



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIV Reunión Anual

Noviembre de 2009

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-7-3

LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DEL
INGRESO EN ARGENTINA.

Jiménez, Maribel
Jiménez, Mónica

La movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina

Maribel Jiménez^{*}
Mónica Jiménez^{*}

Resumen

Este trabajo ofrece una primera estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso laboral en Argentina. Combinando la información de dos muestras de la Encuesta Permanente de Hogares, construimos matrices de transición y empleamos los métodos de TS2SLS y TSRQ. Además, consideramos los problemas de sesgo de selección muestral dentro del empleo y por co-residencia adoptando una generalización del método de corrección tipo Heckman. Los resultados sugieren que la persistencia intergeneracional del ingreso crece para aquellos en el extremo inferior de la distribución del ingreso, con una mayor inmovilidad entre las hijas ubicadas en el quintil más bajo.

Códigos JEL: J62, D31

Abstract

This paper provides a first estimation of the intergenerational earnings mobility in Argentina. Combining information of two samples from the Permanent Household Survey, we construct transition matrix and employ TS2SLS and TSRQ's methods. Indeed, we consider selection problems, like co-residence and employment selection adopting a generalization of Heckman-type correction method. The results suggests that intergenerational persistence of earnings growth for those in the lower tail of the distribution, with a high immobility for the daughters in the lower quintile of the distribution.

JEL Codes: J62, D31

^{*} IELDE-UNSa (Instituto de Estudios Laborales y de Desarrollo de la Universidad Nacional de Salta) - UNLP.

La movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina¹

Maribel Jiménez
Mónica Jiménez

1. Introducción

En los últimos años el interés por el tema de la movilidad intergeneracional ha recobrado fuerza. Sin embargo, en Argentina el conocimiento de la movilidad intergeneracional del ingreso es deficitario puesto que los estudios que intentan cuantificarla son casi inexistentes, entre otras razones, por la falta de datos longitudinales. Por eso, el objetivo principal de este trabajo es medir y examinar la movilidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos/as en Argentina, a partir de la aplicación de metodologías econométricas utilizadas en la literatura empírica más reciente para datos no longitudinales. Esto, a su vez, permitirá la obtención de resultados relativamente comparables con los disponibles para otros países, especialmente latinoamericanos.

Los motivos que justifican el análisis de la transmisión del ingreso entre generaciones son varios. Entre ellos se destaca su estrecha asociación con la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP) que, desde un punto de vista macroeconómico y macrosocial, 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 (Lucas, 1988, Becker *et al.*, 1990). 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 análisis de la movilidad intergeneracional complementa los estudios de desigualdad del ingreso porque permite observar el grado con el cual el status socio-económico es transmitido entre generaciones que es considerado como un indicador de la igualdad de oportunidades económicas en una sociedad. Además, 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).

La desigualdad económica percibida como desigualdad de oportunidades es, probablemente, una de las principales fuentes 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 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.

¹ Agradecemos a Leonardo Gasparini por las observaciones y los comentarios realizados a una versión previa. Las opiniones, errores y omisiones son de nuestra responsabilidad.

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

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.

Por otra parte, las marcadas diferencias que existen entre países en la persistencia de la condición social, el status económico y la posición en el ranking del ingreso indica, aunque no necesariamente, una relación directa entre el grado de desigualdad en la distribución del ingreso y los niveles de movilidad intergeneracional. En relación con esto, Stokey (1998) afirma que 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 para la sociedad como uno de alta desigualdad combinada con una baja movilidad social.

Finalmente, 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.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la próxima sección se revisa la literatura existente sobre el tema. Luego, se desarrolla el modelo teórico que captura en forma estilizada los principales mecanismos del proceso de transmisión intergeneracional del ingreso. A continuación, se discute el modelo econométrico y la metodología empleada. Paso siguiente, se describen los datos utilizados para el análisis. 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 no solo ha sido cada vez más creciente sino que además se ha desarrollado y ampliado a lo largo del tiempo, para diferentes países.

La tabla 1 resume la evidencia internacional sobre movilidad intergeneracional del ingreso. 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/as con respecto al de su/s padre/s, 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 cuando los hijos eran niños o adolescentes. Por esto, la mayoría de los trabajos empíricos emplean datos longitudinales. Entre estos estudios, podemos destacar como antecedentes el desarrollado por Atkinson *et al.* (1983) para Inglaterra así como los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992) para Estados Unidos. Estos dos últimos, emplean una de las bases de datos más utilizadas para ese país, el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID), que sigue a los hijos de las familias relevadas originariamente hasta que forman sus propias familias.

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, la metodología de OLS ha sido ampliamente utilizada 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; Gustafsson (1994), Osterberg (2000) y Hirvonen (2006), para Suecia; Österbacka (2001), para Finlandia; Bratberg *et al.* (2005), para Noruega; Wiegand (1997) y 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; 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, emplearon como medida del ingreso permanente del padre un promedio de sus ingresos a lo largo de varios años, lo que reduce el impacto de las variaciones transitorias (Behrman y Taubman, 1985; Solon, 1992; Wiegand, 1997; Couch y Dunn, 1997; Blanden *et al.*, 2005). Otro enfoque empleado para solucionar este problema de sesgo en los trabajos de movilidad intergeneracional del ingreso fue el método de variables instrumentales. Así, en uno de los principales trabajos pioneros, Solon (1992) propone utilizar como instrumento del status socioeconómico del padre, sus años de educación. En tanto que, Fortin y Lefbvre (1998) en su estudio empírico para Canadá, emplean como variable instrumental, la ocupación del individuo, dada la alta correlación de ésta con los ingresos permanentes.

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) y 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). Este método fue implementado mayormente en estudios para países europeos y países 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 metodología. Entre ellos se encuentran los trabajos de Grawe (2004) para Ecuador y Perú, los desarrollados por Núñez y Risco (2004) y Núñez y Miranda (2007) para Chile y por Ferreira y Veloso (2004) y Dunn (2007) para Brasil. Grawe (2004) también aplica esta metodología para otros países en desarrollo: Nepal y Pakistán.

La mayoría de los estudios existentes sobre movilidad intergeneracional del ingreso ofrecen estimaciones de una asociación intergeneracional promedio por lo que, como advierten Jenkins y Siedler (2007), suponen que el grado de persistencia es el mismo para todos, ricos o pobres. Sin embargo, es razonable esperar que el grado de movilidad intergeneracional varíe dependiendo del lugar en la distribución del ingreso en el que se mida. En este caso, las estimaciones promedio son de poca utilidad para medir la persistencia para aquellos que crecieron en familias de bajos ingresos. La mayoría de los estudios de movilidad intergeneracional del ingreso que permiten que el grado de persistencia varíe a lo largo de la distribución emplean el método de regresiones por cuantiles (QR) y matrices de transición.

Tabla 1. Estimación de la EII según país

Estudio	País	Base de datos	Rango de edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	OLS	Elasticidad IV	TS2SLS
Atkinson <i>et al.</i> (1983)	Inglaterra	Follow up of Rowntree York Sample (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) (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) (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 (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)		
Gustafsson (1994)	Suecia	Datos impositivos y registros asociados (1955 p. y 1939-46 h.)	31-41	Promedio de 4 años del ingreso individual	Ingreso individual	0.14		
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
Wiegand (1997)	Alemania	German Socio-Economic Panel (GSOEP)	27-33	Ingreso laboral mensual	Promedio de 5 años del ingreso laboral mensual	0.34		
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	GSOEP	23		Ingreso laboral semanal	0.11		
Dearden <i>et al.</i> (1997)	Gran Bretaña	National Child Development Survey (NCDS)(1974 p.y1991 h.)	33	Ingreso laboral semanal	Predicción del ingreso laboral semanal basada en educación y clase social	0.22 (v) y 0.35 (m)	0.58 (v) y 0.64 (m)	
Fortin y Lefebvre (1998)	Canadá	General Social Surveys de 1986 y 1994 y censos canadienses 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 (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 (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) ^c		
				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 (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	IID (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 ^d		
	Alemania	GSOEP		Promedio de varios años del ingreso laboral	Promedio de varios años del ingreso laboral	0.01 - 0.19 ^d		
	Reino Unido	NCDS		Ingreso laboral anual	Ingreso laboral anual	0.34 - 0.25 ^d		

