



Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN
TRABAJO MONOGRÁFICO PARA LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

Una Aproximación a la Movilidad Intergeneracional de los Ingresos Laborales en Uruguay

Ec. Federico Araya¹ C.I. 3.877.956-4

Tutor: Ec. Martín Leites

Montevideo, Uruguay- 2017.

¹ Se agradecen los comentarios brindados por Mauricio De Rosa y Graciela Sanromán los cuales han sido de mucha utilidad. Asimismo, agradezco a mi tutor, Martín Leites, por haber acompañado en todo momento el desarrollo de este trabajo, aportando su gran experiencia y profesionalidad. Finalmente, quiero agradecer a todas y cada una de las personas que de alguna manera formaron parte del proceso. Los errores y omisiones cometidas son pura responsabilidad del autor.

Página de Aprobación

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN DE LA UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA.

Título:

.....
.....
.....

Autor:

.....

Tutor:

.....

Carrera:

.....

Puntaje:

.....

Tribunal

Profesor..... (Nombre y firma)

Profesor..... (Nombre y firma)

Profesor..... (Nombre y firma)

FECHA.....

Contenido

1. Introducción.....	1
2. Revisión de la Literatura.....	5
2.1. La evidencia empírica en Estados Unidos.....	5
2.2. La evidencia empírica en el resto de los países desarrollados.....	6
2.3. La evidencia empírica en los países de América Latina.....	7
3. Marco Teórico.....	9
4. Objetivos e hipótesis.....	17
5. Metodología.....	20
6. Fuentes de Información.....	26
7. Resultados.....	32
7.1. Estimación de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso (EII) y de la Asociación Intergeneracional en el Ranking (IRA).....	32
7.2. Medición de la Presencia de No Linealidades.....	35
7.2.1. La estimación de la EII en los distintos cuantiles de la distribución.....	36
7.2.2. La estimación de Matrices Intergeneracionales de Transición.....	39
7.3 Una Breve Reseña de los hijos que permanecen en el mismo quintil que sus padres (“No móviles”).....	44
8. Conclusiones.....	48
Referencias bibliográficas.....	53
Anexos.....	60
Apéndice.....	73

*What exactly does statistics mean?
What accounts for the differences
between countries? And how can this
information be used as either a goal
or as a tool for policy makers? I would
like to suggest that it offers an overall
indicator of social inclusion from the
perspective of children.*

(M. Corak, 2006)

Resumen

Este documento se propone estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos laborales en Uruguay. En busca de este objetivo, se aplican técnicas econométricas utilizadas en la literatura empírica en aquellos países que no disponen de información de corte longitudinal período a período, y a la vez se consideran algunos sesgos de selección que se presentan al trabajar con estas estrategias. Para tratar los potenciales sesgos y darle robustez a los resultados se consideran diferentes fuentes de información así como diversas medidas de movilidad. Los hallazgos ubican a Uruguay dentro del grupo de países con movilidad intergeneracional del ingreso alta en el contexto latinoamericano, conjuntamente con Argentina y Chile. No obstante, la movilidad es baja en comparación con los países europeos, en particular los escandinavos. Asimismo, a través de la aplicación de matrices de transición y de la estimación por medio de regresiones cuantílicas, se observa que los niveles de movilidad intergeneracional más bajos se presentan en los extremos de la distribución del ingreso laboral. Es decir, que el efecto del ingreso laboral del padre y de la madre sobre el ingreso laboral de los hijos es mayor para aquellos (varones y mujeres) que se encuentran tanto en la cola baja como en la cola alta de la distribución. Esto es importante dado que podría estar indicando que las personas que nacen en hogares de bajos recursos presentan mayores dificultades para lograr movilidad ascendente, en tanto que parecería poco probable que las personas que nacen en hogares de altos recursos sufran movilidad descendente.

Palabras Claves: Movilidad intergeneracional, ingresos laborales, Uruguay.

1. Introducción.

Este trabajo se propone aportar evidencia para Uruguay sobre el nivel de movilidad intergeneracional, entendida como la relación existente entre los logros socioeconómicos de los padres y sus respectivos hijos (Becker y Tomes, 1979; Bjorklund y Jantti, 1997; Fields y Ok, 1999; Jantti y Jenkins, 2013). La mayoría de los estudios sobre movilidad intergeneracional identifican los logros en relación a los ingresos, ocupación o educación y por lo tanto, se enfocan en hallar en qué medida el desempeño de los hijos en estas dimensiones depende de los resultados de sus padres (Chetty *et al.* 2014a).

