingresos de los padres la variable explicativa, con controles por edad para ambas generaciones. En general, el método de OLS ha sido ampliamente utilizado para estimar la EII en diferentes años, por numerosos autores y para diversos países. Así, Atkinson *et al.* (1983), Behrman y Taubman (1985), Solon (1992), Zimmerman (1992), Peters (1992) y Dahl y DeLeire (2008) aplican esa metodología para Estados Unidos; Dearden *et al.* (1997) y Blanden *et al.* (2002) lo hacen para Gran Bretaña; Osterberg (2000) y Hirvonen (2006), para Suecia; Österbacka (2001), para Finlandia; Bratberg *et al.* (2005), para Noruega; Couch y Dunn (1997), para Alemania; Comi (2004), para los países de la Comunidad Europea y Estados Unidos; Blanden *et al.* (2005), para Gran Bretaña, el Oeste de Alemania, Canadá y Estados Unidos; Corak y Heisz (1999), para Canadá; Sánchez Hugalde (2004), para España, Hertz (2001), para Sudáfrica y Núñez y Risco (2004), para Chile.

Aunque la asociación intergeneracional en los ingresos de largo plazo es el interés principal de estos estudios, como señala Solon (2002), las limitaciones de los datos llevaron a algunos de los primeros estudios de movilidad intergeneracional a emplear medidas de un único año para los ingresos de los padres. Sin embargo, 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 instrumentales. Así, en uno de los principales estudios pioneros, Solon (1992) propone utilizar como instrumento del status socioeconómico del padre, sus años de educación.

Al no disponer de información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente, algunos estudios empíricos recurrieron a la solución propuesta por Arellano y Meghir (1992) así como por Angrist y Krueger (1992) que consiste en utilizar información de dos muestras separadas a fin de predecir el ingreso de los padres cuando los hijos eran niños o adolescentes y obtener una aproximación de sus ingresos permanentes. Por esta razón, suele conocerse a este método como *Two-Sample Two-Stage Least Squares* (TS2SLS). Esta técnica de estimación fue implementada mayormente en estudios para países europeos y en desarrollo. 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 esta método. Entre ellos se encuentran los trabajos de Grawe (2004a) para Ecuador y Perú, los desarrollados por Núñez y Risco (2004) y Núñez y Miranda (2007) para Chile así como los de Ferreira y Veloso (2004) y Dunn (2007) para Brasil.³

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. La mayoría de los estudios que analizan la variación del grado de persistencia a lo largo de la distribución emplean el método de regresiones por cuantiles (QR) y matrices de transición. 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)⁴, Ferreira y Veloso (2004) y otros más antiguos como los de Atkinson *et al.* (1983), Zimmerman (1992), Peters (1992), entre otros. El método de QR también permite examinar las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso. 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.

³ Grawe (2004a), Labar (2007) y Honge Gong *et al.* (2010) también aplican esta metodología para otros países en desarrollo: Nepal y Pakistán, el primero y China, los dos últimos.

⁴ Este es, según Jenkins y Siedler (2007), uno de los estudios más recientes y comprehensivos sobre transmisión intergeneracional de ingresos en los países desarrollados que compara la movilidad intergeneracional de ingresos de los países europeos nórdicos con la de Estados Unidos y Reino Unido, examinando la movilidad intergeneracional en diferentes puntos de la distribución de los ingresos de los padres.

Cuadro 1. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional de ingresos para países desarrollados

Estudio	País	Base de datos	Edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	Elasticidad		
						OLS	IV	TS2SLS
Atkinson <i>et al.</i> (1983)	Inglaterra	Follow up of Rowntree York Sample de 1950 p. y 1975-78 h. ^a	25-65	Ingresos laborales horarios	Ingreso laboral semanal	0.42		
Behrman y Taubman (1985)	EE. UU.	NAS-NRC Twin Sample	25-28	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.09 (v), 0.9 (m) y 0.07 (m y v) ^b		
Solon (1992)	EE. UU.	Panel Survey of Income Dynamics (PSID) de 1967-71 p. y 1985 h.	25-33	Salario horario	Salario horario y su predicción basada en educación	0.29	0.45	
				Ingreso familiar	Ingreso familiar y su predicción basada en educación	0.48	0.53	
				Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual y su predicción basada en educación	0.39	0.53	
				Ingreso familiar anual normalizado con la línea de pobreza	Ingreso familiar anual normalizado con la línea de pobreza y su predicción basada en educación	0.48	0.56	-
Zimmerman (1992)	EE. UU.	National Longitudinal Survey (NLS) de 1981 h. y 1966-71 p.	29-39	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.19 - 0.43		
					Promedio de 4 años del ingreso laboral anual	0.54		
					Predicción del ingreso laboral anual basada en el índice de Duncan		0.26 - 0.68	
Peters (1992)	EE.UU.	NLS de 1966-71 p., 1967-72 ma., 1976-81 v. y 1977-82 m.	14-24	Ingreso laboral	Ingreso familiar total	0.17 (v) y 0.22 (m)		
					Ingresos laborales	0.14 (v) y 0.19 (m)		
Björklund y Jänti (1997)	EE.UU.	PSID	28-36	Ingreso laboral anual	Promedio del ingreso de varios años	0.39		
					Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y ocupación			0.42
	Suecia	Swedish Level of Living Survey	29-38	Ingreso laboral anual	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y ocupación			0.28
Couch y Dunn (1997)	EE.UU.	PSID	25	Promedio de varios años del ingreso anual	Promedio de varios años del ingreso anual	0.13		
	Alemania	German Socio-Economic Panel (GSOEP)	23			0.11		
Dearden <i>et al.</i> (1997)	Gran Bretaña	National Child Development Survey (NCDS) de 1974 p. y 1991 h.	33	Ingreso laboral semanal	Ingreso laboral semanal	0.22 (v) y 0.35 (m)		
					Predicción del ingreso laboral semanal basada en educación y clase social		0.58 (v) y 0.64 (m)	
Fortin y Lefebvre (1998)	Canadá	General Social Surveys de 1986 y 1994 y censos de 1951-91	17-59	Ingreso laboral anual	Predicción del ingreso laboral anual basada en ocupación		0.19 - 0.22 (v), 0.23 - 0.23 (m), 0.21 - 0.23 (m y v)	
Corak y Heisz (1999)	Canadá	Registros canadienses de impuestos al ingreso de 1982-86 p. y 1995 h.	29-32	Ingreso total del mercado	Promedio de varios años del ingreso total del mercado.	0.24		
				Ingreso laboral anual	Promedio de varios años del ingreso laboral anual.	0.23		
Osterberg (2000)	Suecia	The Swedish Income Panel de 1990-92 h. y 1978-80 p.	25 -51	Promedio de 3 años del ingreso anual	Promedio de 3 años del ingreso anual	0.18 (p. y v), 0.08 (p. y m), 0.17 (ma.y v) y 0.14 (ma.y m)		
				Promedio de 3 años del ingreso laboral anual	Promedio de 3 años del ingreso laboral anual	0.14 (p. y v), 0.06 (p. y m), 0.10 (ma. y v) y 0.11 (ma. y m)		
Osterbacka (2001)	Finlandia	Censos filandeces	25-45	Promedio de 3 años de los ingresos laborales anuales	Promedio de 3 años de los ingresos laborales anuales	0.13		
Blanden <i>et al.</i> (2002)	Gran Bretaña	British Cohort Survey (BCS)	30	Ingreso laboral	Ingreso familiar	0.22 (v) y 0.29 (m)		
		NCDS	33	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.098 (v) y 0.17 (m)		
Lefranc y Trannoy (2004)	Francia	French Education-Training-Employment surveys de 1964-85 p. y 1977, 1985 y 1993 h.	30-40	Ingreso laboral mensual	Predicción del ingreso laboral mensual basada en educación y clase social			0.34 - 0.45 (v) y 0.31 - 0.36 (m)
				Ingreso laboral anual	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación, clase social, lugar de residencia (París y área rural)			0.34 - 0.43 (v) y 0.17 - 0.4 (m)
Grawe (2004)	EE UU	PSID y NLS	24-40	Ingreso laboral promedio de varios años	Ingreso laboral promedio de varios años	0.47 - 0.15		
	Canadá	Intergenerational Income Data (IID) de 1978-82 p. y 1994-98 h.		Promedio de 5 años del ingreso laboral	Promedio de 5 años del ingreso laboral	0.15 - 0.38		
	Alemania	GSOEP		Promedio de varios años del ingreso laboral	Promedio de varios años del ingreso laboral	0.01 - 0.19		
	Reino Unido	NCDS		Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.34 - 0.25		

Cuadro 1. (Cont.)