Estudio	País	Base de datos	Rango de edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	OLS	Elasticidad 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 (1970 y 1975 p. y 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 (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 (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 (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 (1975 p. y 1996 y 1999 h.)	34-37	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.21 (v) y 0.15 (m)		
	Dinamarca	Registros impositivos (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 (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 (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	Predicción del ingreso salarial horario basada en edad y ocupación		0.33	
	Australia	Social stratification in Australia, Social mobility in Australia project, National Social Science Survey, HILDAS ^o					0.18	
Labar (2007)	China	China Health and Nutrition Survey	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
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 (1980 y 1981p. 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) (1970 y 1975 p.) y registros impositivos (1997 los 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 (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 (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)		
Dahl y DeLeire (2008)	US	National Longitudinal Survey of Youth (1978-79 p. y 1957 y 1964 h.)	41	Ingreso laboral anual	Ingreso familiar total anual	0.25 (m) y 0.48 (v)		
	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)		
Lefranc <i>et al.</i> (2008)	Francia	Formation-Qualification-Profession (FPQ: Education-Training-Occupation) (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 (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

Estudio	País	Base de datos	Rango de edad de los hijos	Medida de ingreso de los hijos (en log)	Medida de ingreso de los padres (en log)	OLS	Elasticidad IV	TS2SLS
Grawe (2004)	Ecuador	World Bank Living Standards Measurement Survey (WBLSMS)	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 - 0.34 ^d		
Lillard y Kilburn (1995)	Malasia	MFLS (1976-77 p. y 1988 h.)	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	Proyect for Statistics on Living Standards and Development household survey y KwaZulu-Natal Income Dynamics Survey	29-34 (v) y 27-32 (m)	Ingreso laboral mensual	Ingreso laboral mensual	0.61 (p. y v) y 0.66 (ma. y m)		
					Predicción del ingreso laboral basada en educación		0.76 (p. y v) y 0.87 (ma.y m)	
Ferreira y Veloso (2004)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilio (PNAD) (1996 h. y 1976, 1981, 1986 y 1990 p.)	25-64	Ingreso salarial	Predicción del ingreso salarial basada en educación, ocupación y su interacción			0.58 - 66
		Censo Demográfico de Brazil						
Núñez y Risco (2004)	Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional	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	23-55	Ingreso laboral	Ingreso laboral	0.55		
				Ingreso laboral	Predicción del ingreso laboral basada en experiencia y educación			0.58
					Ingreso Personal	0.54		
				Ingreso personal	Predicción del ingreso personal basada en experiencia y educación			0.55
Dunn (2007)	Brasil	PNAD (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 (1987, 1977, 1967 y 1958 p.)	23-65	Ingreso personal	Predicción del ingreso laboral basada educación, experiencia y ocupación			0.54
		Nueva encuesta de ocupación y desocupación de 2006		Ingreso laboral				

Nota: ^a Entre paréntesis se reportan los años que corresponden a la muestra de padres (p.) e hijos (h.). ^b Entre paréntesis se indica si las estimaciones corresponden a mujeres (m.) o varones (v.). ^c Entre paréntesis se indica si las estimaciones corresponden a madres (ma.) e hijas (m.) o madres (ma.) e hijos varones (v.). ^d Indica las estimaciones comparables con PSID. ^e HILDAS: Household, Income and Labour Dynamics in Australia Survey.
Fuente: Elaboración propia.

Entre los diversos estudios que reportan matrices de transición se encuentran algunos relativamente recientes como los de Jäntti *et al.* (2006)³, Corak y Heisz (1999), Hertz (2005), Comi (2004), Ferreira y Veloso (2004), Couch y Lillard (2004), Dahl y DeLeire (2008), Blanden *et al.* (2002, 2005), Hirvonen (2006), Núñez y Miranda (2007) y otros más antiguos como los de Atkinson *et al.* (1983); Zimmerman (1992), Peters (1992), Johnson (2002) y Gottschalk y Danziger (1997). 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.

Los resultados obtenidos a partir de los estudios que reportan matrices de transición o implementan el método de QR sugieren que las probabilidades de alcanzar diferentes

³ 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.

cuantiles de ingresos de destino dependen del cuantil de origen definido en términos de los ingresos de los padres. Estos resultados también muestran que la correlación intergeneracional varía conforme con el cuantil en la distribución del ingreso al que pertenezca el individuo y su padre.

A partir de la revisión de la literatura se advierte una desproporcionada cantidad de estudios realizados para países desarrollados en comparación con los existentes para países en desarrollo, entre ellos los de América Latina. En particular, del total de estudios reportados en la tabla 1, ninguno examina la movilidad intergeneracional de ingresos en la Argentina. Sin embargo, existen, aunque son escasas, investigaciones que analizan la movilidad socioeconómica intergeneracional en Argentina. Beccaria (1978) es uno de los primeros que lo hace, específicamente en 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, 1986, 1992, 1997, 2000). Las únicas excepciones lo constituyen dos trabajos de Jorrat desarrollados a partir de una muestra nacional y desde una perspectiva sociológica (Jorrat, 2004; Jorrat, 2005). En el más reciente de estos dos trabajos, Jorrat (2005) desarrolla un análisis descriptivo de la movilidad intergeneracional ocupacional o de clases en Argentina con datos de dos muestras nacionales relevadas por el CEDOP-UBA en 2003 y 2004. Los resultados obtenidos muestran una pauta de movilidad intergeneracional ocupacional atendible puesto que el 64,1% de los encuestados exhibió movilidad de algún tipo respecto de la clase del padre y, además, una prevalencia de movilidad ascendente. Según Jorrat (2005) estos hallazgos ratificarían la idea de que la vinculación entre crecimiento de la desigualdad y la baja movilidad social no es concluyente.

Golovanevsky (2001) desarrolla un análisis estadístico, a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) del 2001, para evaluar si los jóvenes seleccionados han logrado romper la trampa de la pobreza según distintos criterios alternativos como: la posición del hogar con respecto a la línea de pobreza hoy, el tener un empleo formal, el haber alcanzado un nivel de instrucción secundario completo o superior, la calificación de la ocupación. 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)⁴ 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

⁴ El EMI es estimado -siguiendo la metodología de Andersen (2001) - en forma similar al índice de movilidad social computado por Fernández (2006). El CEDLAS es, en la medida de nuestro conocimiento, la única institución que calcula periódicamente el EMI en Argentina.

Latina, incluyendo entre los países estudiados a la Argentina. Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) así como Aldaz - Carroll y Morán (2001) realizan un análisis empírico sobre la TIP investigando el efecto de los factores familiares sobre el logro educativo de los niños como una proxy para juzgar si el individuo escapó de la pobreza, controlando por otros variables relevantes. A partir de datos de encuesta de hogares y de la estimación de un modelo logit⁵ encuentran que los siguientes factores familiares mejoran significativamente las probabilidades que tiene un individuo nacido en un hogar pobre de completar la educación secundaria, es decir, de salir de la trampa de la pobreza: pocos hermanos, padres más educados, mayor ingreso familiar, residencia en áreas urbanas, no haber nacido de una madre adolescente y el haber recibido atención médica durante la niñez.

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

Del análisis empírico desarrollado utilizando 112 encuestas de hogares para 19 países de América Latina y el Caribe y los Estados Unidos, con el objetivo de analizar los efectos del trasfondo familiar en el logro educativo de los jóvenes, Behrman *et al.* (2001) concluyen que existen grandes diferencias en la movilidad actual entre América latina y los EE UU⁶. Además, muestran que la movilidad tiende a ser mayor en aquellos países en los que los adolescentes tienen más años de escolaridad así como en aquellos que invierten más dinero en educación.

En su trabajo, Andersen (2001) propone un nuevo índice de movilidad social (SMI) basado en regresiones de las brechas de escolaridad⁷ para determinar la importancia que tiene el trasfondo familiar en la explicación de esas brechas. Conforme con los valores del SMI, obtenido para 18 países de América Latina a partir de encuestas de hogares realizadas hacia fines de los noventa, Chile, Argentina, Uruguay y Perú se encuentran entre los países con los niveles más altos de movilidad social en tanto que Guatemala y Brasil presentan los niveles más bajos. Los resultados también muestran que la movilidad social está positivamente correlacionada con el PBI y el logro educativo general pero no está relacionada en una forma obvia con la desigualdad.

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

Finalmente, en su trabajo empírico, Conconi *et al.* (2007) computan tres índices de movilidad para los países de América Latina a principios de los noventa y del siglo XXI: el índice de movilidad social, el de movilidad educativa intergeneracional y el de correlación entre hermanos. Los resultados indican que, en el período considerado, la movilidad en

⁵ La variable dependiente es la probabilidad del individuo de haber completado la educación secundaria y las independientes incluyen un conjunto de variables referidas a la educación del padre y de la madre y otras características familiares

⁶ Behrman *et al.* (2001) siguen la metodología propuesta por Dahan y Gaviria (2001) que consiste en dos pasos. En el primer paso se computa un índice del logro educativo que muestra si un individuo supera un determinado umbral. El segundo paso consiste en computar la correlación entre los hermanos de los índices de logro educativo previamente calculados.