Estudiar la movilidad intergeneracional incorporando la dimensión temporal al análisis es relevante para comprender los resultados sobre la distribución del ingreso, ya que lo que se está planteando en última instancia, es que la situación inicial del individuo debe ser tomada en cuenta al momento de analizar su situación presente o futura (Jimenez, 2011). En este sentido, Becker (1987) argumentaba que un estudio completo de la distribución del ingreso debería incluir tanto la desigualdad entre familias de la misma generación, como la desigualdad entre generaciones diferentes de la misma familia. De esta manera, se considera el vínculo bidireccional que existe entre movilidad y desigualdad, lo cual conduce a un concepto intergeneracional de desigualdad (Atkinson y Bourguignon, 2000).

Aportar evidencia sobre esta temática para Uruguay es de suma importancia ya que en la literatura teórica existe controversia tanto a nivel normativo, como por las implicancias que tiene la movilidad sobre la eficiencia y el bienestar agregado. Además, a nivel empírico responder cuán móviles son las distintas sociedades continúa siendo uno de los tópicos más debatidos (Piketty, 2000; Chetty *et al.* 2014b).

Desde una perspectiva normativa surge la interrogante acerca de qué nivel de movilidad es deseable o socialmente justo. En este sentido, es importante resaltar que el enfoque de movilidad intergeneracional se asocia con el concepto de “igualdad de oportunidades” ya que trata de explicar en qué medida los logros de los padres determinan los logros de los hijos, y se aleja por tanto del concepto tradicional de “igualdad de ingresos”.

Según Roemer (1998) los resultados alcanzados por las personas dependen de dos categorías: el esfuerzo y la circunstancia. En este sentido, la sociedad debería hacer lo posible para “nivelar el terreno de juego”, es decir, equiparar aquellas circunstancias diferenciales de las

que se supone que los individuos no son responsables (como por ejemplo, el hogar de nacimiento) y que afectan las capacidades para alcanzar los resultados deseados. Desde esta perspectiva, autores con enfoques teóricos muy distintos, tal como Roemer (1998) y Becker (1987), entienden que un alto grado de movilidad intergeneracional sería deseable, dado que ello implicaría que las oportunidades con las que cuentan los hijos de diferentes familias no se encuentran predeterminadas por los logros de sus padres (Behrman y Taubman, 1990).

En contraste, Swift (2005) sostiene que no sería socialmente justo neutralizar todos los aportes que los padres realizaron sobre sus hijos. Según el autor, la libertad de la asociación familiar es un interés humano vital y por ende no debería justificarse intervenir en la intimidad de ella para identificar qué es lo que cada miembro legitima.

Sin embargo, el hecho de no interferir en la transmisión entre padres e hijos, no justifica la ausencia de distribución del bienestar. Si los hijos no son responsables por lo que se les transfiere de sus padres, entonces parecería haber espacio -desde lo normativo- para que el Estado aplique políticas distributivas (Piketty, 2000; Roemer, 1998-2004).

Este constituye otro punto por el cual el estudio de la movilidad adquiere relevancia, ya que las percepciones de la sociedad sobre este fenómeno pueden afectar las preferencias por la equidad (Amiel *et al.* 2014). Una sociedad en la que exista poca movilidad, donde los recursos de los hijos dependan de lo que les transfieran sus padres, podría estar dispuesta a que el Estado intervenga aplicando por ejemplo, políticas de transferencias que redistribuyan el bienestar (Bowles y Gintis, 2002; Alesina y Angeletos, 2005; Alesina y Giuliano, 2009).

No obstante, si las personas desconfían de la acción del gobierno podría ocurrir que no estén a favor de las políticas redistributivas a pesar de que crean que los recursos de los hijos están limitados por los recursos de los padres (Alesina, Stantcheva y Teso, 2017). Por tanto, la correlación entre movilidad y las preferencias por la redistribución suele ser ambigua y depende entre otras cosas de cómo las personas perciben que el esfuerzo individual tiene su recompensa, de la integridad y la deseabilidad de la intervención gubernamental y de la eficiencia con las que se ejecutan las políticas distributivas (Alesina, Stantcheva y Teso, 2017). Esto podría explicar cómo las diversas percepciones sobre la movilidad y sobre la gestión del gobierno pueden generar diferencias persistentes en las preferencias por la redistribución (Piketty, 1995).