Estudio	País	Base de datos	Edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	Elasticidad		
						OLS	IV	TS2SLS
Blanden <i>et al.</i> (2005)	Gran Bretaña	BCS	30	Ingreso laboral semanal	Promedio de los ingresos laborales de varios años	0.28		
	EEUU	PSID	30	Ingreso laboral anual	Promedio de los ingresos de varios años	0.26		
	Oeste de Alemania	GSOEP	nac. en 1960-73	Ingreso laboral mensual	Promedio de los ingresos de varios años	0.18		
	Canadá	Intergenerational Income Data (IID)	nac. en 1967-70	Ingreso laboral anual	Ingresos laboral anual	0.21		
Ermish y Nicoletti (2005)	Gran Bretaña	British Household Panel Survey (BHPS)	31-45	Promedio del ingreso laboral de varios años	Predicción del ingreso laboral basada en Hope-Goldthorpe score, obligaciones administrativas, nivel de educación y edad			0.22 - 0.27
Bratberg <i>et al.</i> (2005)	Noruega	Norwegian Database of Generations, Central Person Register y registros impositivos	31-35	Promedio de 5 años del log del ingreso laboral	Promedio de 5 años del log del ingreso laboral	0.13 - 0.15 (v) y 0.13 - 0.22 (m)		
Vogel (2006)	US	PSID	25-60	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y una tendencia lineal	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y ajustando por tendencia lineal		0.32 - 0.4	
		Cross-National Equivalent File		Predicción del ingreso laboral individual basada en educación y una tendencia lineal	Predicción del ingreso laboral individual basada en educación y una tendencia lineal		0.27 - 0.38	
	Alemania	Cross-National Equivalent File		Predicción del ingreso laboral individual basada en educación y una tendencia lineal	Predicción del ingreso laboral individual basada en educación y una tendencia lineal		0.2 - 0.45	
		GSOEP		Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y una tendencia lineal	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación y una tendencia lineal		0.31 - 0.41	
Hirvonen (2006)	Suecia	Statistics Sweden (SCB) y datos de registros impositivos de 1970 y 1975 p. y de 1999 h.	34-37	Ingreso laboral familiar	Ingreso familiar	0.25 (m) y 0.29 (v)		
Jänti <i>et al.</i> (2006)	Finlandia	Registros impositivos y PCQ de 1975 p. y 1993 y 2000 h.	33-35 y 40-42	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.17 (v) y 0.08 (m)		
	Reino Unido	NCDS de 1974 p. y 1991, 1999 y 2000 h.	33 y 41	Ingreso laboral bruto semanal	Ingreso laboral	0.36 (v y 0.32 (m)		
	Noruega	Registros administrativos de 1974 p. y 1992 y 1999 h.	35-64	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.15 (v) y 0.11 (m)		
	Suecia	Registros administrativos de 1975 p. y 1996 y 1999 h.	34-37	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.21 (v) y 0.15 (m)		
	Dinamarca	Registros impositivos de 1980 p. y IDA 1998 y 2000 h.	nac. en 1958-60	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.07 (v) y 0.03 (m)		
	EEUU	NLSY de 1996 y 2002 h. y 1978 p.	nac. en 1957-64	Ingreso laboral total	Ingreso familiar	0.52 (v) y 0.28 (m)		
Piraino (2006)	Italia	Bank of Italy Survey on Household Income and Wealth de 1977 p. y 2002 h.	30 a 45	Ingreso personal disponible anual	Predicción del ingreso basada en educación, status ocupacional, sector de empleo y área geográfica	0.33 - 0.34		0.48 - 0.51
Leigh (2007)	EEUU	Cross-National Equivalent File	25-54	Ingreso salarial horario	Ingreso personal disponible anual		0.33	
	Australia	Social stratification in Australia, Social mobility in Australia project, National Social Science Survey, HILDAS ^c			Predicción del ingreso salarial horario basada en edad y ocupación		0.18	
Blanden <i>et al.</i> (2007)	Gran Bretaña	BCS y NCDS	30 y 33	Ingreso laboral	Ingreso promedio de varios años		0.32	
Raaum <i>et al.</i> (2007)	Dinamarca	Registros de impuestos de 1980 y 1981 p. y 1999 h.	nac. en 1958	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.19 (m) y 0.261 (v)		
	Finlandia	Panel de censos quinquenales (PCQ) de 1970 y 1975 p. y registros impositivos de 1997 p. y 2001 h.	nac. en 1956-60	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.197 (m) y 0.28 (v)		
	Noruega	Registros administrativos y registros de ingresos de 1971-76 p. y 1999 h.	nac. en 1958	Ingresos laboral total anual	Ingresos laboral total anual	0.19 (m) y 0.27(v)		
	Reino Unido	NCDS de 1974 p. y 1999-2000 h.	nac. en 1958	Ingreso laboral semanal neto	Suma del ingreso laboral semanal del p. y ma.	0.27 (m) y 0.41 (v)		
	US	National Longitudinal Survey of Youth de 1978-79 p. y 1957 y 1964 h.	41	Ingreso laboral anual	Ingreso familiar total anual	0.25 (m) y 0.48 (v)		
Dahl y DeLeire (2008)	EE.UU	Survey of Income and Program Participation y Social Security Administration	20-55	Promedio de varios años del ingreso laboral anual	Promedio de varios años del ingreso laboral anual	0.50 (v) y 0.27 (m)		
Hussain <i>et al.</i> (2008)	Dinamarca	Registros administrativos de 1984-88 p. y 2002 h.	30-40	Ingreso laboral	Promedio de 5 años del salario horario	0.22		
					Promedio de 5 años del ingreso laboral anual	0.12		
					Promedio de 5 años del ingreso laboral anual, por seguro de desempleo y por enfermedad	0.14		
Lefranc <i>et al.</i> (2008)	Francia	Formation-Qualification-Profession de 1964, 1970 y 1977 p. y 1985, 1993 y 2003 h.	25-60	Ingreso laboral anual	Predicción del ingreso basada en educación, edad y su interacción			0.46
	Japón	Social Stratification and Mobility Survey de 1955, 1965 y 1975 p. y 1985, 1995 y 2005 h.	30-50	Ingreso individual anual	Predicción del ingreso basada en educación, edad y su interacción			0.25
Corak y Piraino (2010)	Canadá	IID de 1994-96 h.	33	Promedio de tres años del ingreso	Promedio de cinco años del ingreso cuando el hijos tenía entre 15 y 19 años	0.25		

Notas: ^a Junto a los años de cada base de datos se indica si la muestra corresponde a los padres (p.) o a los hijos (h.). ^b Entre paréntesis se indica si las estimaciones corresponden a padres e hijos varones (p. y v) o mujeres (p. y m.) o a madres e hijos varones (ma. y v.) o mujeres (ma. y m.). Si no hay una referencia explícita, la estimación corresponde a padres e hijos varones. ^c HILDAS: *Household, Income and Labour Dynamics in Australia Survey*.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados obtenidos por los estudios que reportan matrices de transición o implementan el método de QR 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.

Por otra parte, en la mayoría de las investigaciones aplicadas, la EII es estimada entre padres e hijos varones, principalmente, para evitar los problemas de sesgos de selección asociados con la participación femenina en el mercado laboral. 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).

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. En particular, ninguno de los estudios reportados en el cuadro 2 analiza la movilidad del ingreso entre generaciones en la Argentina. Sin embargo, existen, aunque son escasas, investigaciones que analizan la movilidad socioeconómica intergeneracional en el país. Beccaria (1978) es uno de los primeros que lo hace, específicamente para el GBA, empleando la encuesta de movilidad social organizada 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 sociológica⁵.

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 alternativos⁶. 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)⁷ 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.

Los estudios empíricos de Castañeda y Aldaz-Carroll (1999), Aldaz - Carroll y Morán (2001), Dahan y Gaviria (2001), Behrman *et al.* (2001), Andersen (2001), la CEPAL (2004) y Conconi *et al.* (2007) analizan la movilidad socio-económica intergeneracional en América Latina, incluyendo entre los países estudiados a la Argentina.

⁵ 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.

⁶ 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.

⁷ 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.

Cuadro 2. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional de ingresos para países en desarrollo

Estudio	País	Base de datos	Edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	Elasticidad	
						OLS	TS2SLS
Lillard y Kilburn (1995)	Malasia	Malaysian Family Life Survey (MFLS) de 1976-77 p. y 1988 h. ^a	mayores a 18	Promedio de varios años del ingreso laboral anual	Promedio de varios años del ingreso laboral anual	0.26	
					Predicción ingreso laboral basada en educación		0.39
Hertz (2001)	Sudáfrica	Project for Statistics on Living Standards and Development household survey de 1993 y KwaZulu-Natal Income Dynamics Survey de 1998	29-34 (v) y 27-32 (m)	Ingreso laboral mensual	Ingreso laboral mensual	0.61 (p. y v) y 0.66 (ma. y m) ^b	
					Predicción del ingreso laboral basada en educación		0.76 (p. y v) y 0.87 (ma. y m)
Grawe (2004)	Ecuador	World Bank Living Standards Measurement Survey (WBLSMS) de 1994	24-40	Ingreso laboral	Predicción del ingreso del padre basada en educación		1.13
	Perú	WBLSMS de 1985					0.67
	Nepal	WBLSMS de 1995					0.32
	Pakistán	WBLSMS de 1991					0.24
	Malasia	MFLS de 1976-89		Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.54	
Ferreira y Veloso (2004)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1996 h., 1976, 1981, 1986 y 1990 p. Censo Demográfico de Brazil	25-64	Ingreso salarial	Predicción del ingreso salarial basada en educación, ocupación y su interacción		0.58 - 66
Núñez y Risco (2004)	Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional de 1987 p.	23-35	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.43	
					Predicción del ingreso laboral basada en experiencia y educación		0.55
		Encuesta de empleo y de desempleo de 2004 h. y 1967, 1977 y 1987 p.	23-55	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.55	
					Predicción del ingreso laboral basada en experiencia y educación		0.58
				Ingreso personal	Ingreso Personal	0.54	
					Predicción del ingreso personal basada en experiencia y educación		0.55
Dunn (2007)	Brasil	PNAD de 1982, 1988 p. y 1996 h.	25-34	Ingreso laboral	Predicción del ingreso laboral basada en educación		0.69
Núñez y Miranda (2007)	Chile	Encuesta de empleo y de desocupación de 2006, 2004 h. y 1958, 1967, 1977 y 1987 p.	23-65	Ingreso personal	Predicción del ingreso laboral basada educación y experiencia		0.54
				Ingreso laboral	Predicción del ingreso laboral basada educación y experiencia		0.54
					Predicción del ingreso laboral basada educación, experiencia y ocupación		0.52
Labar (2007)	China	China Health and Nutrition Survey de 1991, 1993, 1997, 2000 y 2004	16-30	Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.26	
				Ingreso laboral horario	Ingreso laboral horario	0.23	
				Ingreso laboral horario	Predicción del ingreso laboral horario basada en educación		0.18 - 0.26
				Ingreso laboral anual	Predicción del ingreso laboral anual basada en educación		0.23 - 0.29
Ng <i>et al.</i> (2008)	Singapur	National Youth Survey de 2002	23-29	Ingreso laboral mensual	Ingreso laboral mensual	0.23 ^d	
					Predicción del ingreso laboral mensual basada en educación y ocupación		0.28 ^d
Hong Kong <i>et al.</i> (2010)	China	Urban Household Education and Employment Survey de 2004 y Urban Household Income and Expenditure Survey de 1986-2004	30-39	Ingreso corriente anual	Ingreso corriente anual	0.32(p. y v.) - 0.32 (p. y m.) - 0.34(ma. y v.) - 0.49(ma. y m.)	
			30-39	Ingreso corriente anual	Predicción del ingreso laboral basada en educación		0.23(p. y v.) - 0.01(p. y m.)
			30-42	Ingreso corriente anual	Predicción del ingreso laboral basada en educación		0.74(p. y v.) - 0.84(p. y m.) - 0.33(ma. y v.) - 0.47(ma. y m.)

Notas: ^a Junto a los años de cada base de datos se indica si la muestra corresponde a los padres (p.) o hijos (h.) ^b Entre paréntesis se indica si las estimaciones corresponden a padres e hijos varones (p. y v) o mujeres (p. y m.) o a madres e hijos varones (ma. y v.) o mujeres (ma. y m.) Si no hay una referencia explícita, las estimaciones corresponden a padres e hijos. ^d Elasticidades obtenidas con el método de regresiones por intervalos porque la información de ingresos está dada por categorías.

Fuente: Elaboración propia.

En conclusión, los trabajos cuantitativos sobre movilidad socioeconómica intergeneracional para Argentina, al igual que para Latinoamérica, son escasos y los que examinan la transmisión del ingreso entre generaciones, prácticamente son inexistentes, por lo que este es un interesante campo de investigación económica abordado en este estudio.

3. Modelo empírico y metodología

3.1. Modelo empírico

La (in)movilidad intergeneracional del ingreso es típicamente evaluada a través de la estimación de una función que refleja los supuestos teóricos del modelo de Becker y Tomes (1979, 1986)⁸:

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

Donde Y_{hi} es el log del ingreso permanente⁹ del hijo; Y_{pi} es el log 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 idéntica e independientemente distribuido con media cero y homoscedástico. Para tomar en cuenta los perfiles del ciclo de vida, A_i incluye como controles la edad y la edad al cuadrado del hijo y del padre o la madre. En esta ecuación, el ingreso (en logaritmo natural) del 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_{pi}), 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 solo número el grado de (in)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 log 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 (in)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:

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

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

3.2. 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 log del ingreso permanente, es posible estimar (1) y (2) aplicando simplemente el método de OLS. Aunque Y_{pi} (o C_{pi}) no sea independiente de ε_i porque

⁸ En una interesante extensión teórica de este modelo, Solon (2004) captura los mecanismos a través de los cuales los ingresos se transmiten intergeneracionalmente.