⁷ La brecha de escolaridad es definida como la diferencia entre los años de educación que un adolescente o adulto joven habría completado si hubiera entrado a la escuela en una edad normal y hubiera avanzado un grado cada año, por una parte y los años de educación actual, por otra.

América Latina se incrementó, aunque no en igual magnitud en todos los países. A su vez, Conconi *et al.* (2007) reportan evidencia de una relación negativa con la desigualdad.

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

3. Modelo teórico

Los mecanismos a través de los cuales los ingresos se transmiten intergeneracionalmente son capturados en una versión simplificada del modelo de dos generaciones de Solon (2004) basado en Solon (1999) y Becker y Tomes (1979,1986). Este modelo considera dos generaciones en una familia i , el padre en el tiempo $t-1$ y un descendiente en el tiempo t .

El primer mecanismo de transmisión está relacionado con la inversión de los padres en el capital humano de sus hijos que depende de cómo la familia decide asignar óptimamente el ingreso post impuesto entre el consumo propio del padre y la inversión en capital humano del hijo sujeto a la siguiente restricción presupuestaria:

$$(1-\tau)y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (1)$$

Donde $(1-\tau)y_{i,t-1}$ son los ingresos disponibles del padre, $C_{i,t-1}$ es el consumo del padre y $I_{i,t-1}$ es la inversión en capital humano del hijo. Un supuesto clave del modelo es que el padre no puede endeudarse contra los ingresos futuros del descendiente y no deja herencia al hijo.

El segundo mecanismo de transmisión intergeneracional de ingresos tiene lugar a través de las dotaciones de capital, es decir, todo lo que puede ser transmitido de una generación a otra como, por ejemplo, habilidades cognitivas, preferencias, hábitos y formas de conducta, etc. Bajo este supuesto, siguiendo a Becker y Tomes (1979), el modelo considera que la dotación del hijo está positivamente correlacionada a la de su padre, entonces e_{it} es un proceso autoregresivo de primer orden AR(1):

$$e_{it} = \delta + \lambda e_{i,t-1} + v_{it} \quad (2)$$

Donde e_{it} es la dotación del hijo, $e_{i,t-1}$ es la dotación del padre, λ es el coeficiente de heredabilidad que cae entre 0 y 1 y v_{it} es el término de error de ruido blanco.

El tercer mecanismo de transmisión de la condición económica relativa entre padres e hijos está vinculado al retorno que el capital humano del hijo obtiene en el mercado laboral, determinado por:

$$\log y_{it} = \mu + \rho h_{it} \quad (3)$$

Donde y_{it} es el ingreso del hijo, h_{it} es el capital humano del hijo y ρ es el retorno al capital humano.

Finalmente, el cuarto mecanismo de transmisión de ingresos entre generaciones está relacionado con la política del gobierno referida a la inversión pública en capital humano. Como el modelo supone que los impuestos son proporcionales a la tasa τ , la política redistributiva del gobierno está representada por la inversión pública progresiva en capital humano del hijo. Se supone que esta política puede ser caracterizada como:

$$G_{i,t-1}/[(1-\tau)y_{i,t-1}] \equiv \varphi - \gamma \log y_{i,t-1} \quad (4)$$

Donde $G_{i,t-1}$ es la inversión del gobierno en capital humano del hijo. Con $\gamma > 0$, la ratio entre inversión pública e ingreso parental post impuesto disminuye con el ingreso del padre. Por lo tanto, cuanto más positiva sea γ , más progresiva es la política.

La tecnología que transforma la inversión en capital humano del hijo es:

$$h_{it} = \theta \log(G_{i,t-1} + I_{i,t-1}) + e_{it} \quad (5)$$

Donde $\theta > 0$ es el producto marginal de esa inversión (la función semilogarítmica permite que el producto marginal de la inversión en capital sea decreciente).

El modelo también asume que los padres asignan parte de su ingreso disponible a su propio consumo y parte a la inversión en capital humano del hijo de manera de maximizar la siguiente función de utilidad Cobb-Douglas:

$$U_i = (1 - \alpha) \log C_{i,t-1} + \alpha \log y_{it} \quad (6)$$

Donde α es el factor de altruismo, que cae entre 0 y 1 que mide el gusto del padre por y_{it} - el ingreso del hijo - con relación a $C_{i,t-1}$ -el consumo del padre-. Reemplazando en (6) y_{it} a partir de las ecuaciones (2), (3) y (5), $C_{i,t-1}$ conforme con la ecuación (1) y maximizando la función de utilidad con respecto a la variable de elección $I_{i,t-1}$ se obtiene:

$$I_{i,t-1} = \left[\frac{\alpha \theta \rho}{1 - \alpha(1 - \theta \rho)} \right] (1 - \tau) y_{i,t-1} - \left[\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \theta \rho)} \right] G_{i,t-1} \quad (7)$$

Como señala Solon (2004) este simple resultado tiene diversas implicaciones intuitivas: los padres con mayores ingresos inviertan más en capital humano de sus hijos, manteniendo la inversión pública constante; una mayor inversión pública en capital humano del hijo, manteniendo los impuestos constantes, desplaza la inversión privada del padre y, finalmente, la inversión del padre también crece con el altruismo parental α y con el retorno a la inversión en capital humano $\theta \rho$.

En estado estacionario y bajo algunos supuestos adicionales, se obtiene la siguiente relación básica de elasticidad intergeneracional:

$$\log y_{it} = \mu^* + \beta \log y_{i,t-1} + \rho e_{it} \quad (8)$$

Donde $\mu^* = \mu + \phi \theta \rho + \theta \rho \log \{ \alpha \theta \rho (1 - \tau) / [1 - \alpha(1 - \theta \rho)] \}$. A primera vista, la ecuación (8) constituye un proceso AR(1) del $\log y_{it}$ con un término de error serialmente correlacionado que también sigue un AR(1) según (3). Sin embargo, en estado estacionario, cuando el $\log y_{it}$ y el $\log y_{i,t-1}$ tienen la misma varianza, el coeficiente β es equivalente a la correlación entre el $\log y_{it}$ y el $\log y_{i,t-1}$. Es decir, β es la elasticidad intergeneracional del ingreso en estado estacionario, estimada en la mayoría de los estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional del ingreso. Esta elasticidad está dada por:

$$\beta = \frac{(1 - \gamma) \theta \rho + \lambda}{1 + (1 - \gamma) \theta \rho \lambda} \quad (9)$$

Según esta ecuación, la elasticidad intergeneracional del ingreso es mayor cuando: la inversión en capital humano es más productiva (θ es mayor); el retorno a la inversión en capital humano es mayor (ρ es mayor); la inversión pública en capital humano del hijo es menos progresiva (γ es menos positiva) y la persistencia de factores hereditarios λ es mayor.

Las implicaciones de estado estacionario del modelo para la desigualdad *cross-section* del ingreso son directas a partir de la derivación de la varianza *cross-section* del log del ingreso dentro de una generación. Los mismos factores que afectan positivamente la elasticidad intergeneracional, incrementan la desigualdad *cross-section* del ingreso.

En síntesis, entre las conclusiones más relevantes e interesantes del modelo de Solon (2004) se pueden destacar las siguientes: una inversión pública en capital humano más progresiva incrementa la movilidad intergeneracional, retornos crecientes al capital humano producen menor movilidad entre generaciones y, *ceteris paribus*, mayor desigualdad del ingreso implica una menor movilidad intergeneracional del ingreso.

4. Metodología

4.1. Modelo econométrico

Con el objetivo de medir la movilidad intergeneracional a través de la elasticidad del ingreso de los hijos con respecto al de sus padres, consideramos la siguiente ecuación:

$$Y_{hi} = \alpha + \beta Y_{pi} + \gamma A_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

Donde Y_{hi} es el log del ingreso permanente del hijo; Y_{pi} es el log del ingreso permanente del padre; α es el término intercepto, A_i es un vector de otras variables de control y ε es un error aleatorio idéntica e independientemente distribuido con media cero y homoscedástico. Para tomar en cuenta los perfiles del ciclo de vida, A_i incluye como controles la edad y la edad al cuadrado del hijo y del padre.

El parámetro de interés es β que mide la EII. Un coeficiente β igual a cero indica una situación en la que todos los hijos tienen “oportunidades iguales”. 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, estamos frente a una situación 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.

Suponiendo que disponemos de una muestra aleatoria de n pares de padres e hijos para quienes observamos la edad y log del ingreso permanente, entonces podríamos estimar la ecuación de movilidad intergeneracional del ingreso aplicando simplemente el método de OLS. Aunque no requerimos que ε_i sea independiente de Y_{pi} porque existen variables omitidas tales como las habilidades de los hijos, que están relacionadas con el ingreso laboral del padre y del hijo, esto no es un problema porque interpretamos β como una medida de la asociación entre Y_{pi} e Y_{hi} que captura tanto el efecto directo de Y_{pi} como su efecto indirecto a través de las variables omitidas. Como este efecto total es nuestro parámetro de interés, entonces, la estimación OLS sería consistente.