Asimismo, tratando de responder a la interrogante acerca de qué grado de movilidad intergeneracional es deseable, algunos autores se han concentrado en las consecuencias que ella tiene para la eficiencia económica y el bienestar agregado. Roemer (2004-2012) y Jimenez (2012) plantean que cuanto más alta sea la movilidad intergeneracional, en la medida que implicaría un mayor grado de igualdad de oportunidades, se lograría una asignación más eficiente de los individuos en las actividades económicas en función de sus capacidades.

Por el contrario, Swift (2005) señala que existen argumentos, como la acumulación de capital humano, la endogeneidad de las preferencias y las elecciones libres por parte de los individuos, que ponen en tela de juicio el hecho de considerar como eficiente una situación de aleatoriedad entre el resultado final de una persona y su punto de partida. Solon (2004) advierte que si los hijos de padres ricos obtienen mayores ingresos gracias a su inversión en capital humano, entonces una correlación intergeneracional nula no sería económicamente eficiente, ya que podría implicar que un mayor capital humano no sea retribuido con mayores ingresos. Esto en el extremo llevaría a que la sociedad no tenga incentivos para invertir en capital humano, lo cual podría tener mayores costos sobre el bienestar agregado que las implicancias negativas asociadas a una baja movilidad (Solon, 2004).

Piketty (2000) repasa un conjunto de modelos que explican algunos mecanismos por los cuales persiste la desigualdad y concluye que las implicancias sobre la eficiencia económica y el bienestar agregado dependerán del canal que mejor explique la movilidad. Esta discusión se retoma en la sección 3.

A nivel empírico, la literatura sobre movilidad intergeneracional se ha concentrado principalmente en Norteamérica y Europa, y el debate ha girado en torno a la magnitud de la misma² y la relación con la desigualdad. Esta relación es común representarla por medio de lo que Krueger ha denominado “Great Gatsby Curve”³. Según Corak (2015) la curva para los países desarrollados muestra claramente que mayor desigualdad de ingresos se asocia con menor movilidad entre generaciones⁴.

² Los diferentes hallazgos para Estados Unidos y los países europeos se presenta en la revisión de la literatura.

³ Krueger usó esta denominación por primera vez en su discurso sobre “The Rise and Consequences of Inequality” brindado en el “Center for American Progress” (Corak, 2013).

⁴ La Great Gatsby Curve para los países desarrollados se presenta en el Gráfico 1 del Anexo.

En los últimos años, los países latinoamericanos han incrementado los estudios empíricos sobre la movilidad intergeneracional (Jimenez, 2012). No obstante, en Uruguay si bien existe un amplio conjunto de antecedentes que abordan la temática distributiva, son pocos los trabajos que incorporan la perspectiva temporal al análisis, y los que lo hacen, estudian aspectos intrageneracionales⁵, por lo que el conocimiento sobre la movilidad intergeneracional de ingresos aún es deficitario. En un país en el cual la desigualdad (si bien ha bajado en los últimos años) es elevada comparada con los países desarrollados, la problemática de la movilidad intergeneracional resulta muy relevante, por lo que brindar una primera aproximación a su cuantificación contribuiría a complementar los análisis ya existentes sobre desigualdad y daría una visión más global acerca de la situación de la distribución de los ingresos que tiene Uruguay y cómo se encuentra en comparación con otros países.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: a continuación se realiza una revisión de la literatura sobre el tema, haciendo especial énfasis en los trabajos para la región. En la sección 3 se presenta el marco teórico y el modelo de análisis que captura de forma sintética los procesos a través de los cuales se transmite intergeneracionalmente el ingreso. En la sección 4 se hace referencia a los principales objetivos e hipótesis que se plantea el trabajo. Seguidamente se presenta la metodología y los datos a utilizar para llevar adelante las estimaciones y probar las hipótesis planteadas. En la sección 7 se presentan los resultados de las mismas y finalmente se concluye.

⁵ En la movilidad intrageneracional se estudia la evolución de los ingresos de un individuo comparado consigo mismo a través del tiempo, así como los cambios de posición que pueden existir en la distribución del ingreso (Chetty *et al*, 2014a). En Uruguay se destacan los trabajos de Arim *et al*. (2010), Carrasco (2012) y Burdín, De Rosa y Vigorito (2015).