⁹ 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).

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 log 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_{hi} y Y_{pi} son el ingreso permanente del hijo y del padre; v_{hit} y v_{pis} son componentes de ruido blanco; ω_{hit} y ω_{pis} capturan el error de medición al usar Y_{hit} y Y_{pis} como *proxies* para Y_{hi} y Y_{pi} , así como las fluctuaciones transitorias en el ingreso actual del hijo y del padre. Se asume que ω_{hit} y ω_{pis} no están correlacionados con Y_{hi} y Y_{pi} (y cada uno de sus determinantes). Dadas las ecuaciones (3) y (4), se adoptará una estrategia ampliamente utilizada en la literatura empírica¹⁰ para eliminar el sesgo por error de medición en Y_{pis} 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_{jit} en Y_{ji} (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 caer o aumentar con la edad del padre, ya que depende de cual 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

¹⁰ Ver Solon (1992), Zimmerman (1992), Björklund y Jänti (1997), Dearden *et al.* (1997), Fortin y Lefebvre (1998), Grawe (2004a), Sánchez Hugalde (2004), Núñez y Miranda (2007), Piraino (2006), entre otros.

ingreso de los hijos es observado más adelante en sus carreras, manteniendo constante la edad de sus padres¹¹. 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 bajas 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, las 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 etario¹². 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 en el ingreso laboral del padre es tratado con variables instrumentales, como en el presente trabajo, y esas variables están correlacionadas con Y_{p_i} pero no con ε_i ni con $\omega_{p_{is}}$, 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 $Y_{p_{is}}$ en la muestra principal tiene solución si se cuenta con un conjunto de variables instrumentales (A_{p_i}). 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:

$$Y_{p_{js}} = \gamma A_{p_j} + \omega_{p_{js}} + v_{p_{js}} \quad (5)$$

Donde A_{p_j} es un vector de variables socio-demográficas y $v_{p_{js}}$ es un término de error independiente de A_{p_j} . 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:

$$\hat{Y}_{p_{is}} = \hat{\gamma} A_{p_i} \quad (6)$$

Donde $\hat{\gamma}$ son los coeficientes estimados en la primera etapa y A_{p_i} 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 $Y_{p_{is}}$ no observados en la muestra principal.

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

$$Y_{h_i} = \alpha + \gamma A_i + \beta(\hat{Y}_{p_{is}}) + \varepsilon_i \quad (7)$$

Entonces, las ecuaciones (5) y (7) pueden estimarse por el método de OLS pero los errores estándares deben computarse considerando la fórmula correcta de la matriz de covarianza asintótica propuesta por Inoue y Solon (2008) quienes señalan una forma simple de corregir la inconsistencia de la matriz de covarianza estimada en la segunda etapa, que consiste en multiplicarla por:

$$1 + [(n_2/n_1) \delta'_{TS2SLS} \hat{\Sigma}_v \delta_{TS2SLS} / \sigma_2] \quad (8)$$

Donde n_1 y n_2 son el número de observaciones de la primera y segunda muestra, δ_{TS2SLS} es el vector de coeficientes estimados en la segunda etapa, $\hat{\Sigma}_v$ es una estimación

¹¹ Ver, por ejemplo, Grawe (2003); Dunn, 2007; Núñez y Miranda, 2007; Corak y Piraino (2010) entre otros.

¹² 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.

consistente de la matriz de covarianza de los disturbios de la primera etapa y σ_2 es la varianza estimada de los residuos de la regresión de la segunda etapa.

El método TS2SLS, propuesto por primera vez por Klevmarken (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) o si perteneciese como regresor a un modelo estructural del ingreso laboral del hijo en función del ingreso permanente del padre. 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 plausibles¹³, esto ocasionaría una sobrestimación de la elasticidad intergeneracional. En este caso, podría pensarse que las estimaciones ofrecen un límite superior de las verdaderas EII.

3.3. 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 promedio, 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.

3.3.1. Regresiones por cuantiles usando variables instrumentales en dos muestras

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.

¹³ 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).

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_{pi}) para obtener una predicción de ese ingreso a partir de una muestra secundaria. Por lo tanto, se implementa el estimador de QR usando variables instrumentales (TSQR) que, conforme con Arias *et al.* (2001), tiene una interpretación de dos etapas análoga a la del estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS). En efecto, según Abadie *et al.* (2002), la relación entre el estimador TSQR y el de QR es análoga a la que existe entre el estimador 2SLS y el de OLS.

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

$$Y_{hi} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q (\gamma A_{pi}) + \varepsilon_{qi} \quad (9)$$

Según Arias *et al.* (2001), el estimador de regresión por cuantiles en dos etapas (TSQR)¹⁴ está definido como cualquier vector que resuelve el problema de QR establecido en Koenker y Bassett (1978) para el modelo especificado en (9).

3.3.2. Spline regression with knots

Una forma de examinar la variabilidad del grado de asociación intergeneracional del ingreso en diferentes puntos de la distribución del ingreso de los padres es por medio de una *spline regression with knots*¹⁵. Éstos son niveles de ingreso en la distribución correspondiente a los padres en los que la EI puede cambiar (Björklund *et al.*, 2008).

Formalmente, la ecuación de interés (7) adopta, en este caso, la siguiente forma:

$$Y_{hi} = \alpha + \gamma A_i + \beta \hat{Y}_{pi} + \delta_{p_1} d_1 (\hat{Y}_{pi} - k_{p_1}) + \dots + \delta_{p_k} d_k (\hat{Y}_{pi} - k_{p_k}) + \varepsilon_i \quad (10)$$

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 $\hat{Y}_{pi} \geq k_{p_j}$.

También, siguiendo a (Grawe, 2004b), se combinan los dos últimos métodos, es decir, regresiones por cuantiles y *spline regressions*.

3.4. Corrección por sesgo de selección muestral

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 co-residentes. Pocos estudios sobre movilidad intergeneracional analizan simultáneamente estos dos sesgos de selección muestral¹⁶.

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 potenciales¹⁷.

Por otra parte, la selección por co-residencia 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 (Nicoletti y Francesconi, 2006). Si la sub-muestra de individuos observados que residen con sus padres no es aleatoria, entonces la selección por co-residencia 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

¹⁴ Para una análisis de la distribución asintótica de este estimador ver Arias *et al.* (2001).

¹⁵ Para más detalles ver Greene (2003), pp. 121-122.

¹⁶ Entre los estudios empíricos que tienen en cuenta la selección dentro del empleo se encuentran los de Couch y Lillard (1998), Minicozzi (2003), Blanden *et al.* (2005), Ermisch *et al.* (2005), Nicoletti y Francesconi (2006), Labar (2007). Los que consideran la selección por co-residencia son menos aún, entre ellos se pueden mencionar los trabajos de Couch y Lillard (1998), Nicoletti y Francesconi (2006) y Nicoletti (2008).

¹⁷ Para más detalles ver Heckman (1979) y Vella (1998).

muestra. Por el contrario, si 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 una subestimación de 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).

Un forma de solucionar este problema es considerando un modelo de selección bivariado –correspondiente a dos reglas o mecanismos de selección - que, conforme con Das *et al.* (2003) constituye una generalización directa del modelo de selección clásico de Heckman (1979). Formalmente, sean Y_{3i} y Y_{4i} dos variables *dummies* que toman el valor uno si un primer y segundo tipo de regla de selección es satisfecha y son iguales a cero en otro caso. Estas dos reglas son la selección por co-residencia y la selección dentro del empleo. En este caso, el modelo a ser estimado es el siguiente:

$$Y_{1i}^* = g_0(Z_{1i}, Y_{2i}) + u_{1i} \quad (11)$$

$$Y_{2i}^* = \pi(Z_{1i}, Z_{2i}) + v_{2i} \quad (12)$$

$$Y_{3i} = 1\{Y_{3i}^* \geq 0\} \quad (13)$$

$$Y_{4i} = 1\{Y_{4i}^* \geq 0\} \quad (14)$$

$$Y_{1i} = Y_{1i}^*, \text{ si } Y_{3i}Y_{4i} = 1 \quad (15)$$

$$Y_{2i} = Y_{2i}^*, \text{ si } Y_{3i}Y_{4i} = 1 \quad (16)$$

Donde Y_{ji}^* con $j = 1, 2, 3, 4$ son variables aleatorias continuas latentes relacionadas con el logaritmo del ingreso permanente del hijo, el correspondiente al padre, la probabilidad que tiene un hijo de residir con su padre/madre y la probabilidad de estar empleado en la muestra no censurada, respectivamente, u_1 y v_2 son términos de error con media cero. Las variables latentes Y_{ji}^* están relacionadas con sus contrapartes observables Y_{ji} a través de las reglas de observación (13) a (16). La ecuación (11) es la ecuación estructural de interés, la (12) corresponde a la variable *missing* Y_{2i} , esto es, el ingreso permanente del padre, en tanto que, las ecuaciones (13) y (14) son las ecuaciones de selección.

A fin de estimación consistentemente el modelo (11)-(16) se asume una forma lineal para las funciones desconocidas del modelo (11)-(16):

$$Y_1^* = g_0(\cdot) + u_1 = \delta_1 Z_1 + \alpha_1 Y_2 + u_1 \quad (17)$$

$$Y_2^* = \pi(\cdot) + v_2 = \delta_2 Z + v_2 \quad (18)$$

$$Y_3^* = \delta_3 Z + v_3 \quad (19)$$

$$Y_4^* = \delta_4 Z + v_4 \quad (20)$$

En este modelo se permite una correlación arbitraria entre u_1 , v_2 , v_3 y v_4 . Siguiendo a Wooldridge (2003)¹⁸, se consideran los siguientes supuestos necesarios para una estimación consistente del modelo (11)-(16): (a) (Z, Y_2, Y_3, Y_4) es siempre observado, Y_1 es observado cuando $Y_3Y_4=1$ (b) (u_1, v_3, v_4) es independiente de Z ; (c) (v_3, v_4) se distribuyen conforme con una normal bivariada con media cero, varianzas unitarias y coeficiente de correlación ρ ; (d) $E(u_1|v_3) = \gamma_1 v_3$; (e) $E(u_1|v_4) = \gamma_2 v_4$ y (f) $E(Z'v_2) = 0$ y $\delta_2 Z = \delta_{21}Z_1 + \delta_{22}Z_2$, $\delta_{22} \neq 0$. Bajo estos supuestos la ecuación de interés puede escribirse (en la población) como:

$$Y_{1i} = \delta_1 Z_{1i} + \alpha_1 Y_{2i} + g(Z, Y_3, Y_4) + e_{1i} \quad (21)$$

¹⁸ El modelo de selección muestral desarrollado por Wooldridge (2003, pp. 567-570) considera la endogeneidad de una de las variables explicativas de la ecuación principal por estar correlacionada con el término de error o ser *missing* por razones que podrían estar sistemáticamente relacionadas con aquél. Sin embargo, incluye una sola ecuación de selección. Por tanto, en esta sección se extiende este modelo a uno con dos reglas de selección.