4.2. Estimación por variables instrumentales en dos muestras

Un primer problema que surge a la hora de estimar la ecuación (1) es la falta de datos del ingreso permanente de generaciones sucesivas en nuestra muestra. Solon (1992) y Zimmerman (1992) mostraron que el uso del ingreso corriente como *proxy* del ingreso permanente lleva a estimaciones por OLS de β sesgadas hacia abajo. Diferentes soluciones han sido implementadas para reducir o eliminar este sesgo. Una posibilidad es usar un promedio de los ingresos corrientes del padre correspondientes a diversos años de un panel de datos, como una *proxy* del ingreso permanente. Otra alternativa, seguida en este trabajo, consiste en usar variables instrumentales. Esta es una estrategia ampliamente utilizada en

la literatura empírica⁸. Además, en el caso de los hijos, elegimos edades adultas intentando estimar la movilidad intergeneracional del ingreso tan cerca como sea posible a la edad en la cual el ingreso es similar al permanente.

Otro problema se presenta cuando no se cuenta con información del ingreso del padre cuando el hijo era niño o adolescente, como sucede en este trabajo. El método de TS2SLS permite salvar este inconveniente usando información de dos muestras separadas: una muestra, denominada muestra principal, con información actual para los hijos y para los 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 escolaridad 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, supongamos que el log del ingreso actual del padre y del hijo en el momento s y t pueden ser escritos como:

$$Y_{h_{it}} = Y_{h_i} + v_{h_{it}} \quad (11)$$

$$Y_{p_{is}} = Y_{p_i} + v_{p_{is}} \quad (12)$$

Donde $v_{h_{it}}$ y $v_{p_{is}}$ incorporan las fluctuaciones transitorias en el ingreso actual del hijo y del padre y el error de medición. Como no contamos con información de $Y_{p_{is}}$ en la muestra principal pero tenemos un conjunto de variables instrumentales (A_{p_i}) podemos estimar la ecuación (10) en dos etapas. En la primera etapa, usamos la muestra secundaria J de la misma población que la muestra I , para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso laboral para los padres usando como variables explicativas sus características:

$$Y_{p_{js}} = \gamma A_{p_j} + v_{p_{js}} + v_{p_{js}} \quad (13)$$

Donde A_{p_j} es un vector de variables socio-demográficas y $v_{p_{js}}$ es independiente de A_{p_j} . En la segunda etapa, a partir de la estimación de (13), se obtienen las predicciones del ingreso laboral del i -ésimo padre de la muestra I para el momento s :

$$\hat{Y}_{p_{is}} = \hat{\gamma} A_{p_i} \quad (14)$$

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, estimamos la ecuación (10) usando el ingreso laboral imputado de los padres:

$$Y_{h_i} = \alpha + \gamma A_{h_i} + \beta(\hat{Y}_{p_{is}}) + \varepsilon_i \quad (15)$$

Las ecuaciones (13) y (15) fueron estimadas por el método de OLS y los errores estándares se computaron 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:

$$1 + [(n_2/n_1)\delta_{TS2SLS}'\hat{\Sigma}_v\delta_{TS2SLS} / \sigma_2^2] \quad (16)$$

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

⁸ Solon (1992), Zimmerman (1992), Björklund y Jänti (1997); Dearden *et al.* (1997), Fortin y Lefebvre (1998); Grawe (2004); Hugalde (2004); Núñez y Miranda (2007); Piraino (2006); entre otros.

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.

Este método de estimación, 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 nuestro caso, la metodología está motivada por la situación de “regresiones generadas” 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 este trabajo, como en la mayoría de los trabajos empíricos previos que estiman 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) empleamos como variables instrumentales la experiencia potencial y su cuadrado y la educación del padre. También incluimos *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 (15) 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 (15), tales como habilidades de los hijos que están correlacionadas con la educación del padre, esto no sería un problema porque, como se afirmó previamente, interpretamos β 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 analizados en el modelo teórico de la sección 3. Sin embargo, como afirma Solon (1992), si la educación del padre pertenece como regresor al modelo estructural, bajo supuestos plausibles⁹, esto ocasionaría una sobrestimación de la elasticidad intergeneracional. En este caso, podría pensarse que nuestras estimaciones ofrecen un límite superior de las EII.

4.3. Regresiones por cuantiles usando variables instrumentales

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 lo tanto, una imagen más completa de la asociación intergeneracional puede obtenerse al computar QR. Este método constituye, junto con las matrices de transición, otra forma de examinar las no linealidades en la movilidad intergeneracional al permitir que la elasticidad estimada varíe en diferentes puntos de la distribución del ingreso.

⁹ 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 observamos 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. Entonces, empleamos el estimador de QR usando variables instrumentales 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 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 (13) 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:

$$Y_{hi} = \alpha_q + \gamma_q A_i + \beta_q (\hat{\gamma} A_{pi}) + \varepsilon_{qi} \quad (17)$$

Entonces, según Arias *et al.* (2001), el estimador de regresión por cuantiles en dos etapas (TSQR)¹⁰ está definido como cualquier vector que resuelve el problema de QR establecido en Koenker y Bassett (1978) para el modelo especificado en (17).

4.4. Elasticidad intergeneracional corregida por sesgo de selección muestral

4.4.1. Problemas de selección muestral

La estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos promedio y con QR puede estar sesgada cuando se emplea, como en este trabajo, muestras de padres e hijos empleados y co-residentes. Es improbable que estas muestras sean aleatorias, generalmente están afectadas por, al menos, dos problemas de selección muestral: la selección por co-residencia y la selección dentro del empleo.

Pocos trabajos sobre movilidad intergeneracional consideran estos problemas. 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).

Como el ingreso laboral de padres e hijos solamente se observa para aquellos que están empleados, esto puede causar un sesgo de selección muestral puesto que, 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 potenciales¹¹.

Por otra parte, la selección por co-residencia surge cuando observamos solamente los ingresos de hijos y padres que viven juntos y no tenemos información de los padres que no residen con sus hijos (Nicoletti y Francesconi, 2006). Si la submuestra 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. Supongamos el caso en que los hijos emancipados tienen, en promedio, mayores ingresos que los residentes con sus padres. Si los primeros provienen de una familia rica, estaríamos calculando una movilidad mayor que la verdadera al no poder incluir estas familias en la muestra. Por el contrario, si provienen de una familia pobre, estaríamos calculando una movilidad intergeneracional menor que la verdadera. También ocurriría lo mismo si consideramos 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, en general, este problema de selección lleva a una subestimación de

¹⁰ Para una análisis de la distribución asintótica de este estimador ver Arias *et al.* (2001).

¹¹ Para más detalles ver Heckman (1979) y Vella (1998).

la elasticidad entre el ingreso de los hijos y el de sus padres, es decir, a una sobrestimación de la movilidad intergeneracional (Hugalde, 2004).

4.4.2. Un modelo de selección múltiple

Sean Y_{1i} y Y_{2i} 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, siguiendo a De Luca y Peracchi (2007), consideramos la siguiente generalización del modelo de selección muestral clásico de Heckman (1979):

$$Y_{ji}^* = \mu_{ji} + u_{ji}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (18)$$

$$Y_{1i} = 1\{Y_{1i}^* \geq 0\}, \quad (19)$$

$$Y_{2i} = 1\{Y_{2i}^* \geq 0\}, \quad (20)$$

$$Y_{3i} = Y_{3i}^*, \quad \text{si } Y_{1i} Y_{2i} = 1 \quad (21)$$

Donde Y_{ji}^* $j = 1, 2, 3$ son variables aleatorias continuas latentes relacionadas con la probabilidad que tiene un hijo de residir con su padre, la probabilidad de estar empleado y la variable de resultado, es decir, el logaritmo del ingreso laboral en la muestra no censurada de los hijos y donde los u_{ji} son términos de error con media cero. Los μ_{ji} se suponen linealmente dependientes de un vector de variables observables exógenas X_{ji} , es decir, $\mu_{ji} = \alpha_j + \beta_j' X_{ji}$, $j = 1, 2, 3$, donde α_j y β_j son parámetros desconocidos a ser estimados. Las variables latentes Y_{ji}^* están relacionadas con sus contrapartes observables Y_{ji} a través de las reglas de observación (19) a (21).