2. Revisión de la Literatura

Los estudios económicos referidos a la movilidad intergeneracional de ingresos se han concentrado en analizar la correlación entre el ingreso permanente de los padres con el de sus hijos, medida a través de un coeficiente β , denominado elasticidad intergeneracional del ingreso (EII). Empíricamente, dicho coeficiente tiende a ubicarse entre 0 y 1. Cuanto más próximo sea β a la unidad, entonces un incremento del 1% del ingreso de los padres (manteniendo el resto de las variables constantes) repercutiría en un incremento de prácticamente igual magnitud en el ingreso de los hijos y por lo tanto menor será el grado de movilidad. Por el contrario, si $\beta=0$ el ingreso de los padres no está correlacionado con el ingreso de los hijos y por lo tanto se estaría ante una situación de completa movilidad intergeneracional (Corak, 2006-2015; Bjorklund y Jenkins, 2013).

A continuación se presentan los trabajos realizados para Estados Unidos, país que reviste particular importancia por las controversias surgidas a nivel de la literatura a partir de las estimaciones empíricas. Luego se presenta una breve reseña sobre la evidencia empírica en el resto de los países desarrollados y finalmente se presentan los estudios llevados adelante en los países de la región.

2.1 La evidencia empírica en Estados Unidos.

El trabajo de Becker y Tomes (1986) recopiló las investigaciones previas sobre la movilidad intergeneracional de ingresos en Estados Unidos. Estos estudios⁶, estimando a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios y usando ingresos corrientes de una serie de años, hallaban que la correlación entre el ingreso de padres e hijos era de 0.20 o menos, lo cual contribuyó a pensar que la sociedad estadounidense era una sociedad excepcionalmente móvil.

Sin embargo, la controversia sobre el nivel de movilidad surgiría algunos años después, cuando Solon (1992) y Zimmerman (1992) concluyeron que las estimaciones de los trabajos previos no trataban algunos sesgos y en particular no capturaban de forma adecuada los ingresos permanentes⁷. Para corregir esto Solon (1992) y Zimmerman (1992) aplicaron la técnica de variables instrumentales (utilizando los años de educación como instrumento del ingreso) y

⁶Hauser (1975) halló que la correlación era de 0.18; Behrman y Taubman (1985) estimaron un $\beta=0.2$ y Bielby y Hauser (1987) encontraron que la correlación era de 0.16 (Solon, 1992).

⁷ La explicación más detallada de los sesgos y el origen de cada uno de ellos se aborda más adelante.

hallaron que la EII era al menos de 0.40, evidencia que contradecía los hallazgos previos y la idea de alta movilidad en Estados Unidos.

Trabajos más recientes como los de Mazumder (2005) parecerían confirmar el bajo grado de movilidad en dicho país, hallando una elasticidad cercana a 0.60. No obstante, en la actualidad, la controversia sigue estando presente, especialmente desde que Dahl y De Leire (2008) y Chetty *et al.* (2014b) señalaron que la estimación de la EII podría ser muy volátil según los supuestos y las muestras utilizadas (Mitnik, *et al.* 2015). Los trabajos recientes incorporan la utilización de registros administrativos y otras medidas del fenómeno, lo cual ha otorgado nueva evidencia y sugieren a modo de hipótesis que la movilidad en Estados Unidos podría no ser tan inferior a la registrada por los países europeos (Chetty *et al.* 2014a-2014b). A pesar de ello, en la actualidad (y para la mayoría de los autores) parecería primar la idea de que Estados Unidos se encuentra en el grupo de países desarrollados de menor movilidad (Corak, 2015).

2.2 La evidencia empírica en el resto de los países desarrollados.

Algunos trabajos posteriores realizados para los países desarrollados tratando de corregir el sesgo asociado a la dificultad de estimar correctamente el ingreso permanente, siguieron la propuesta de Solon (1992) y Zimmerman (1992) aplicando la técnica de variables instrumentales para estimar la EII. La mayoría de estos estudios asume a la educación (y a veces conjuntamente a la ocupación) de los padres como un instrumento válido para la estimación de los ingresos permanentes. Dearden, Machin y Reed (1997) aplican este método para Gran Bretaña, Fortin y Lefebvre (1998) para Canadá y Vogel (2006) para Alemania.