Donde $g(Z, Y_3, Y_4) \equiv E(u_1|Z, Y_3, Y_4)$ y $e_{1i} \equiv u_{1i} - E(u_1|Z, Y_3, Y_4)$. Por definición, $E(e_{1i}|Z, Y_3, Y_4) = 0$. Además, se cumple que $E(u_1|Z, Y_3 = 1, Y_4 = 1) = \gamma_1\lambda_3(\theta) + \gamma_2\lambda_4(\theta)$. Donde $\theta = (\delta_3, \delta_4, \rho)$ y $\lambda_j(\theta)$, $j = 3, 4$ son términos de corrección por sesgo.

Entonces, el vector de parámetros $(\alpha_1, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4)$ puede ser estimado consistentemente a través de un procedimiento de dos etapas propuesto¹⁹ por Poirier (1980) y desarrollado luego por Ham (1982). En la primera etapa, se considera un modelo probit bivariado para (Y_3, Y_4) y se estiman el vector de parámetros θ por ML. Este estimador es asintóticamente normal bajo condiciones generales y consistente si el modelo probit bivariado está correctamente especificado (De Luca y Peracchi, 2007).

En la segunda etapa, las estimaciones $\hat{\lambda}_j(\hat{\theta})$, $j = 3, 4$ de los términos que corrigen por sesgo en (17) son usados como variables independientes adicionales en la ecuación principal:

$$Y_{1i} = \delta_1 Z_{1i} + \alpha_1 Y_{2i} + \gamma_1 \hat{\lambda}_{3i} + \gamma_2 \hat{\lambda}_{4i} + \varepsilon_{1i} \quad (22)$$

Donde $\varepsilon_i = u_{1i} - \gamma_1 \hat{\lambda}_{3i} - \gamma_2 \hat{\lambda}_{4i}$ es un error heteroscedástico con media condicional cero. Entonces, a partir de la sub-muestra seleccionada de padres e hijos se estima la ecuación (17) por TS2SLS, usando como instrumentos al vector Z . En el cómputo de los errores estándares se debe tener en cuenta la heteroscedasticidad inducida por el uso de los regresores generados $\hat{\lambda}_j(\hat{\theta})$, $j=3,4$. En este caso, los errores estándares pueden ser estimados por la técnica de *bootstrap*. Como advierte Wooldridge (2003), en la segunda etapa, la identificación requiere que Z_2 aparezca en la proyección lineal de Y_2 en Z_1 , Z_2 así como $\hat{\lambda}_3$ y $\hat{\lambda}_4$ en la sub-población seleccionada. Desde un punto de vista práctico, se deberían tener al menos dos elementos de Z que no estén también en Z_1 , es decir, se necesitan al menos dos restricciones de exclusión en la ecuación estructural.

A fin de corregir las regresiones por cuantiles por sesgo de selección muestral se considera nuevamente el modelo (11)-(16). Siguiendo a Buchinsky (1998), la ecuación (17) puede ser reescrita en la siguiente forma de una regresión por cuantiles considerada por Koenker y Bassett (1987):

$$Y_{iq} = \delta_{iq} Z_1 + \alpha_{iq} Y_2 + u_{iq} \quad (0 \leq q \leq 1) \quad (23)$$

En presencia del mecanismo de selección descrito por las ecuaciones (19) y (11), el cuantil condicional del ingreso observado está dado por:

$$\text{Quant}_q(Y_{1q}|Z_1, Y_2) = \text{Quant}_q(Y_{1q}|Z_1, Y_2, Y_3, Y_4 = 1) = \delta_{iq} Z_1 + \alpha_{iq} Y_2 + \text{Quant}_q(u_{1q}|Z_1, Y_2, Y_3, Y_4 = 1)$$

y, en general, $\text{Quant}_q(u_{1q}|Z_1, Y_2, Y_3, Y_4 = 1) \neq 0$. Sin embargo, si $w \equiv (u_1, v_3, v_4)$ tiene una densidad continua y se cumple que $f_w(\cdot|Z) = f_w(\cdot|p(Z))$, entonces $\text{Quant}_q(u_{1q}|p, Y_3, Y_4 = 1)$ es una función solamente de un índice desconocido $p = (p_1, p_2)$ y la ecuación del ingreso laboral observado puede ser escrita como:

$$Y_1 = \delta_{iq} Z_1 + \alpha_{iq} Y_2 + h_q(p) + \varepsilon_{iq} \quad (24)$$

Donde $h_q(p) \equiv \text{Quant}_q(u_{1q}|p, Y_3, Y_4 = 1)$ y, por construcción, $\text{Quant}_q(\varepsilon_{iq}|p, Y_3, Y_4 = 1) = 0$.

Conforme con el método propuesto por Buchinsky (1998, 2001), la función $h_q(p)$ desconocida puede ser aproximada a partir de una expansión de series siguiendo un procedimiento de dos pasos similar al introducido por Heckman (1979) y Newey (1991). En la primera etapa, se estima el modelo de elección binaria bivariado para obtener un estimador consistente de p . Para esto, se implementará el método paramétrico descrito en la sección 3.4.1 que consiste en estimar un modelo probit bivariado. La función desconocida $h_q(p)$ puede ser aproximada por un polinomio en p , $\hat{h}_q(p) = \hat{\delta}_q P_S(\hat{p})$, donde $P_S(\hat{p}) = (P_{S1}(\hat{p}), \dots, P_{SS}(\hat{p}))'$ es un vector polinomial en p . En la segunda etapa, se estima la siguiente ecuación por el método TSQR:

¹⁹ El modelo (11)-(16) también puede ser estimado por máxima verosimilitud parcial (ML). Sin embargo, este método requiere realizar supuestos más fuertes. Una posibilidad es suponer que (u_1, v_2, v_3, v_4) siguen una distribución normal multivariada y son independientes de Z . Según Wooldridge (2003), la estimación por ML aunque permite cualquier matriz de correlación para (u_1, v_2, v_3, v_4) , es computacionalmente más complicada y menos robusta que el procedimiento de dos etapas.

$$Y_{1i} = \delta_{1q}Z_{1i} + \alpha_{1q}Y_{2i} + \delta_q P_S(\hat{\rho}_i) + \varepsilon_{1qi} \quad \{i : Y_3 Y_4 = 1\} \quad (25)$$

Como siempre se puede definir $P_{S1}(\hat{\rho}) \equiv 1$, el término constante no puede ser identificado separadamente de $\hat{h}_q(\hat{\rho}_i)$. En Buchinsky (1998), los términos del polinomio son construidos a partir de una serie de potencia como $P_{Sj}(p) = \lambda(\mu + \sigma p)^{j-1}$, donde $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ es la usual inversa de la ratio de Mills. Otra serie de potencia también considerada por el autor es $P_{Sj}(p) = p^{j-1}$. Siguiendo a Nicoletti (2008), los términos del polinomio son construidos a partir de esta última serie de potencia con $j = 1, \dots, 4$. No se incluyen más de tres términos en la expansión porque, como advierte Buchinsky (1998), la introducción de términos adicionales puede generar problemas severos de multicolinealidad.

Por otra parte, como en el modelo (11)-(16) la variable Y_{2i} (el ingreso permanente del padre) es endógena, la ecuación (25) se estimará con el método TSQR utilizando como instrumentos al vector Z . Nuevamente, los errores estándares se computarán con la técnica de *bootstrap*.

4. Datos

Los datos empleados en este trabajo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Como el objetivo del trabajo es examinar la extensión de la (in)movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina las unidades de análisis son los pares de hijos y sus padres. Sin embargo, a diferencia de varios trabajos previos, 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 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 2006²⁰. En el análisis se consideran a los hijos de 26 a 38 años y a sus padres de 30 a 45 años 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)²¹ 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 a varias 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 sus hijos cuando éstos tienen entre 6 y 18 años²². 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, el año

²⁰ 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.

²¹ Para más detalles, ver sección 3.2

²² 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.

1986 constituye un período de relativa estabilidad macroeconómica por lo que las estimaciones obtenidas para este año son similares a las de los años adyacentes. Por último, 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 1986²³.

Finalmente, en el análisis econométrico se consideran sólo a los hijos de 26 a 38 años que presentan ingresos laborales²⁴ 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.

Cuadro 3. 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.

En el cuadro 3 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.

5. Resultados

5.1. 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 distribución del ingreso, condicional al cuantil al que perteneció el padre. Este método permite observar no sólo si existe más o menos movilidad intergeneracional en los distintos tramos de la distribución del ingreso sino, también, la dirección de la movilidad (Jenkins y Siedler, 2007). Al mismo tiempo, las matrices de transición además de permitir el análisis de asimetrías y otras no linealidades en la (in)movilidad intergeneracional de ingresos, facilita 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 4 y 5 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 padres²⁵.

²³ Los aglomerados cubiertos por las EPH de 1986 y 2006 son Bahía Blanca-Cerri, Gran Catamarca, Ciudad de Buenos Aires, Cdno. 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.

²⁴ El ingreso considerado es el ingreso mensual de la ocupación principal.

²⁵ 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

Cuadro 4. 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 5. Matrices de transición por quintiles para los hijos de 26 a 38 años y sus madres

Quintil de ingreso laboral del 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.

Para clasificar a los padres en cada uno de los quintiles se empleó su ingreso laboral predicho calculado en dos etapas conforme con la metodología desarrollada en la sección 3.2. 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 - conforme con la ecuación (6) - 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 experiencia potencial, nivel educativo y aglomerado de residencia.

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

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 (in)movilidad intergeneracional obtenidos a partir de ellas, no cambian con relación a las expuestas en esta sección.

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 sexo. 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%) respectivamente²⁶.

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 6.

Cuadro 6. Indicadores de (in)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	11.7	12.5	12.2	11.7	12.2	12.5
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 Bartholomew²⁷, 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 madre²⁸. 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 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%²⁹ (25%) y 33% (31%), respectivamente. Sin embargo, los valores del índice de

²⁶ 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.

²⁷ 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.

²⁸ 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).

²⁹ Esta última medida es similar a la reportada por Núñez y Miranda (2007) para los hijos varones en Chile.

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 hipótesis³⁰. 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 varones. 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.

5.2. Ecuaciones de transmisión intergeneracional

En el cuadro 7 se reportan las correlaciones entre la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos (IRA) así como las elasticidades intergeneracionales del ingreso laboral (EII) estimadas para los hijos de 26 a 38 sin corregir por posibles sesgos de selección muestral. 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 (4), incluyendo como variables explicativas la experiencia potencial y su cuadrado así como *dummies* por nivel educativo y aglomerado de residencia³¹. En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron - conforme con la ecuación (6) - 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 sexo, las primeras superan significativamente a las últimas, a un nivel del 5%.