El interés primario del análisis es la estimación de los parámetros en μ_{3i} , en particular, el parámetro que mide la EII, a partir de la submuestra de unidades observadas, para las cuales se cumple:

$$E(Y_{3i} | \mu_{3i}, Y_{1i} Y_{2i} = 1) = \mu_{3i} + \sigma_{3i} E(u_{3i} | \mu_{3i}, u_{1i} > -\mu_{1i}, u_{2i} > -\mu_{2i}) \quad (22)$$

Si cualquiera de los dos mecanismos de selección es NMAR (*not missing at random*), entonces la esperanza condicional en el lado derecho de (22) es diferente de cero y los métodos de estimación tradicionales, como OLS, llevan a estimaciones inconsistentes de los parámetros de interés. La estimación consistente puede estar basada en una generalización simple del procedimiento clásico de Heckman.

Entonces, sea $p_i = p(Z_i) = \Pr(Y_{1i}=1, Y_{2i}=1|Z_i)$ la probabilidad conjunta de selección condicional en un conjunto de variables explicativas relevantes, suponemos que

$$E(u_{3i} | \hat{Y}_{p_{is}}, A_i, Z_i, u_{1i} > -\mu_{1i}, u_{2i} > -\mu_{2i}) = E(u_{3i} | \hat{Y}_{p_{is}}, A_i, Z_i, Y_{1i}=1, Y_{2i}=1) = g(p_i) \quad (23)$$

Donde $g(\cdot)$ es una función desconocida de la probabilidad conjunta de selección condicional. Si $u_{3i} \perp \hat{Y}_{p_{is}}, A_i, Z_i$ y el modelo de selección doble es un modelo índice bivariado latente entonces la condición $u_{3i} \perp \hat{Y}_{p_{is}}, A_i, Z_i | Y_{1i}, Y_{2i}$, p_i es satisfecha y (22) se cumple. Bajo esta condición, la ecuación (15) en la presencia de selección doble puede ser escrita como:

$$Y_{h_i} = \alpha + \gamma A_i + \beta \hat{Y}_{p_{is}} + g(p_i) + \eta_i \quad (24)$$

Donde η_i es un término de error con media cero. Para controlar por la función desconocida, siguiendo a Nicoletti (2008), estimamos en la primera etapa un modelo probit bivariado y en la segunda etapa estimamos por OLS la ecuación (24), aproximando la función $g(\cdot)$ a partir de un polinomio de tercer orden en $\hat{p}_i$ que es la probabilidad conjunta de selección condicional estimada en el paso anterior.

De Luca y Peracchi (2007) advierten que en el cómputo de los errores estándares se debe tener en cuenta la heteroscedasticidad inducida por la censura y la variabilidad muestral adicional inducida por el uso de regresores estimados $g(\hat{p})$. Por esto, computamos los errores estándares con la técnica del bootstrap¹².

5. Datos

Los datos empleados en este trabajo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). 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 subestimación de la EII en el país porque la muestra considerada no representa grupos de la población para quienes se espera que la persistencia intergeneracional de ingresos sea mayor, tales como aquellos que viven en áreas rurales o pequeños centros urbanos.

Como el objetivo del trabajo es examinar la extensión de la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina obteniendo estimaciones comparables con las reportadas en otros estudios empíricos, las unidades de análisis son los pares de hijos/as y padres co-residentes¹³. Siguiendo a la mayoría de los estudios previos, nos concentramos en la asociación intergeneracional del ingreso del padre y el de sus hijos. Sin embargo, a diferencia de varios trabajos previos, en el análisis no sólo se incluyen a los hijos sino también a las hijas, corrigiendo por el posible sesgo de selección asociado con la participación femenina en el mercado laboral.

Nuestra muestra principal de padres e hijos proviene de los datos relevados por la EPH, en su modalidad continua, en el segundo semestre de 2006. La extensión de la muestra a nivel nacional en el segundo 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. En el análisis consideramos a los hijos de 26 a 38 años por dos razones. En primer lugar, elegimos edades adultas intentando estimar la movilidad intergeneracional del ingreso tan cerca como sea posible a la edad en la cual el ingreso es similar al permanente. Aunque los resultados de Haider y Solon (2006) sugieren que lo más razonable es elegir hijos alrededor de los 40 años, elegimos un mayor rango de edad para evitar una reducción drástica en el tamaño muestral. En segundo lugar, el grupo etario considerado 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. En primer lugar, suponemos – 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 años. Estas inversiones constituyen una de las

¹² Para computar los errores estándares de los coeficientes estimados con la técnica del bootstrap utilizando las ponderaciones muestrales que corrigen por la no respuesta de ingresos de la ocupación principal en la EPH, la muestra fue expandida empleando esas ponderaciones.

¹³ En una investigación futura se abordará la estimación de la EII entre madres e hijos/as.

principales fuentes de transmisión socioeconómica entre generaciones conforme surge del modelo teórico previamente analizado. Entonces, los hijos que tienen 26 a 38 años en el 2006, tenían entre 6 y 18 años en 1986. En segundo lugar, el año 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. En tercer lugar, 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 1986¹⁴.

Finalmente, en el análisis econométrico consideramos sólo los hijos e hijas de 26 a 38 años que presentan ingresos laborales¹⁵ positivos como lo hace la mayoría de la literatura empírica (Atkinson, 1981; Solon, 1992; Núñez y Risco, 2004; Núñez y Miranda, 2007; entre otros). Tomamos sólo los ingresos positivos porque nos interesa que los hijos estén efectivamente trabajando. No incluimos 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.

La tabla 2 presenta algunas características de las muestras empleadas en el análisis empírico de 1042 hijos varones, 836 hijas, 1878 hijos –varones y mujeres - de 26 a 38 años y sus padres, a partir de los promedios de las principales variables empleadas en el análisis empírico.

Tabla 2. Valores promedios de las variables usada en las estimaciones

Variables	Hijos	Hijas	Hijos e Hijas	Padres
Ingreso laboral ^a	927.58	729.76	837.08	1634.55
Edad ^b	29.71	29.86	29.78	40.38
Primaria Incompleta	0.03	0.02	0.02	0.18
Primaria Completa	0.18	0.14	0.16	0.34
Secundaria Incompleta	0.15	0.10	0.13	0.16
Secundaria Completa	0.27	0.24	0.26	0.16
Universitaria Incompleta	0.21	0.19	0.20	0.06
Universitaria Completa	0.16	0.30	0.23	0.11
Experiencia potencial ^c	12.26	11.41	11.86	25.61
Casado	0.13	0.08	0.11	0.87
Asiste a un establecimiento educativo	0.14	0.16	0.14	0.00
Cónyuge ocupado en el hogar	0.00	0.00	0.00	0.00
N° de menores de 5 años en el hogar	0.18	0.25	0.21	0.21
N° de habitaciones en la vivienda	3.90	3.73	3.82	3.77
Hogar propietario de la vivienda	0.89	0.90	0.90	0.90
Residente en GBA	0.55	0.60	0.57	0.58
Residente en el NOA	0.10	0.09	0.09	0.09
Residente en el NEA	0.04	0.04	0.04	0.04
Residente en Cuyo	0.11	0.09	0.10	0.10
Residente en la Pampa	0.18	0.17	0.18	0.18
Residente en Patagonia	0.02	0.01	0.02	0.02

Nota: ^aEs el ingreso mensual de la ocupación principal (en \$ de 2006) para los hijos y el predicho en 1986 (en \$ de 2006) para los padres. ^bPara los padres, se considera la edad en 1986. ^cLa 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: Cálculos propios basados en EPH.

¹⁴ Los aglomerados cubiertos por las EPH de 1986 y 2006 son Bahía Blanca-Cerri, Gran Catamarca, Ciudad de Buenos Aires, Cdmo. 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.

¹⁵ El ingreso considerado es el ingreso mensual de la ocupación principal que agrega el total de ingresos mensuales habituales de la ocupación principal.

6. Resultados

6.1. 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 naturaleza y la dirección de la movilidad (Jenkins y Siedler, 2007). Al mismo tiempo, este método facilita las comparaciones con otros estudios.

En las tablas 3, 4 y 5 se encuentran las matrices de transición que vinculan el cuantil de ingreso laboral de los hijos, de las hijas y de todos los hijos/as de 26 a 38 años con el de sus padres. 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 4.2.

Tabla 3. Matriz de transición por quintiles para los hijos de 26 a 38 años

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral del hijo				
	1	2	3	4	5
1	0.38	0.26	0.25	0.07	0.04
2	0.26	0.36	0.25	0.06	0.07
3	0.10	0.16	0.40	0.15	0.19
4	0.13	0.14	0.34	0.14	0.26
5	0.09	0.11	0.34	0.08	0.38

Fuente: Cálculos propios basados en EPH

Tabla 4. Matriz de transición por quintiles para las hijas de 26 a 38 años

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral de la hija				
	1	2	3	4	5
1	0.44	0.23	0.25	0.05	0.03
2	0.28	0.26	0.21	0.15	0.09
3	0.18	0.21	0.28	0.15	0.17
4	0.07	0.15	0.32	0.16	0.31
5	0.05	0.17	0.23	0.20	0.35

Fuente: Cálculos propios basados en EPH.