Otros trabajos que no contaban con paneles largos de información recurrieron a la solución propuesta por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992). Ésta consiste en utilizar información de dos muestras separadas, a fin de predecir el ingreso de los padres cuando los hijos eran pequeños, y obtener de esta manera una aproximación a los ingresos permanentes. Por esta razón, suele conocerse a este método como Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (2S2SLS)⁸. Esta estrategia fue aplicada por Bjorklund y Jantti (1997) para Suecia, Lefranc y Trannoy (2004) para Francia, Ermisch y Nicoletti (2005) para Gran Bretaña, Piraino (2006) y Mocetti (2007) ambos para Italia, y Cervini (2009) para España.

⁸ La explicación del estimador será abordada en la sección 5.

Los resultados hallados por estos trabajos ubican a Italia y a Gran Bretaña como los países europeos de menor movilidad, cuya EII gira en torno a 0.5, uniéndose de esta manera al grupo de países desarrollados con menor movilidad junto a Estados Unidos (Corak, 2015).

En un escalón intermedio aparecen Francia, Alemania y España donde la elasticidad estimada se ubica entre 0.30 y 0.45 (Lefranc y Trannoy, 2004; Vogel, 2006; Cervini, 2009). Finalmente, dentro del grupo de países más móviles se encuentran Canadá y los países nórdicos, donde la EII hallada varía entre 0.15 y 0.30 (Bjorklund y Jantti, 1997; Fortin y Lefebvre, 1998; Corak, 2006-2015).

2.3 La evidencia empírica en América Latina.

Para la región existen algunos estudios recientes que calculan la EII a través del estimador 2S2SLS. Entre ellos se encuentran los realizados por Dunn (2007) para Brasil, Grawe (2004) para Perú, Nuñez y Miranda (2007) para Chile, Jiménez y Jimenez (2009) y Jimenez (2011) ambos para Argentina. Se destacan estos antecedentes ya que son los relevantes para la región y siguen una metodología similar a la que será aplicada en este trabajo.

Dunn (2007) analizó empíricamente la movilidad intergeneracional para Brasil. En base a información de la Encuesta Anual de Hogares de Brasil, estimó la EII para los varones pertenecientes al grupo de edad de entre 25 y 34 años y cuyos padres reportaban información acerca del nivel educativo. El autor obtiene un $\beta=0.69$, lo que lo lleva a concluir que Brasil es uno de los países con menor movilidad intergeneracional a nivel mundial.

En el caso peruano, Grawe (2004) utiliza la Encuesta de Estándares de Vida de 1995 realizada por el Banco Mundial. El autor toma el ingreso laboral como medida del ingreso de los hijos, mientras que el ingreso permanente de los padres es predicho utilizando la educación como instrumento. La elasticidad a la que arriba es 0.67, lo que sitúa a Perú en niveles de movilidad intergeneracional similares a los registrados por Brasil.

Nuñez y Miranda (2007) estiman la EII para Chile a partir de información de la Encuesta de Empleo y Desocupación. Para medir el ingreso permanente de los padres realizan predicciones utilizando varios instrumentos como la educación, la experiencia laboral y la ocupación. Los autores hallan una elasticidad que se ubica entre 0.52 y 0.54 para hijos de 23 a 65 años, lo que colocaría a Chile claramente como una sociedad con mayor movilidad que Perú y Brasil, aunque con niveles inferiores a los países europeos.

Para Argentina, Jimenez y Jimenez (2009) a diferencia de los estudios previos, incorporan en el análisis a las mujeres, teniendo presente el sesgo de selección asociado con la participación femenina en el mercado laboral. En base a datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) y considerando al ingreso laboral como variable dependiente, obtienen una EII para el conjunto de los hijos (varones y mujeres) de 0.51. Por lo tanto, Argentina parecería mostrar una mayor movilidad en comparación con el resto de los países latinoamericanos, pero una menor movilidad en comparación con España, Francia, y los países escandinavos.

Asimismo, Jimenez (2011) amplía el estudio para Argentina y analiza la movilidad intergeneracional según la posición en el percentil de ingresos. A través de la aplicación de matrices de transición y de la estimación por medio de regresiones cuantílicas la autora encuentra que la mayor inmovilidad se presenta en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral.