Las EII reportadas en la tercera columna miden el grado promedio de asociación intergeneracional del ingreso laboral y pueden interpretarse como el cambio porcentual en 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 es la estimada para las hijas con

³⁰ 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.

³¹ Los resultados de la primera etapa no son reportados por falta de espacio, sin embargo, todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos a un nivel del 1% y tienen los signos esperados, salvo, en el caso de las mujeres, los asociados con la experiencia y experiencia al cuadrado que presentan signos contrarios a los encontrados comúnmente en ecuaciones de Mincer de este tipo. Este resultado podría estar relacionado con el rango etario considerado para realizar las estimaciones (30 a 45 años).

relación al ingreso laboral de su madres (0.937), en tanto que, la menor es la computada a partir de la muestra de hijos varones y sus padres (0.642). Sin embargo, 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 sexo. 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*³².

Cuadro 7. Estimaciones sin corregir por sesgo de selección muestral 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 encuentran los errores estándares computados según (8) para las regresiones media y los errores estándares *bootstrap* para las regresiones por cuantiles. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Las estimaciones de la tercera columna del cuadro 7 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 7 y que son estadísticamente significativas a un nivel del 1%.

En general, los resultados indican 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 *et al.* (2005). En todos los casos, la EII computada en el 10^{mo} cuantil de la distribución 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 varones³³.

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.

³² 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).

³³ 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.

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, sea más importante entre las mujeres que en entre los varones. Por esto, se implementó el método descrito en la sección 3.4 para corregir las EII por potenciales sesgos de selección muestral.

Cuadro 8. Estimaciones corregidas por sesgo de selección muestral 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	0.384 (0.002)	0.608 (0.004)	0.715 (0.014)	0.662 (0.017)	0.613 (0.003)	0.509 (0.005)	0.636 (0.002)	792
Mujeres	0.495 (0.002)	0.880 (0.004)	1.206 (0.039)	1.073 (0.009)	0.997 (0.007)	0.724 (0.009)	0.555 (0.007)	641
Todos	0.410 (0.002)	0.704 (0.003)	0.953 (0.013)	0.769 (0.005)	0.675 (0.008)	0.626 (0.003)	0.559 (0.003)	1433
Madre - Hijo								
Varones	0.339 (0.002)	0.636 (0.004)	0.923 (0.029)	0.732 (0.015)	0.555 (0.006)	0.516 (0.007)	0.508 (0.015)	709
Mujeres	0.449 (0.002)	0.927 (0.005)	1.312 (0.015)	1.128 (0.010)	0.806 (0.004)	0.902 (0.005)	0.73 (0.004)	559
Todos	0.380 (0.002)	0.731 (0.004)	1.160 (0.024)	0.999 (0.004)	0.656 (0.006)	0.676 (0.011)	0.546 (0.013)	1268

Nota: Entre paréntesis se encuentran los errores estándares *bootstrap* computados con 100 replicaciones. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

En el cuadro 8 se observan las EII estimadas corrigiendo por el problema de doble sesgo de selección muestral³⁴. Las IRA y EII reportadas en la primera columna que miden el grado promedio de asociación intergeneracional son estadísticamente significativas a un nivel del 1% y, en general, son menores que las estimadas sin corregir por sesgo de selección. En principio, esto implicaría que la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina es, en promedio, mayor. Sin embargo, en algunos casos las diferencias no son estadísticamente significativas y pueden no serlo también desde un punto de vista económico. Así, las IRA corregidas estimadas entre las hijas y sus padres (0.495) así como entre aquellas y sus madres (0.449) son menores en tan sólo 0.009 y 0.005, respectivamente, a las computadas ignorando el problema de sesgo de selección. En el caso de los hijos varones, la IRA con relación a la posición en la distribución del padre (0.384) y de la madre (0.339) es menor en 0.019 y 0.009 cuando se implementa el método paramétrico de corrección por doble sesgo. Cabe señalar que estas dos últimas diferencias son estadísticamente significativas a un nivel del 5%.

Por su parte, las EII computadas entre hijos y padres, considerando los problemas de sesgo de selección muestral, son menores en 0.034, en 0.032 y en 0.045 con relación a las no corregidas por sesgo, estimadas para los hijos varones, las hijas y todos los hijos, respectivamente. Cuando se considera el ingreso laboral de las madres, la EII estimada a partir del método paramétrico utilizado para corregir por sesgo de selección muestral es significativamente menor en el caso de los hijos varones y de todos los hijos. La diferencia respecto de la elasticidad no corregida asciende a 0.033 en el primer caso y a 0.049 en el último, ambas son estadísticamente significativas a un nivel 5%.

Las EII estimadas con el método de TSQR y corregidas por sesgo de selección muestral se presentan en las restantes columnas del cuadro 8 y son estadísticamente significativas a un nivel del 1%. En general, los patrones de persistencia intergeneracional que se observan a partir de estas elasticidades no cambian significativamente con relación a los observados a partir de las EII estimadas por el mismo método pero sin corregir por sesgo de selección muestral. En particular, la movilidad intergeneracional del ingreso laboral continúa siendo

³⁴ En la estimación del modelo probit bivarado se incluyeron como variables explicativas de ambos modelos 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 el modelo 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 el modelo 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).

considerablemente menor en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso de los hijos. Sin embargo, mientras se aprecia un incremento de la persistencia intergeneracional de ingresos entre padres e hijos en el cuantil más pobre considerado, las EII estimadas, entre madres e hijos, en ese cuantil son menores cuando se implementa el método de corrección por selección muestral. Así, en el décimo percentil, las EII corregidas que se computaron con relación al ingreso laboral de las madres, entre los hijos varones, las hijas y todos los hijos, aunque elevadas en comparación con las correspondientes a los cuantiles más alto, son menores en 0.094, 0.049 y 0.051 a las estimadas para el mismo cuantil pero ignorando el problema de sesgo de selección muestral.

En síntesis, las EII estimadas por TSQR muestran una significativa inmovilidad intergeneracional de las hijas, 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.

5.3. No linealidades en el grado de (in)movilidad intergeneracional del ingreso laboral

En esta sección se analizan las elasticidades estimadas a partir de las *splines functions* con el objetivo de examinar la existencia de no linealidades en la asociación intergeneracional del ingreso laboral de padres e hijos. Las *splines functions* 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 son estimadas para cada uno de los cuantiles de la distribución del ingreso laboral de los padres.³⁵

En principio, como advierte Grawe (2001, 2004a), ningún patrón no lineal en la relación intergeneracional entre el ingreso laboral de los hijos y el percibido por su padre o madre, puede ser justificadamente atribuido a la existencia de restricciones crediticias porque la habilidad de los hijos está correlacionada con el ingreso de los padres³⁶ y no hay razón para creer que la relación entre el ingreso de padres e hijos es lineal en ausencia de restricciones crediticias. Sin embargo, 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, lo que se debe analizar es el valor de la elasticidad intergeneracional entre los hijos cuyos ingresos son altos condicionales al ingreso de sus padres³⁷ puesto que son los más propensos a verse afectados por las imperfecciones en el mercado de créditos. No obstante, 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.

³⁵ 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.

³⁶ Han y Mulligan (2001) reportan simulaciones que muestran cómo una correlación positiva entre el ingreso laboral de los padres y la habilidad de los hijos dificulta la identificación de diferentes tasas de movilidad intergeneracional asociadas con la existencia de familias que no pueden endeudarse para financiar las inversiones en capital humano de sus hijos.

³⁷ 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”³⁸, 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).

Los gráficos 1 y 2 presentan 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 y en el cuadro 9 se reportan las EII computadas a partir de ellas.

Cuando se considera el ingreso laboral predicho de los padres, los patrones obtenidos para los hijos varones difieren de los encontrados entre las hijas. Así, en el caso de los primeros, contrario a lo que sugiere la hipótesis de restricciones crediticias de Grawe (2001, 2004a), la mayor tasa de persistencia intergeneracional en el tramo más bajo del ingreso de sus padres, se observa en el primer cuantil de la distribución (2.363) y no en el más alto (0.716)³⁹. En cambio, entre las hijas, la EII estimada en el mayor cuantil supera en 0.265 a la computada en el cuantil más pobre de su distribución condicional para padres con ingresos ubicados en el primer cuartil de su propia distribución. Un resultado similar se observa para el conjunto de hijos – varones y mujeres –. En efecto, entre ellos, la tasa de persistencia intergeneracional en el cuantil más pobre es menor en 0.279 a la estimada en el más alto, para padres con ingresos bajos. Estas diferencias son estadísticamente significativas, a un nivel del 5%.

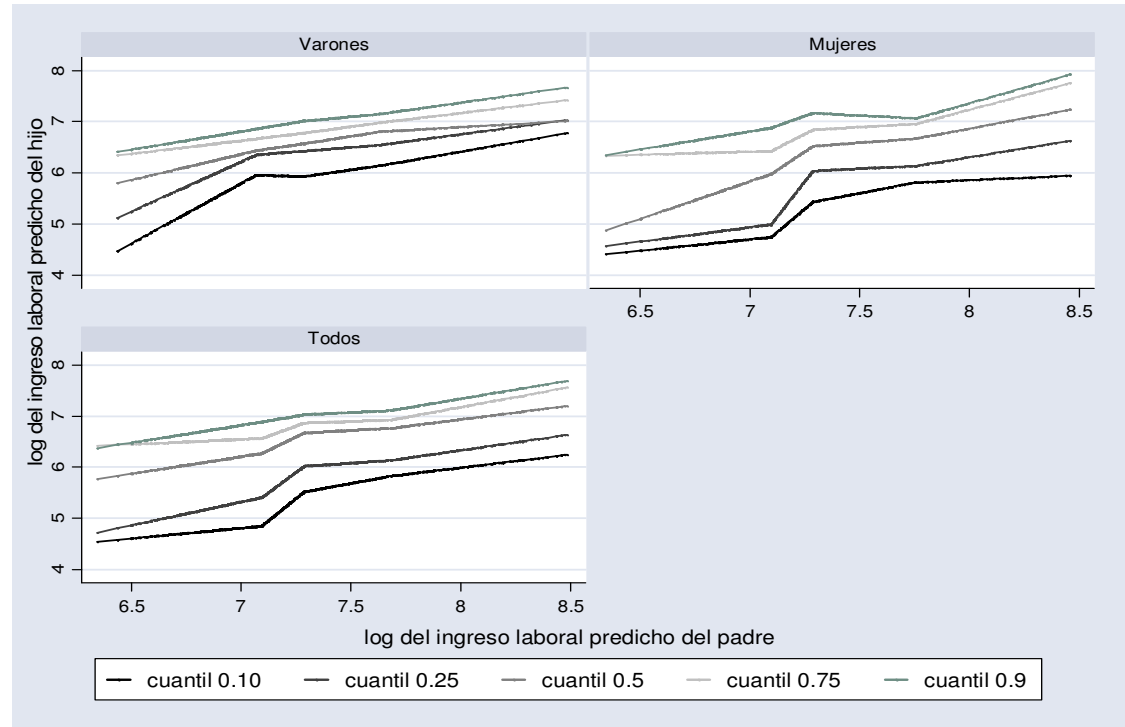
Por otra parte, cabe destacar que entre los hijos varones las mayores EII se observan en el tramo más bajo del ingreso laboral de los padres, para el 10^{mo}, 25^{to} y 50^{mo} cuantil. Las diferencias entre las EII estimadas en ese tramo de la distribución de los padres y las computadas en intervalos superiores son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. Asimismo, conforme se observa en el gráfico 1, en el cuantil más alto, la tasa de persistencia intergeneracional es mayor en los dos cuantiles extremos de la distribución del ingreso laboral de los padres. Así, en el 90^{mo} cuantil de los hijos, mientras las elasticidades computadas en el primer y último tramo de la distribución de los padres (0.741 y 0.605) no son estadísticamente diferentes, superan considerablemente la estimada en el tercer cuartil (0.401)⁴⁰. En el caso de las hijas, las mayores EII se observan, en todos los cuantiles, cuando el ingreso de los padres 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%.