Tabla 5. Matriz de transición por quintiles para todos los hijos/as de 26 a 38 años

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral del hijo				
	1	2	3	4	5
1	0.41	0.25	0.19	0.10	0.06
2	0.27	0.29	0.22	0.11	0.10
3	0.13	0.19	0.27	0.22	0.19
4	0.08	0.15	0.18	0.26	0.33
5	0.07	0.17	0.16	0.24	0.37

Fuente: Cálculos propios basados en EPH.

En general, las tres matrices presentan un patrón muy similar. Un resultado importante que surge comparando los elementos de la diagonal principal de las matrices de transición es que la máxima inmovilidad intergeneracional del ingreso para las hijas y todos los hijos/as se presenta en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral. Así, la mayor

proporción de hijos e hijas de 26 a 38 años que permanecen en el mismo quintil de sus padres son aquellos ubicados en el primer quintil de la distribución del ingreso laboral. En efecto, el 44% de las hijas y el 41% de todos los hijos/as cuyos padres están en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral predicho, se encuentran ellos mismos en el grupo de ingresos más bajo. Este resultado contrasta con el reportado por Núñez y Miranda (2007) para Chile que encuentran, a partir de una muestra de padres e hijos, un mayor grado de persistencia intergeneracional en el quintil más alto de la distribución del ingreso (0.47 - 0.57). En línea con este resultado, Dearden *et al.* (1997) encuentran, para Estado Unidos, que la mayor proporción de hijos que permanecen en el mismo quintil de su padre son también los del quintil más alto de ingresos, con una proporción de 0.52 para los hijos y 0.48 para las hijas. A su vez, este hallazgo confirma el previamente reportado por Zimmerman (1992) en su estudio empírico para el mismo país. También, Piraino (2006) obtiene un resultado similar para Italia, con una proporción de hijos en el cuartil más alto de ingresos al igual que sus padres de 0.48. En cambio, las matrices de transición computadas por Labar (2007) para China, a partir de una muestra de hijos e hijas, muestran un alto grado de inmovilidad en los dos extremos de la distribución.

Este primer resultado indicaría que, en Argentina, la persistencia intergeneracional del ingreso laboral entre los hijos e hijas 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 alto, a diferencia de lo que parece ocurrir en otros países como Chile, Estado Unidos o Italia, donde la persistencia intergeneracional es mayor en los cuantiles más altos. Sin embargo, este resultado podría reflejar, en parte, el denominado *floor effect* debido a que si los padres estaban en el quintil más bajo de la distribución 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.

En las tres matrices de transición también se observa que la proporción de hijos e hijas que superan el quintil más bajo de la distribución de ingreso laboral del padre, ubicándose en el más alto y viceversa es muy baja. En efecto, mientras el 4% de los hijos varones cuyos padres se encuentran en el primer quintil, logran moverse al quintil más alto, tan sólo el 3% de las hijas lo consigue. Este es un hallazgo que, en general, se encuentra en línea con la evidencia internacional. En particular, Núñez y Miranda (2007) obtienen un resultado similar para Chile, con probabilidades de transición del quintil más bajo al más alto y viceversa, de 0% a 8%. En tanto que, en el estudio empírico de Blanden *et al.* (2005), para Gran Bretaña esas probabilidades varían del 11% al 17% para hijos varones.

A diferencia de las otras matrices de transición reportadas, la matriz correspondiente a los hijos revela una clara asimetría en la inmovilidad intergeneracional, con una mayor persistencia intergeneracional del ingreso entre padres e hijos que se encuentran en los quintiles extremos de la distribución del ingreso laboral. Así, el porcentaje de hijos que permanecen en el mismo quintil que su padre para aquellos en el quintil más bajo como para los ubicados en el extremo superior de la distribución es igual a 38%.

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 la tabla 6. Los dos primeros, el índice de Shorrocks y el de Bartholomew¹⁶, son índices de movilidad. Conforme con estos dos índices, no existen diferencias significativas entre mujeres y varones en el grado de movilidad intergeneracional del ingreso. Sin embargo, el coeficiente de correlación de rango de Spearman de las hijas es mayor en 0.076 en comparación con el reportado para los hijos, indicando una movilidad intergeneracional menor entre las primeras. Por otra parte, el índice de inmovilidad no muestra diferencias significativas entre hijas e hijos con un porcentaje de hijas e hijos que heredan la misma posición en la distribución del ingreso que su padre, de 30% y 33%

¹⁶ 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.

respectivamente. Esta última medida es mayor en 3 puntos porcentuales a la reportada por Núñez y Miranda (2007), para los hijos en Chile.

Tabla 6. Indicadores de Movilidad e Inmovilidad intergeneracional

Indicadores	Padres-hijos	Padres-hijas	Padres-hijos e hijas
Índice de Shorrocks	0.84	0.88	0.85
Índice de Bartholomew	12.00	12.15	12.71
Correlación de rango de Spearman	0.346*	0.422*	0.377*
Índice de inmovilidad (prop. de hijos en el mismo quintil de su padre)	0.33	0.30	0.32
Prop. de hijos en un quintil superior al de su padre	0.31	0.32	0.35
Prop. de hijos en un quintil inferior al de su padre	0.35	0.37	0.33
Est. de Pearson	51000*	46000*	93000*
Est. tau-b de Kendall	0.320 (0.002)	0.357 (0.001)	0.339 (0.001)

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

Un indicador de movilidad ascendente es el porcentaje de hijos/as que se encuentran en un quintil superior al de su padre. Conforme con este indicador el porcentaje de hijas que se mueven a un quintil de ingreso laboral superior al de su padre (32%) es muy cercano al porcentaje correspondiente a los hijos varones (31%). Lo mismo ocurre cuando analizamos el indicador de movilidad descendente, es decir, el porcentaje de hijos/as que se encuentran en un quintil inferior al de su padre. Según este indicador, el porcentaje de hijas que se mueven a un quintil de ingreso laboral inferior al de su padre (37%) es mayor en tan sólo 2 puntos porcentuales al de hijos que lo hacen (35%). Por otra parte, se observa que la movilidad ascendente, aunque no difiere significativamente de la descendente, es levemente mayor a esta última, según los indicadores calculados tanto para hijos como para hijas.

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 hipótesis. Además, también se computó la estadística tau-b de Kendall que es una medida del grado de asociación en las matrices de transición y puede tomar valores entre -1 y 1. Esta estadística, que en todos los casos es significativa a un nivel del 1%, es igual a 0.32 para los hijos, 0.357 para las hijas y 0.339 para todos los hijos (varones y mujeres). Por lo tanto, la estadística muestra en todos los casos una relación positiva, indicando que el vínculo entre el ingreso de las hijas y el de sus padres es levemente mayor que la asociación entre los ingresos de padres e hijos.

6.2. Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso

La tabla 8 muestra las EII estimadas para los hijos, las hijas y todos los hijos –varones y mujeres- de 26 a 38 con y sin corregir por posibles sesgos de selección muestral. La primera fila muestra los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación (10) por el método de TS2SLS. En la primera etapa, usamos los datos de varones entre 15 y 64 años de la EPH de 1986 para estimar la ecuación del logaritmo del ingreso laboral (13), incluyendo como variables explicativas la experiencia potencial y su cuadrado así como *dummies* por nivel educativo y aglomerado de residencia. Los resultados de esta estimación se reportan en la tabla 7. Como puede observarse todos los coeficientes son estadísticamente significativos a un nivel del 1% y tienen los signos esperados. En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados, se computaron -conforme con la ecuación (14) - las predicciones del ingreso laboral que cada padre, 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 cada padre son empleados para estimar la ecuación (15) por OLS a partir de la cual se obtienen las EII reportadas en la tabla 8.

Tabla 7. Ecuación del log del ingreso laboral (primera etapa)

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>
Primario Completo	0.251 (0.019)
Secundario Incompleto	0.462 (0.023)
Secundario Completo	0.768 (0.025)
Universitario Incompleto	0.865 (0.032)
Universitario Completo	1.357 (0.038)
Experiencia	0.062 (0.002)
Experiencia al cuadrado	-0.001 (0.00004)
Constante	4.334 (0.031)
Observaciones	19730
R ²	0.364
F- test	160.610

Nota: La ecuación incluye *dummies* por aglomerado de residencia. Entre paréntesis se encuentran los errores estándares robustos. Los datos cubren a todos los varones entre 14 y 65 años con respuestas válidas.
Fuente: Elaboración propios basados en EPH.