Para el caso uruguayo no se conocen hasta el momento, estudios sobre la movilidad intergeneracional de ingresos. No obstante, existen antecedentes como los de González y Sanromán (2010), Ferrando (2011) y Gandelman y Robano (2012) que abordan la movilidad intergeneracional educativa.

El primero de estos trabajos analiza la problemática según ascendencia racial. Las autoras arriban a la conclusión de que la movilidad es mayor entre la población afro. Sin embargo, al analizar las brechas entre la educación de los adolescentes afro con la educación de los adolescentes no afro, se observa que dicha brecha es muy similar a la que se apreciaba en la generación de los padres (González y Sanromán, 2010). Por otra parte, Ferrando (2011) desde un enfoque de igualdad de oportunidades analiza los logros educativos de la población joven en Uruguay. La autora estima que las circunstancias observadas tienen poco poder explicativo en la desigualdad de los logros educativos, por lo que eliminar el efecto de las circunstancias reduciría la desigualdad levemente. Finalmente, Gandelman y Robano (2012) analizan la relación entre los logros educativos de los padres con la escolarización de sus hijos, lo cual es interpretado como una medida de movilidad social intergeneracional. Los autores encuentran que esta relación ha decrecido en Uruguay a lo largo del tiempo.

En síntesis, los trabajos que se proponen medir la movilidad intergeneracional de ingresos para América Latina en general, y para Uruguay en particular, son escasos y parciales, por lo cual reviste particular interés realizar esta investigación.

3. Marco Teórico.

La movilidad intergeneracional de ingresos hace referencia a la correlación (o dependencia) en los niveles de ingresos que registran las personas o familias entre generaciones. Incorpora la dimensión temporal tomando como objeto de análisis las funciones de distribución conjuntas de ingresos de padres e hijos (Fields y Ok, 1999). Si se denomina $y_t=(y_{t,1},y_{t,2}\dots y_{t,n})$ al vector de “ingresos”⁹ de los hijos e $y_{t-1}=(y_{t-1,1},y_{t-1,2}\dots y_{t-1,n})$ al vector de ingresos de los padres, entonces se puede afirmar que la movilidad intergeneracional de ingresos se concentra en el estudio de los cambios de un vector a otro (Fields y Ok, 1999; Fields, 2005-2007).

La magnitud de la movilidad se evalúa generalmente a través de la estimación de elasticidades representadas por un coeficiente (β) el cual busca reportar en qué medida el ingreso de los hijos está determinado por el de los padres (Corak, 2006-2015; Bjorklund y Jenkins, 2013).

Los modelos teóricos de Becker y Tomes (1979-1986) extendidos por Solon (2004), que integran el marco analítico de la distribución del ingreso con la movilidad, establecen los mecanismos a través de los cuales los ingresos se transmiten intergeneracionalmente.

El modelo extendido de Solon (2004) asume que los padres deciden cómo asignar su ingreso disponible entre consumo propio e inversión en educación del hijo, de forma tal de maximizar la siguiente función de utilidad:

$$1) U_i = (1-\alpha) \cdot \text{Log } C_{i,t-1} + \alpha \cdot \text{Log } Y_{it}$$

Siendo α el factor de altruismo parental, el cual mide el gusto de los padres por el ingreso del hijo (Y_{it}) y por el consumo propio ($C_{i,t-1}$).

La restricción presupuestal que enfrentan los padres se puede escribir como:

$$2) (1-t) \cdot Y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1}$$

Siendo $(1-t) \cdot Y_{i,t-1}$ los ingresos disponibles de los padres; $C_{i,t-1}$ el consumo de los padres e $I_{i,t-1}$ la inversión en capital humano que los padres realizan hacia los hijos. Ésta variable constituye el primer mecanismo por el cual el ingreso de los padres es transmitido hacia los hijos.

⁹ Se hace referencia a la variable ingresos para clarificar el concepto, pero pueden considerarse otras variables que identifiquen logros socioeconómicos para las cuales se esté interesado en estudiar su evolución en el tiempo.