³⁸ Un “tipo” es el conjunto de individuos en la sociedad que comparten las mismas circunstancias. Para más detalles, ver Roemer (1998, 2004).

³⁹ Este valor es significativamente más bajo que la EII estimada en el primer cuantil, a un nivel del 1%.

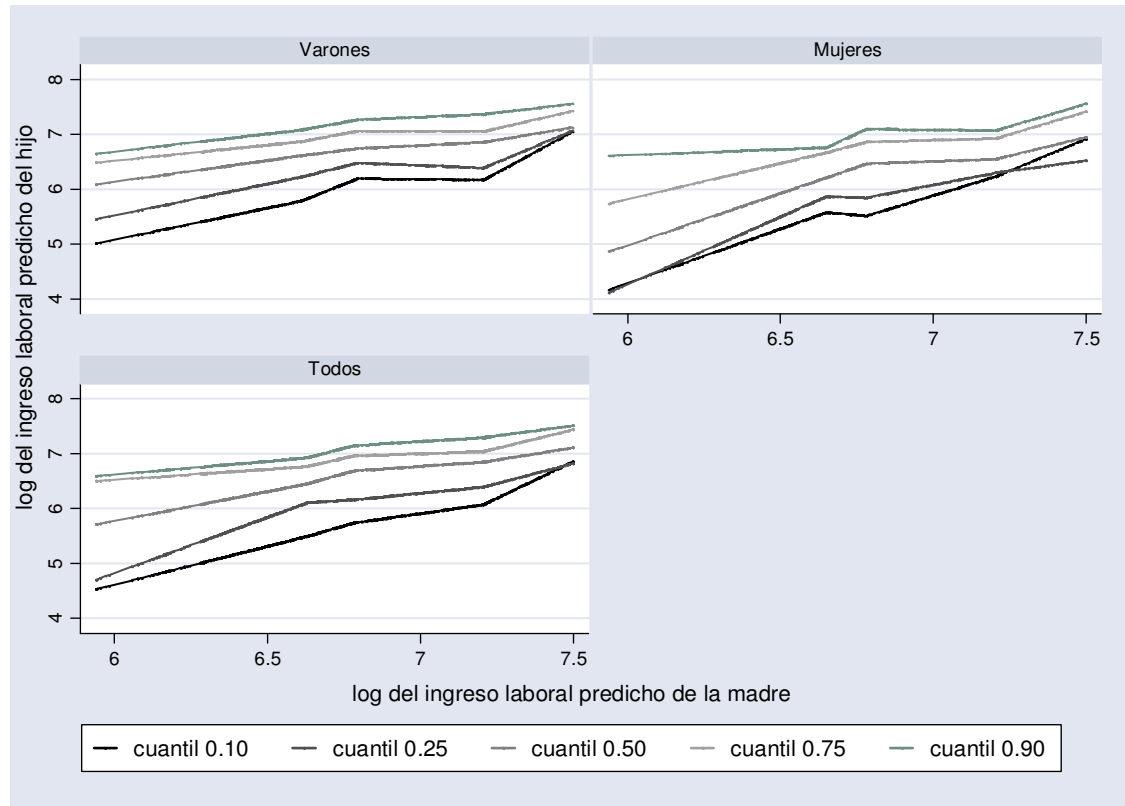
⁴⁰ Esta EII es significativamente menor que las computadas en el primer y último cuartil de la distribución del ingreso de los padres, a un nivel del 5%.

Gráfico 1. Relación no lineal entre el ingreso laboral predicho de padres e hijos estimada sin corrección por sesgo de selección muestral, según cuantiles.



Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Gráfico 2. Relación no lineal entre el ingreso laboral predicho de madres e hijos estimada sin corrección por sesgo de selección muestral, según cuantiles.



Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Cuadro 9. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso laboral a partir de *splines regressions* no corregidas por sesgo de selección muestral.

Hijos	Cuantiles del log de ingreso del padre/madre	Media	Cuantiles del log del ingreso del hijo					Obs.
			0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	
Padre - Hijo								
Varones	p<0.25	1.014 (0.021)	2.363 (0.080)	1.952 (0.081)	1.014 (0.016)	0.518 (0.033)	0.716 (0.030)	792
	0.25<p<0.50	0.819 (0.026)	-0.152 (0.038)	0.338 (0.127)	0.625 (0.001)	0.526 (0.048)	0.710 (0.021)	
	0.50<p<0.75	0.506 (0.013)	0.610 (0.008)	0.344 (0.077)	0.673 (0.005)	0.580 (0.024)	0.401 (0.043)	
	p>0.75	0.521 (0.007)	0.742 (0.024)	0.571 (0.105)	0.238 (0.003)	0.513 (0.010)	0.605 (0.046)	
	Mujeres	p<0.25	0.798 (0.025)	0.443 (0.024)	0.569 (0.019)	1.475 (0.111)	0.125 (0.075)	
0.25<p<0.50		2.830 (0.039)	3.621 (0.087)	5.501 (0.016)	2.870 (0.120)	2.185 (0.063)	1.533 (0.027)	
0.50<p<0.75		0.325 (0.014)	0.813 (0.031)	0.209 (0.021)	0.315 (0.044)	0.245 (0.030)	-0.223 (0.004)	
p>0.75		0.802 (0.013)	0.183 (0.013)	0.700 (0.024)	0.802 (0.034)	1.138 (0.035)	1.221 (0.003)	
Todos		p<0.25	0.753 (0.016)	0.411 (0.073)	0.917 (0.019)	0.673 (0.008)	0.197 (0.053)	0.690 (0.013)
	0.25<p<0.50	2.026 (0.024)	3.470 (0.062)	3.174 (0.123)	2.081 (0.023)	1.574 (0.039)	0.732 (0.031)	
	0.50<p<0.75	0.333 (0.008)	0.782 (0.031)	0.290 (0.051)	0.229 (0.016)	0.144 (0.008)	0.208 (0.015)	
	p>0.75	0.605 (0.007)	0.515 (0.058)	0.617 (0.007)	0.541 (0.019)	0.788 (0.003)	0.723 (0.009)	
	Madre - Hijo							
Varones	p<0.25	0.903 (0.027)	1.162 (0.079)	1.149 (0.141)	0.786 (0.074)	0.574 (0.010)	0.647 (0.027)	709
	0.25<p<0.50	1.104 (0.031)	2.207 (0.218)	1.383 (0.095)	0.704 (0.042)	1.046 (0.042)	1.008 (0.229)	
	0.50<p<0.75	0.150 (0.014)	-0.055 (0.012)	-0.217 (0.039)	0.279 (0.001)	-0.017 (0.015)	0.241 (0.014)	
	p>0.75	1.328 (0.015)	3.003 (0.024)	2.312 (0.039)	0.916 (0.105)	1.264 (0.057)	0.647 (0.059)	
	Mujeres	p<0.25	1.496 (0.024)	1.984 (0.060)	2.463 (0.053)	1.894 (0.066)	1.310 (0.085)	
0.25<p<0.50		0.724 (0.052)	-0.472 (0.424)	-0.165 (0.202)	1.936 (0.068)	1.468 (0.125)	2.564 (0.126)	
0.50<p<0.75		0.502 (0.015)	1.702 (0.160)	1.073 (0.014)	0.201 (0.011)	0.152 (0.046)	-0.056 (0.013)	
p>0.75		1.657 (0.022)	2.304 (0.040)	0.752 (0.008)	1.351 (0.051)	1.662 (0.020)	1.644 (0.024)	
Todos		p<0.25	1.180 (0.017)	1.403 (0.104)	2.034 (0.052)	1.081 (0.020)	0.393 (0.037)	0.486 (0.044)
	0.25<p<0.50	1.021 (0.031)	1.597 (0.209)	0.369 (0.024)	1.549 (0.025)	1.252 (0.063)	1.452 (0.122)	
	0.50<p<0.75	0.319 (0.010)	0.786 (0.017)	0.548 (0.033)	0.377 (0.010)	0.191 (0.023)	0.345 (0.073)	
	p>0.75	1.412 (0.011)	2.664 (0.019)	1.461 (0.050)	0.884 (0.018)	1.346 (0.013)	0.738 (0.055)	

Nota: Entre paréntesis se encuentran los errores estándares *bootstrap* computados con 100 replicaciones. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Conforme se aprecia en gráfico 2 y en el segundo panel del cuadro 9, la tasa de persistencia intergeneracional en el tramo más bajo de la distribución del ingreso laboral de la madre y en el cuantil más pobre de la distribución correspondiente a los hijos varones, las hijas y todos los hijos supera significativamente la computada en el cuantil más alto. En efecto, la EII estimada en el 10^{mo} cuantil es mayor en 0.515, 1.776 y 0.917 a la obtenida en el 90^{mo} cuantil de la distribución condicional de los hijos varones, las hijas y todos los hijos, 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. Sin embargo, en el caso de las hijas, cuando el ingreso de la madre se ubica en el segundo cuartil de su distribución

condicional, la pendiente de la regresión estimada en el cuantil más alto no sólo aumenta, también es significativamente más elevada que la computada en el cuantil más pobre⁴¹.

Cuadro 10. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso laboral a partir de *splines regressions* corregidas por sesgo de selección muestral.