Las tres elasticidades estimadas son estadísticamente significativas a un nivel 1%. Estas EII miden el grado promedio de asociación intergeneracional del ingreso laboral y pueden interpretarse como el cambio porcentual en el ingreso laboral del hijo/a ante una variación del 1% en el ingreso laboral del padre. La mayor EII promedio es la estimada para las hijas (0.828) que supera en 0.093 a la reportada para los hijos (0.735) y en 0.053 a la EII computada para todos los hijos, varones y mujeres.

Tabla 8. Elasticidades intergeneracionales del ingreso laboral

	Hijos	Hijas	Todos
Ignorando selección muestral	0.735 (0.004)	0.828 (0.004)	0.775 (0.003)
Corrigiendo por selección muestral	0.720 (0.004)	0.845 (0.005)	0.749 (0.003)

Nota: Entre paréntesis se encuentran los errores estándares computados según (16) para las regresiones estimadas ignorando la selección muestral y los errores estándares *bootstrap* para las regresiones corregidas por selección muestral. En todas las estimaciones se usan ponderaciones muestrales corregidas por no respuestas de los ingresos laborales.
Fuente: Cálculos propios basados en EPH.

Las estimaciones de la EII reportadas en la primera fila de la tabla 8 podrían ser comparadas con las obtenidas en estudios empíricos desarrollados para otros países (ver tabla 1). Sin embargo, es importante tener presente el impacto potencial de las diferencias en la medida de ingreso, la muestra de hijos y el método de estimación empleados. Por eso, las comparaciones se realizan sólo con los resultados obtenidos por los trabajos empíricos que aplican una metodología similar y consideran ingresos laborales pero aún en este caso deben ser interpretadas con precaución. La mayoría de los escasos trabajos empíricos de movilidad intergeneracional del ingreso para América Latina emplean el método de TS2SLS sin corregir por un posible sesgo de selección muestral. Entre estos se encuentra el de

Grawe (2004) que estima, a partir de una muestra de hijos de 24 a 40 años, una EII de 1.13 para Ecuador y de 0.67 para Perú. Los estudios empíricos de Núñez y Risco (2004) y Núñez y Miranda para Chile, también obtienen EII estimadas por TS2SLS. El primero estima elasticidades de 0.55 y 0.58 a partir de una muestra de hijos de 23 a 35 y de 23 a 55 años respectivamente. En tanto que, Núñez y Miranda (2007) reporta una elasticidad de 0.54 para hijos de 23 a 65 años y de 0.46 para hijos entre 23 y 34 años. Ferreira y Veloso (2004) y Dunn (2007) aplican la misma metodología para Brasil. Los primeros obtienen una elasticidad de 0.58 a 0.66 para hijos de 25 a 64 años y Dunn (2007) reporta una igual a 0.69 para hijos de 25 a 34 años.

Entre los estudios empíricos realizados para otros países en desarrollo que aplican el método de TS2SLS se encuentra el de Grawe (2004) que estima, en base a una muestra de hijos de 24 a 40 años, una EII de 0.324 para Nepal y de 0.236 para Pakistán.

Finalmente, entre los trabajos disponibles para países desarrollados que emplean el método de TS2SLS y consideran ingresos laborales, se encuentra el de Björklund y Jäntti (1997) que estiman una EII de 0.28 para hijos de 28 a 38 años en Suecia, y de 0.52 para hijos de 28 a 36 años de Estados Unidos. Por su parte, Ermisch y Nicoletti (2005) obtienen para Gran Bretaña, una elasticidad que varía de 0.22 a 0.27 para hijos de 35 a 45 años. De la misma forma, Lefranc y Trannoy (2004), aplicando el mismo método para Francia, encuentran una elasticidad de 0.34 a 0.43 para los hijos y de 0.17 a 0.4 para las hijas de 30 a 40 años¹⁷.

Por lo tanto, comparando estos resultados con la estimación reportadas en la primera columna de la tabla 7, Argentina parecería presentar una mayor movilidad intergeneracional del ingreso en comparación con Ecuador pero una menor movilidad en relación a Perú, Brasil, Chile, Estados Unidos, Suecia, Gran Bretaña, Francia, Nepal y Pakistán. En general, las magnitudes de las diferencias entre las EII estimadas para Argentina y los países considerados son mayores cuando la comparación se realiza con algún país europeo y menores cuando se realiza con Estados Unidos o algún país Latinoamericano. Sin embargo, debe advertirse que las EII estimadas para los países considerados, aunque emplean el mismo método de estimación y una medida similar del ingreso, incluyen cohortes de hijos diferentes. En particular, las cohortes de hijos e hijas incluidas en este trabajo pueden ser relativamente jóvenes en comparación con las consideradas en algunos de los estudios empíricos examinados por lo que podríamos estar obteniendo una correlación intergeneracional menor a la que se estimaría en cohortes más adultas, entre otras razones, porque los hijos e hijas, principalmente los más jóvenes, se encuentran comenzando sus carreras laborales, entonces, no observamos su ingreso permanente. Así, Ferreira y Veloso (2004) en su trabajo empírico para Brasil, muestran que la persistencia intergeneracional del ingreso cae para las cohortes más jóvenes hasta alcanzar el valor de 0.46 para hijos entre 25 y 29 años.

En la segunda fila de la tabla 8 se presentan los resultados de las estimaciones de las EII corregidas por sesgo de selección muestral conforme con la metodología examinada en la sección 4.4.2¹⁸. Las EII reportadas que miden el grado promedio de asociación intergeneracional son estadísticamente significativas a un nivel del 1% y, en el caso de los hijos varones y de todos los hijos son levemente menores con relación a las estimadas sin corregir por sesgo de selección muestral. En principio, esto implicaría que la movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina es, en promedio, mayor para todos los hijos. Sin embargo, las diferencias pueden no ser económicamente significativas. En efecto, la EII corregida es menor en 0.015 y en 0.026 pero mayor en 0.017 con relación a las no

¹⁷ Lefranc y Trannoy (2004) también estiman EII a partir de los ingresos laborales mensuales pero corrigiendo por sesgo de selección muestral, por eso, estas elasticidades no se consideran para realizar las comparaciones.

¹⁸ En la estimación del modelo probit bivariado 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 co-residencia 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).

corregidas por sesgo de selección muestral estimadas para los hijos varones, todos los hijos y las hijas, respectivamente.

Las estimaciones de la tabla 8 indican cómo la media condicional de los ingresos laborales de los hijos depende de los ingresos laborales 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 en la tabla 9 y que son estadísticamente significativas a un nivel del 1%. En línea con los hallazgos de Corak y Heisz (1999), Eide y Showalter (1999), Grawe (2004) y Bratberg *et al.* (2005), los resultados indican que la influencia del ingreso laboral del padre es mayor para los hijos y para las hijas que se encuentran en los cuantiles más bajos de la distribución condicional del ingreso.

Tabla 9. Elasticidades intergeneracionales del ingreso laboral según cuantiles

	Cuantiles				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Hijos	1.075 (0.009)	0.719 (0.012)	0.675 (0.002)	0.596 (0.004)	0.742 (0.023)
Hijas	1.107 (0.013)	0.943 (0.008)	0.876 (0.004)	0.585 (0.003)	0.482 (0.017)

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

Fuente: Cálculos propios basados en EPH.

En el caso particular de las hijas, la asociación intergeneracional del ingreso laboral crece a medida que nos movemos hacia los cuantiles más pobres de la distribución. En efecto, en el primer cuantil se encuentra la mayor EII estimada para las hijas que supera en 0.231 a la obtenida en la mediana y en 0.625 a la computada en el extremo superior de la distribución. Los resultados obtenidos para los hijos -esperados a partir de la evidencia encontrada en la matriz de transición - parecerían indicar que la persistencia intergeneracional del ingreso es mayor no sólo en la parte más alta sino también en la más baja de la distribución condicional. Sin embargo, la EII estimada en el primer cuantil supera en 0.333 a la obtenida en el cuantil más alto de la distribución condicional.

En síntesis, las EII estimadas por TSQR implican una significativa inmovilidad intergeneracional de las hijas e hijos ubicados en el quintil más bajo de la distribución y, posiblemente, nacidos en familias pobres junto a una elevada persistencia intergeneracional para los hijos que se encuentran en el quintil superior de la distribución. Ambos hallazgos pueden explicarse a la luz de los modelos teóricos que asumen la existencia de restricciones crediticias (Becker y Tomes, 1986, Grawe, 2004). Conforme con estos modelos, las hijas 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 otras con la misma habilidad pero sin restricciones crediticias. Además, como afirma Grawe (2004) las restricciones crediticias deberían generar una persistencia más fuerte en los cuantiles más altos de la distribución de ingresos laborales de los hijos.