El segundo mecanismo de transmisión intergeneracional de ingresos tiene lugar a través del capital que los padres transfieren a sus hijos¹⁰, es decir, todo lo que se transmite de una generación a otra como ser, habilidades, preferencias, hábitos, formas de conducta y comportamientos (Jimenez, 2011). Por lo tanto, la dotación con la cual parte el hijo debe ser entendida en un sentido amplio, es decir no sólo debe considerarse la transmisión genética de habilidades, sino que también juega la transmisión de los aspectos culturales que realizan los padres sobre los hijos (Becker y Tomes, 1979-1986)¹¹.

El modelo considera que la dotación de capital del hijo está correlacionada positivamente con la de sus padres. De esta forma, la misma puede escribirse como:

$$3) E_{it} = \delta + \lambda E_{i,t-1} + v_{it}$$

Siendo $E_{i,t}$ la dotación de capital del hijo; δ una constante; $E_{i,t-1}$ la dotación de capital de los padres; λ el coeficiente que mide el grado en el cual la dotación de los padres se transfiere hacia los hijos, el cual se ubica entre 0 y 1; y v_{it} un error que se distribuye ruido blanco.

El tercer mecanismo refiere a la política de gobierno en cuanto a la inversión pública en capital humano. Siguiendo a Solon (2004) esta política puede caracterizarse como:

$$4) G_{i,t-1} / (1-t) * Y_{i,t-1} = \emptyset - \gamma * \text{Log } Y_{i,t-1}$$

Siendo $G_{i,t-1}$ la inversión del gobierno en capital humano del hijo; \emptyset es una constante y γ es el coeficiente que vincula el ratio de inversión del gobierno en capital humano del hijo sobre el ingreso disponible de los padres, con el nivel de ingreso de los padres. Si $\gamma > 0$ entonces el ratio

¹⁰ Se excluye en este caso la inversión en capital educativo ya que es considerada dentro del primer mecanismo.

¹¹ La importancia de los aspectos genéticos versus la transmisión cultural ha sido objeto de controversia en la literatura. Bjorklund, Jantti y Solon, (2007) muestran que lo genético no explica todos los mecanismos de movilidad, sino que también son de gran relevancia las normas de comportamiento y conducta que los padres transmiten hacia los hijos. De todas formas, desde una perspectiva de política la pregunta relevante es en qué medida es posible actuar sobre estos factores que influyen tempranamente en la vida del niño (Piketty, 2000).

entre la inversión pública en educación e ingreso parental disponible disminuye a medida que aumenta el ingreso parental. Por lo tanto, cuanto más positiva sea γ más progresiva será la política educativa.

El capital humano total de los hijos debe considerar tanto la inversión en educación que realizan los padres, así como la que realiza el gobierno y además también debe tenerse en cuenta la dotación de capital con la que parten (E_{it}). Por lo tanto, el capital humano del hijo puede escribirse como:

$$5) h_{it} = \theta * \text{Log} (G_{i,t-1} + I_{i,t-1}) + E_{it}$$

Donde h_{it} representa el capital humano del hijo y θ es el producto marginal de la inversión en capital humano (tanto la que realizan los padres como la que realiza el gobierno).

Finalmente, el ingreso del hijo queda representado por la siguiente ecuación:

$$6) \text{Log} Y_{it} = \mu + \rho h_{it}$$

Donde Y_{it} es el ingreso del hijo; μ es una constante; y ρ es el retorno que el capital humano del hijo obtiene en el mercado laboral, lo cual constituye el último mecanismo por el cual los ingresos se transmiten entre generaciones.

Sustituyendo ecuaciones y operando¹² se puede expresar a la función de utilidad de los padres como:

$$U_i = (1-\alpha) * \text{Log} C_{i,t-1} + \alpha * \text{Log} (\mu + \rho * (\theta * \text{Log} (G_{i,t-1} + I_{i,t-1}) + \delta + \lambda E_{i,t-1} + v_{it}))$$

Maximizando esta expresión en la inversión en capital humano realizada por los padres ($I_{i,t-1}$) se obtiene

$$7) I_{i,t-1} = \{(\alpha\theta\rho/1-\alpha(1-\theta\rho))\} * (1-t)Y_{i,t-1} - \{1-\alpha/1-\alpha(1-\theta\rho)\} * G_{i,t-1}$$

Solon (2004) señala que este resultado tiene diversas implicaciones que si bien son intuitivas, no por ello dejan de ser importantes. En primer lugar, los padres con mayores ingresos invierten más en capital humano en sus hijos. Un aumento de $(1-t)Y_{i,t-1}$, (manteniéndose constante $G_{i,t-1}$) provoca un incremento de $I_{i,t-1}$. En segundo lugar, la inversión de los padres crece con el altruismo parental (α) y con el retorno a la inversión en capital humano ($\theta\rho$).