Hijos	Cuantiles del log de ingreso del padre/madre	Media	Cuantiles del log del ingreso del hijo					Obs.
			0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	
Padre - Hijo								
Varones	p<0.25	0.980 (0.022)	1.752 (0.129)	1.758 (0.027)	0.990 (0.033)	0.451 (0.027)	0.599 (0.018)	792
	0.25<p<0.50	0.817 (0.026)	1.085 (0.147)	0.815 (0.027)	0.729 (0.059)	0.625 (0.055)	0.468 (0.042)	
	0.50<p<0.75	0.429 (0.014)	0.194 (0.173)	-0.109 (0.042)	0.557 (0.038)	0.424 (0.034)	0.856 (0.052)	
	p>0.75	0.518 (0.010)	0.569 (0.088)	0.691 (0.030)	0.279 (0.010)	0.523 (0.010)	0.593 (0.017)	
Mujeres	p<0.25	0.702 (0.024)	0.368 (0.065)	0.360 (0.014)	1.209 (0.091)	0.267 (0.076)	0.748 (0.033)	641
	0.25<p<0.50	2.901 (0.039)	4.222 (0.150)	5.739 (0.030)	3.157 (0.211)	1.762 (0.080)	0.653 (0.027)	
	0.50<p<0.75	0.254 (0.014)	0.459 (0.065)	0.130 (0.036)	0.198 (0.056)	0.393 (0.015)	0.091 (0.010)	
	p>0.75	0.834 (0.014)	-0.235 (0.015)	0.885 (0.024)	0.918 (0.030)	1.123 (0.014)	0.903 (0.028)	
Todos	p<0.25	0.722 (0.019)	0.664 (0.041)	1.060 (0.018)	0.600 (0.033)	0.278 (0.024)	0.732 (0.019)	1433
	0.25<p<0.50	2.000 (0.026)	3.409 (0.096)	2.878 (0.040)	2.237 (0.061)	1.215 (0.066)	0.785 (0.028)	
	0.50<p<0.75	0.209 (0.010)	0.331 (0.044)	-0.038 (0.028)	0.138 (0.020)	0.316 (0.016)	0.096 (0.011)	
	p>0.75	0.619 (0.007)	0.185 (0.025)	0.732 (0.024)	0.567 (0.036)	0.785 (0.008)	0.696 (0.008)	
Madre - Hijo								
Varones	p<0.25	0.914 (0.021)	1.249 (0.153)	1.139 (0.160)	0.780 (0.048)	0.567 (0.011)	0.586 (0.032)	709
	0.25<p<0.50	1.029 (0.034)	0.709 (0.327)	1.222 (0.158)	0.509 (0.021)	0.986 (0.030)	1.689 (0.106)	
	0.50<p<0.75	0.105 (0.014)	0.073 (0.050)	-0.285 (0.090)	0.395 (0.012)	0.049 (0.009)	0.039 (0.020)	
	p>0.75	1.415 (0.018)	3.510 (0.038)	2.150 (0.108)	1.006 (0.009)	1.168 (0.031)	0.603 (0.044)	
Mujeres	p<0.25	1.475 (0.025)	2.232 (0.235)	2.319 (0.031)	1.900 (0.028)	1.231 (0.037)	0.130 (0.160)	559
	0.25<p<0.50	0.531 (0.056)	-3.045 (0.889)	-0.034 (0.081)	1.297 (0.171)	1.699 (0.035)	1.278 (0.297)	
	0.50<p<0.75	0.527 (0.015)	2.009 (0.178)	0.936 (0.014)	0.347 (0.044)	0.294 (0.013)	0.429 (0.015)	
	p>0.75	1.755 (0.020)	2.436 (0.073)	0.983 (0.012)	1.174 (0.068)	1.566 (0.007)	1.618 (0.033)	
Todos	p<0.25	1.166 (0.018)	1.300 (0.092)	1.827 (0.039)	1.083 (0.038)	0.421 (0.035)	0.476 (0.033)	1268
	0.25<p<0.50	1.015 (0.032)	1.077 (0.200)	0.208 (0.132)	1.483 (0.093)	1.345 (0.009)	1.607 (0.068)	
	0.50<p<0.75	0.223 (0.011)	0.751 (0.023)	0.567 (0.055)	0.295 (0.007)	0.098 (0.003)	0.383 (0.041)	
	p>0.75	1.466 (0.013)	2.720 (0.013)	1.453 (0.050)	0.932 (0.018)	1.395 (0.004)	0.183 (0.052)	

Nota: Entre paréntesis se encuentran los errores estándares *bootstrap* computados con 100 replicaciones. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales.

Fuente: Elaboración propia basada en EPH, INDEC.

Por otra parte, lejos de lo señalado por la hipótesis de igualdad de oportunidades, las EII estimadas en cada cuantil, para distinto 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 cuantil de la distribución correspondiente a sus madres, respectivamente. Entre las hijas, las EII más bajas son las estimadas en el segundo cuantil de la distribución de sus madres, para los cuantiles más bajos y en el tercer cuantil, para los más altos. En tanto que las mayores EII corresponden, en general, a los extremos de la distribución del ingreso de sus madres.

Un problema que puede sesgar los resultados previamente analizados es la selección muestral por empleo así como por coresidencia. A fin de eliminar este potencial sesgo se implementó el método de corrección descrito en el apartado 3.4. Los resultados de este ejercicio se reportan en el cuadro 10.

⁴¹ Para hijas con madres que presentan ingresos laborales en el segundo cuantil de su distribución, la EII estimada en el cuantil más pobre es menor en 1.711 con respecto a la computada en el 90^{mo} cuantil. Esta diferencia es estadísticamente significativa a un nivel del 1% conforme con los intervalos de confianza estimados con la técnica del *bootstrap*.

En general, los patrones encontrados son similares a los obtenidos sin corregir por el problema de selección muestral. Así, conforme se observa a partir de las *quantile regression splines* estimadas, en el tramo más bajo del ingreso laboral de los padres, la mayor tasa de persistencia intergeneracional es la computada en el primer cuantil de la distribución condicional de los hijos varones (1.752) que supera considerablemente a la del último cuantil (0.599). En cambio, entre las hijas, la EII estimada en el cuantil más alto (0.748) es mayor a la obtenida en el primero (0.368). Ambas diferencias son estadísticamente significativas a un nivel del 5%. Cuando se considera el ingreso laboral de la madre, los resultados de las *quantile regression splines* estimadas a partir del método que corrige por sesgo selección son cualitativamente similares a los obtenidos sin corrección. Así, en el tramo más pobre del ingreso laboral materno, las mayores tasas de persistencia intergeneracional se observan en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso correspondiente a los hijos, sean varones o mujeres. Además, las diferencias entre las EII computadas en esos cuantiles y las estimadas en los cuantiles más altos, para ese intervalo del ingreso de las madres, son estadísticamente significativas a un nivel del 5%.

6. Conclusión

Este estudio cuantifica y examina la movilidad intergeneracional del ingreso laboral en la Argentina, explorando, particularmente, la hipótesis de variación del grado de (in)movilidad entre generaciones a lo largo de la distribución del ingreso correspondiente a los hijos así como a los padres.

Los resultados del análisis empírico indican que, en comparación con los hijos varones, las hijas presentan mayores asociaciones intergeneracionales de la posición en la distribución del ingreso tanto con relación a la de sus padres como a la de sus madres. Por otra parte, tanto las IRA como las 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.

La EII estimadas por el método de TSQR que se computaron para cinco cuantiles representativos y resultaron estadísticamente significativas a un nivel del 1% sugieren, en conformidad con lo encontrado a partir de las matrices de transición, que la persistencia intergeneracional varía a lo largo de la distribución condicional de ingresos laborales de los hijos. En general, el efecto del ingreso laboral del padre y de la madre es mayor para los hijos - varones y mujeres - que se encuentran en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso. Por otra parte, 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.

A partir de las *quantile regression splines* (QRS) estimadas se observa que, en el tramo más bajo del ingreso laboral de los padres, la mayor tasa de persistencia intergeneracional es la computada en el primer cuantil de la distribución condicional de los hijos varones que supera significativamente a la del último cuantil. En cambio, en línea con la hipótesis de restricciones crediticias de Grawe (2004), entre las hijas, la EII estimada en el cuantil más alto es mayor a la obtenida en el primero. Cuando se considera el ingreso laboral de la madre, las QRS estimadas indican que en el tramo más pobre del ingreso laboral materno, las mayores tasas de persistencia intergeneracional se observan en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso correspondiente a los hijos, sean varones o mujeres. Si bien este comportamiento de las EII no es consistente con la hipótesis de Grawe (2004), como advierte el mismo autor, ningún patrón no lineal puede ser justificadamente atribuido a la existencia de restricciones crediticias porque la habilidad de los hijos está correlacionada con el ingreso de los padres y no hay razón para creer que la relación entre el ingreso de padres e hijos es lineal en ausencia de tales restricciones.

Por otra parte, lejos de lo señalado por la hipótesis de igualdad de oportunidades de Roemer (1998, 2004), las EII estimadas en cada cuantil de los hijos, para distinto tramos de la distribución del ingreso laboral de los padres son significativamente diferentes.

Finalmente, los resultados encontrados luego de corregir por doble sesgo de selección muestral son cualitativamente similares a los obtenidos ignorando el problema.