7. Conclusiones

Este trabajo ofrece una primera estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso laboral en Argentina para hijos e hijas de 26 a 38 años. Como la EPH no contiene información del ingreso de los padres cuando sus hijos eran niños u adolescentes, usamos el método de TS2SLS combinando la información de dos muestras diferentes de la EPH. Este constituye un método ampliamente utilizado en la literatura existente para los países en desarrollo, lo que permite comparar nuestras estimaciones, especialmente con las de países Latinoamericanos. También, con el objetivo de analizar no linealidades en la persistencia

intergeneracional del ingreso empleamos matrices de transición y el método de TSRQ. Además, a diferencia de la mayoría de la literatura empírica revisada, consideramos los problemas de sesgo de selección muestral dentro del empleo y por co-residencia, a través de una generalización del modelo de selección muestral clásico de Heckman (1979).

En promedio, encontramos una EII de 0.735 para los hijos, 0.828 para las hijas y 0.775 para todos los hijos -varones y mujeres-. En tanto que, la EII corregida por sesgo de selección muestral es 0.720, 0.845 y 0.749 para los hijos, hijas y todos, respectivamente. Nuestros resultados sugieren que no existen diferencias económicamente significativas en la persistencia intergeneracional promedio entre varones y mujeres de 26 a 38 años.

Finalmente, los resultados obtenidos de las matrices de transición y de las EII estimadas con el método de TSRQ corregidas por sesgo de selección muestral sugieren que la persistencia intergeneracional del ingreso crece para aquellos en el extremo inferior de la distribución del ingreso, con una mayor inmovilidad entre las hijas ubicadas en el quintil más bajo en comparación con los hijos. Este hallazgo indica una menor movilidad intergeneracional para los hijos en familias desventajas y podría implicar que experimentar pobreza durante la niñez está asociado con menores ingresos laborales en la vida adulta, especialmente para las mujeres.

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," RES Working Papers 3130, Inter-American Development Bank, Research Department.
- 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. 328-336.
- 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. 225-235.
- Angrist, J. D. y Pischke, J-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, 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. 537-559.
- Arias O., Sosa Escudero, W. y Hallock, K. F. (2001). "Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data", *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". *Handbook of Income Distribution*. Elsevier Science B.V. pp. 1-5, 41-50.
- 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*, Vol. 17, No. 68, pp. 593-618.
- Becker, G. (1986). *Tratado sobre la familia*, Alianza Editorial, Madrid.

- Becker, G. S. y Tomes, N. (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6). pp. 1153-89.
- Becker, G., Murphy, K. M. y Tamura, R. (1990). "Human Capital, Fertility and Economic Growth", NBER Working Papers n° 3414, National Bureau of Economic Research.
- 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*, Vol. 67, No. 1, (Feb., 1985). pp. 144-151.
- 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 Mobility in Europe and North America. A Report Supported by the Sutton Trust", mimeo, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Blanden, J., Gregg, P. y Macmillan, L. (2007). "Accounting for Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education," *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 117(519), pp: C43-C60, 03.
- Bratberg, E., Nilsen, O. A. y Vaage, K. (2005). "Intergenerational Mobility: Trends Across the Earnings Distribution", IZA Discussion Papers 1517, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Castañeda, T. y Aldaz-Carroll, E. (1999). "The Intergenerational Transmission of poverty: Some Causes and Policy Implications", Banco Interamericano de Desarrollo, Washington D. C.
- CEPAL (2004). "Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar", Capítulo V, En *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*, Libros de la CEPAL N. 77, Santiago de Chile.
- Comi, S. (2004). "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", CHILD Working Papers wp18-04, Centre for Household, Income, Labour and Demographic economics.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S. y Sánchez, R. (2007). "E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina", Working Paper N° 62, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.
- 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), pp. 210-232.
- Couch, K.A. y Lillard, D. R. (1998). "Sample selection rules and the intergenerational correlation of earnings", *Labour Economics*, 5, pp. 313-29.
- Couch, K.A. y Lillard, D. R. (2004). "Non-Linear Patterns of Intergenerational Mobility in Germany and the United States", en Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 190-206.

- Dahan, M. y Gaviria, A. (2001). "Sibling Correlations and Intergenerational Mobility in Latin America", *Economic Development y Cultural Change*, University of Chicago Press, vol. 49(3), pp. 537-54, Abril.
- 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*, vol. 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*, Vol. 7: Iss. 2 (Contributions), Article 2.
- 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*, Vol. 34, No. 2 (Spring, 1999), pp. 253-267.
- Ermisch, J. y Nicoletti, C. (2005). "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain", ISEW 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 Generational Income Mobility in North America and Europe*, M. Corak (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Fernández, A. G. (2006). "Alternative measures of intergeneracional social mobility in Argentina", *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires. Disponible en: www.aaep.or.ar.
- 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", *En Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*, M. Corak (ed.), 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. 1265-1293.
- Gasparini, L. (2007). "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Argentina 1992-2006", CEDLAS.
- 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. (2004). "Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High and Low Earning Sons in International Perspective", En M. Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- 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", *American Economic Review*, 96(4), pp. 1308-1320.
- 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.
- Hertz, T. (2005). "Rags, Riches, and Race: The Intergenerational Economic Mobility of Black and White Families in the United States." In Samuel Bowles, Herbert Gintis, and Melissa Osborne Groves, (eds.) *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, pp. 165–191. Russell Sage Foundation and Princeton University Press.
- 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, vol 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.
- Hugalde, A. S. (2004). "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)". Discussion paper.
- 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 nº 693 Berlin.
- Johnson, P., A (2002). "Intergenerational Dependence in Education and Income", *Applied Economics Letters*, Taylor and Francis Journals, vol. 9(3), pp. 159-62, Febrero.
- Jorrat, J. R. (1986). "Exploraciones sobre movilidad ocupacional intergeneracional masculina en el Gran Buenos Aires", *Desarrollo Económico* 27, pp. 261-278.
- Jorrat, J. R. (1992). "Movilidad de status ocupacional y movilidad educacional en la ciudad de Buenos Aires", en J. Jorrat y R. Sautu (comps.), *Después de Germani: Exploraciones sobre estructura social de la Argentina*, Paidós, Buenos Aires, pp.229-250.
- Jorrat, J. R. (1997). "En la huella de los padres: Movilidad ocupacional en el Buenos Aires de 1980", *Desarrollo Económico* 37, pp. 91-116.
- Jorrat, J. R. (2000). *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUDET.
- Jorrat, J. R. (2004). "Un análisis descriptivo de la movilidad ocupacional intergeneracional en Argentina. Exploraciones en base a una muestra nacional". II Jornadas de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, UBA.

- Jorrat, J. R. (2005). "Aspectos descriptivos de la movilidad Intergeneracional de clase en Argentina: 2003-2004", 7º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo, ASET.
- Klevmarken, W. A. (1982). "Missing variables and two-stage least-squares estimation from more than one data set", American Statistical Association 1981, Business and Economic Statistics Section, 156(161).
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). "Regression quantiles", *Econometrica*, 46, 1, pp. 33-50.
- 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, Contributions to Economic Analysis & Policy", Berkeley Electronic Press, vol. 7(2), pp. 1781-1781.
- Lillard, L. y Kilburn, M. (1995). "Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters", unpublished paper.
- Lucas, R. Jr. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics* 22.
- Minicozzi, A. (2003). "Estimation of sons' intergenerational earnings mobility in the presence of censoring", *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 291-314.
- Murphy, K. M. y Topel, R. H (1985). "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business and Economic Statistics* 3, pp. 370-379.
- 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. 1265-1293.
- 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.
- Österbacka, E. (2001). "Family Background and Economic Status in Finland", *Scandinavian Journal of Economics*, Blackwell Publishing, vol. 103(3), pp: 467-84, September.
- Osterberg, T. (2000). "Intergenerational income mobility in Sweden: what do tax-data show?", *Review of Income and Wealth*, vol. 46(4). pp. 421-36.
- Peters, E., (1992). "Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 456-466.
- 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*, Harvard.
- Sen, A. (2000). *Desarrollo y libertad*, Planeta, Buenos Aires.
- Solon, G. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States, *American Economic Review*, 82(3). pp. 393-408.
- Solon, G. (2002). "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16(3), pp. 59-66.
- Solon, G. (2004). A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. En *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Miles Corak (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- 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*, pp. 210-241, Cambridge University Press, Cambridge.
- Vella, F. (1998). "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey", *Journal of Human Resources*, 33, pp. 127-169.
- 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, Germany.
- Wiegand, J. (1997). "Intergenerational Earnings Mobility in Germany". Unpublished.
- Zimmerman, D. (1992). Regression toward Mediocrity in Economic Stature", *The American Economic Review*, 82, pp. 409-429.