Referencias

- Aldaz-Carrol, E. y Moran, R. (2001). "Escaping the poverty trap in Latin America: the role of family factors", *Cuadernos de Economía*, N° 114 (vol. 38).
- Andersen, L. (2001). "Social mobility in Latin America: links with adolescent schooling", *IADB Research Network Working Paper R-433*.
- Angrist, J. D. y Krueger, A. B. (1992). "The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples", *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 328-36.
- Angrist, J. D. y Krueger, A. B. (1995). "Split-Sample instrumental variables estimates of the return to schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, pp. 225-35.
- Angrist, J. D. y Pischke, J-S. (2009), *Mostly harmless Econometrics: An empiricist's companion*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Arellano, M., y Meghir, C. (1992). "Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set", *The Review of Economic Studies*, 59, pp. 537-59.
- Arias O., Sosa Escudero, W. y Hallock, K. F. (2001), "Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data", *Empirical Economics*, Springer, vol. 26(1), pp 7-40.
- Atkinson, A. B. (1981). "On intergenerational income mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 3 (Winter), pp. 194-218.
- Atkinson, A. B., Maynard, A. K. y Trinder, C. G. (1983). *Parents and children: Incomes in two generations*, Heinemann Educational Books, Londres.
- Atkinson, A. y Bourguignon, F. (2000). "Income distribution and economics", en *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier Science.
- Beccaria, L. A. (1978). "Una contribución al estudio de la movilidad social en la Argentina. Análisis de los resultados de una encuesta para el Gran Buenos Aires", *Desarrollo Económico*, 17(68), pp. 593-618
- Becker, G. (1987). *Tratado sobre la familia*. Madrid: Alianza Editorial.
- Becker, G. S. y Tomes, N. (1979). "An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), pp. 1153-89.
- Behrman, J. R, Gaviria, A. y Székeley, M. (2001). "Intergenerational mobility in Latin America", *Inter-American Development Bank, Working paper series* n° 452, Washington D. C.
- Behrman, J. R. y Taubman, P. (1985). "Intergenerational earnings mobility in the United States: Some estimates and a test of Becker's intergenerational endowments model", *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), pp. 144-151.
- Benabou, R. y Ok, E.A. (2001). "Social mobility and the demand for redistribution: The POUM hipótesis", *Quarterly Journal of Economics*, 15, pp. 757-72.
- Benabou, R. y Tirole, J. (2005). "Belief in a just world and redistributive politics", NBER Working Papers No. 11208, National Bureau of Economic Research.
- Björklund, A. y Jäntti, M. (1997). "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States", *The American Economic Review*, 87(5), pp. 1009-18.
- Blanden, J, Goodman, A., Gregg, P. y Machin, S. (2002). "Changes in intergenerational mobility in Britain", CEP Discussion Papers 0517, Centre for Economic Performance, LSE.
- Blanden, J., Gregg, P. y Machin, S. (2005). "Intergenerational in Europe and North America", A Report Supported by the Sutton Trust, Abril.
- Bratberg, E., Nilsen, O. A. y Vaage, K. (2005). "Intergenerational mobility: Trends across the earnings distribution", IZA Discussion Papers 1517, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Buchinsky, M. (1998). "The dynamics of changes on the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach", *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), pp.1-30.
- Castañeda, T. y Aldaz-Carroll, E. (1999). "The intergenerational transmission of poverty: Some causes and policy implications", Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D. C.
- CEPAL (2004), "Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar", Capítulo V, En *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*, Libros de la CEPAL N. 77, Santiago de Chile.
- Comi, S. (2004). "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", CHILD Working Papers wp18-04, Centre for Household, Income, Labour and Demographic economics.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S. y Sánchez, R. (2007). "E pur si muove? Movilidad, pobreza y desigualdad en América Latina", Documento de Trabajo del CEDLAS N° 62, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata."
- Corak, M. (2004). "Generational income mobility in North America and Europe: an introduction", en M. Corak, ed., *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Corak, M. y Heisz, A. (1999). "The intergenerational earnings and income mobility of canadian men: Evidence from longitudinal income tax data", *Journal of Human Resources* 34(3), pp. 504-33.
- Couch, K. y Dunn, T. (1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United State and Germany", *Journal of Human Resources*, 32(1). 210-232.
- Couch, K.A. y Lillard, D. R. (2004). "Non-Linear patterns of intergenerational mobility in Germany and the United States", en M. Corak, ed., *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Couch, K.A. y Lillard, D. R., (1998). "Sample selection rules and the intergenerational correlation of earnings", *Labour Economics*, 5, 313-29.
- D'Addio, A. (2007). "Intergenerational Transmission of disadvantage: Mobility or immobility across generations?", 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", *Economic Development y Cultural Change*, University of Chicago Press, 49(3), pp. 537-54.
- Dahl, M. y DeLeire, T. (2008). "The association between children's earnings and fathers' lifetime earnings: estimates using administrative data", Institute for Research on Poverty, Discussion Paper No. 1342-08.
- De Luca, G. y Peracchi, F. (2007). "A sample selection model for unit and item nonresponse in cross-sectional surveys", CEIS Tor Vergata, Research Paper Series, Working Paper 99.
- Dearden, L., Machin, S. y Reed, H. (1997), "Intergenerational mobility in Britain", *Economic Journal*, 107(440), pp. 47-64.
- Dunn, C.E. (2007). "The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 2.
- Durlauf, S. (2002). "Groups, social influences and inequality: a memberships theory perspective on poverty traps", Working papers 18, Wisconsin Madison Social Systems.
- Eide, E. R. y Showalter, M. H. (1999). "Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach", *The Journal of Human Resources*, 34(2), pp. 253-67.
- Ermisch, J. y Nicoletti, C. (2005). "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain", ISER Working Paper 2005-19, Colchester, University of Essex.
- Ermisch, J., Francesconi, M. y Siedler, T. (2005). "Intergenerational economic mobility and assortative mating", IZA Discussion Papers 1847, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Ermisch, J., y Francesconi, M. (2004). "Intergenerational mobility in Britain: new evidence from the BHPS", en M. Corak, ed., *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fernández, A. G. (2006). "Alternative measures of intergenerational social mobility in Argentina", Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.
- Ferreira, S. y Veloso, F. (2004). "Intergenerational mobility of wages in Brazil", Unpublished paper.
- Fortin, N. M. y Lefebvre S. (1998). "Intergenerational income mobility in Canada", M. Corak, ed., *Labour markets, social institutions, and the future of Canada's children*, Statistics Canada, Catalogue No. 89-553, Ottawa.
- Francesconi, M. y Nicoletti, C. (2006). "Intergenerational mobility and sample selection in short panels", *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp.1265-93.
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton.
- Gasparini L. y Cruces G. (2008). "Una distribución en movimiento: El caso de Argentina", Documento de Trabajo del CEDLAS N° 78, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Gasparini, L. (2007). "Monitoring the socio-economic conditions in Argentina 1992-2006", CEDLAS, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Germani, G. (1963). "Movilidad social en la Argentina", En *Movilidad social en la sociedad industrial*, Lipset, M., S. y Bendix, R. (comps.), EUDEBA, Buenos Aires.
- Golovanevsky, L. (2001). "Transmisión intergeneracional de la pobreza. Una aproximación empírica preliminar para Argentina a comienzos del siglo XXI", Asociación Argentina de Especialista en Estudios del trabajo, Buenos Aires.
- Gottschalk, P. y Danziger, S. (1997). "Family income mobility - how much is there and has it changed?", Boston College Working Papers in Economics 398, Boston College Department of Economics.
- Grawe, N. D. (2003). "Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence", *Family and Labour Studies*, Analytical Studies Branch Research Paper N° 207, Statistics Canada.
- Grawe, N. D. (2004a). "Intergenerational mobility for whom? The experience of high and low earning sons in international perspective", M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Grawe, N. D. (2004b). "Reconsidering the use of nonlinearities in intergenerational earnings mobility as a test for credit constraints" *Journal of Human Resources*, 39(3), pp. 813-27.
- Gustafsson, B. (1994). "The degree and pattern of income immobility in Sweden", *Review of Income and Wealth*, 40, pp. 67-86.
- Haider, S. y Solon, G. (2006). "Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings", *The American Economic Review*, 96(4), pp. 1308-20.
- Han, S. y Mulligan, C. B. (2001). "Human capital, heterogeneity and estimated degrees of intergenerational mobility", *Economic Journal*, 111(470), pp.207-43.
- Heckman, J. (1979), "Sample selection as a specification error", *Econometrica*, 47, 153(61).
- Hertz, T. (2001). "Education, inequality and economic mobility in South Africa", Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Massachusetts.
- Hirschman, A. y Rothschild, M. (1973). "The changing tolerance for income inequality in the course of economic development"; with a mathematical appendix, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 87(4), pp. 544-66, Noviembre.
- Hirvonen, L. (2006). "Intergenerational earnings mobility among daughters and sons: Evidence from Sweden and a comparison with the United States", Working paper 5/2006, SOFI, Stockholm.
- Hyson, R. (2003). "Differences in intergenerational mobility across the earnings distribution", Working paper 364, U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Inoue, A. y Solon, G. (2008). "Two-sample instrumental variables estimator", NBER Technical Working Papers 0311, 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", IZA Discussion Paper No. 1938.

- Jenkins, S. P. y Siedler, T. (2007). "The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries", German Institute for Economic Research, Discussion paper n° 693 Berlin.
- Johnson, P., A (2002). "Intergenerational dependence in education and income", *Applied Economics Letters*, vol. 9(3), pp. 159-62.
- 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", 7º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, ASET.
- Klevmarcken, W. A. (1982). "Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set, American Statistical Association 1981", Business and Economic Statistics Section, 156(161).
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). "Regression quantiles", *Econometrica*, 46(1), pp. 33-50.
- Labar, K. (2007). "Intergenerational mobility in China", Working Paper 200729, CERDI.
- Lefranc, A. y Trannoy, A. (2004). "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?", IDEP Working Papers 0401, Institut d'economie publique (IDEP). Marseille, France.
- Lefranc, A., Ojima, F. y Yoshida, T. (2008). "The intergenerational transmission of income and education: A comparison of Japan and France", RSCAS Working Papers 2008/25, European University Institute.
- Leigh, A. (2007). "Intergenerational mobility in Australia", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Contributions), Article 6.
- Lillard, L. y Kilburn, M. (1995). "Intergenerational earnings links: sons and daughters", RAND Working Paper Series, N° 95-17.
- Mazumder, B. (2003). "Revised estimates of intergenerational income mobility in the United States", *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper* 2003-16.
- Minicozzi, A. (2003). "Estimation of sons' intergenerational earnings mobility in the presence of censoring", *Journal of Applied Econometrics*, 18(3), pp. 291-314.
- Muller, S.M. (2008). "Begging the question: permanent income and social mobility", ERSA Working Paper 75.
- Murphy, K. M. y Topel, R. H (1985), "Estimation and inference in two-step econometric models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, pp. 370-79.
- Ng, I. YH, Shen, X. y Ho, K. W. (2008). "Intergenerational earnings mobility in Singapore and the United States", Economic Growth centre Working Paper Series 0803, Nanyang Technological University, School of Humanities and Social Sciences, Economic Growth centre.
- Nicoletti, C. (2008). "Multiple sample selection in the estimation of intergenerational occupational mobility", Institute for social & Economic Research (ISER). University of Essex, working paper N° 2008-20, Mayo.
- Nicoletti, C. y Francesconi, M. (2006). "Intergenerational mobility and sample selection in short panels", *Journal of Applied Econometrics*, 21(8), pp. 1265-93.
- Núñez J, y Miranda, L. (2007). "Recent findings on intergenerational income and educational mobility in Chile", Department of Economics Universidad de Chile.
- Núñez, J. y Risco, C. (2004). "Movilidad intergeneracional de ingresos en un país en desarrollo: El caso de Chile", Working Paper N° 210, Department of Economics.
- Osterbacka, E. (2001). "Family background and economic status in Finland", *Scandinavian Journal of Economics*, 103, pp. 467-484.
- Osterberg, T. (2000). "Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show?", *Review of Income and Wealth*, 46(4). pp. 421-36.
- Peters, E., (1992). "Patterns of intergenerational mobility in income and earnings", *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), pp. 456-66.
- Piraino, P., (2006). "Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy", University of Siena Economics Working Papers, no. 471.
- 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", IZA Discussion Papers 3037, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Roemer, J. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge Mass.: Harvard University Press.
- Roemer, J. (2004). "Equal opportunity and intergenerational mobility: going beyond intergenerational income transition matrices", en M. Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sánchez Hugalde, A. (2004). "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)", Discussion paper.
- Sen, A. (2000). *Desarrollo y libertad*. Buenos Aires: Planeta.
- Solon, G. (1992). "Intergenerational income mobility in the United States", *The American Economic Review*, 82(3), pp. 393-408.
- Solon, G. (2002). "Cross-country differences in intergenerational earnings mobility", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), pp. 59-66.
- Solon, G. (2004). "A model of intergenerational mobility variation over time and place", en Miles Corak, ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stokey, N.L. (1998). "Shirtsleeves to shirtsleeves: The economics of social mobility", en Jacobs, D.P., Kalai, E. y Kamien, M.I., eds., *Frontiers of research in economic theory: The Nancy L. Schwartz memorial lectures 1983-1997*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Vogel, T. (2006). "Reassessing intergenerational mobility in Germany and the United States: The impact of differences in lifecycle earnings patterns", SFB 649 Discussion Papers, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin.
- Zimmerman, D. (1992). "Regression toward mediocrity in economic stature", *The American Economic Review*, 82(3), pp. 409-29.