¹² El desarrollo matemático formal se presenta en el Apéndice.

Finalmente, un aumento de la inversión pública en capital humano del hijo ($G_{i,t-1}$) (manteniendo constante los impuestos) provoca un efecto desplazamiento parcial sobre la inversión privada que realizan los padres.

Como lo que interesa para medir movilidad intergeneracional son los ingresos permanentes de padres e hijos, se asume para simplificar que estamos en el estado estacionario (aquel en donde todas las variables evolucionan de forma constante). En base a ello, se obtiene la siguiente relación básica que define la elasticidad intergeneracional:

$$8) \text{Log } Y_{it} = \gamma + \beta \text{Log } Y_{i,t-1} + \epsilon_{it}$$

Siendo $\gamma = \mu + \theta \rho + \theta \rho \text{Log} [\alpha \theta \rho (1-t) / 1 - \alpha (1 - \theta \rho)]$.

En principio, la ecuación (8) constituiría un proceso autorregresivo de orden 1 (AR1) del Log (Y_{it}) con un término de error serialmente correlacionado, dado por la dotación de capital que los padres transmiten hacia los hijos, que también constituye un AR1 según la ecuación (3). Sin embargo, en el estado estacionario, el Log Y_{it} y el Log $Y_{i,t-1}$ tienen la misma varianza, por lo que β puede considerarse como la elasticidad intergeneracional del ingreso en el estado estacionario. Este coeficiente β es el que interesa teóricamente, dado que refiere a la correlación entre los ingresos permanentes de los hijos con el de sus padres y por lo tanto, es el que se estima en la mayoría de los estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional (Solon, 2004; Bjorklund y Jenkins, 2013; Corak, 2006-2015; Chetty *et al* 2014a).

La elasticidad entonces puede escribirse como:

$$9) \beta = [(1-\gamma) \theta \rho + \lambda] / [1 + (1-\gamma) \theta \rho \lambda]$$

Esta ecuación indica que (β) será mayor cuanto más alta sea la productividad marginal de la inversión en capital humano (θ); o bien cuanto más alto sea el retorno a la inversión (ρ), o bien cuando la política de inversión pública en educación es menos progresiva (γ menos positivo) o bien cuanto más alta sea la persistencia de factores hereditarios (λ).

Esta derivación tiene dos implicancias relevantes para el trabajo. En primer lugar, ofrece un fundamento para comprender las diferencias entre países. Si el país A muestra una menor movilidad intergeneracional que el país B, esto podría deberse a que el país A presenta mayor persistencia de los factores hereditarios, o la inversión en capital humano es más productiva, o

los retornos al capital humano son mayores o bien la política pública de inversión en educación es menos progresiva (Solon, 2004).

En segundo lugar, dado que se trabaja con los ingresos permanentes (para evitar los shocks transitorios sobre el ingreso), el marco analítico considerado ofrece una forma reducida para el abordaje empírico y la estimación de la movilidad intergeneracional a través de la siguiente ecuación:

$$10) Y_{hi}^p = \omega + \beta Y_{pi}^p + \eta A_i + \varepsilon_i$$

Donde Y_{hi}^p es el logaritmo del ingreso permanente del hijo o de la hija, Y_{pi}^p es el logaritmo del ingreso permanente del padre o de la madre, (se asume que estos ingresos capturan el potencial de ingresos de un individuo) A_i es un vector de variables de control y ε_i es un error aleatorio con media cero y homoscedástico.

Por lo tanto, en esta ecuación el ingreso del hijo es expresado como el ingreso promedio de un individuo de su generación (representado por ω), más tres factores que determinan la desviación de esta media: una fracción del ingreso permanente del padre (βY_{pi}^p), un vector de variables de control multiplicado por sus coeficientes (ηA_i) y otro conjunto de factores no asociados con el ingreso de los padres ni tampoco con las variables de control (ε_i).

El parámetro de interés es β que mide la elasticidad intergeneracional, es decir, la fracción del ingreso que en promedio es transmitido entre padres e hijos (Bjorklund y Jantti, 1997; Jimenez y Jimenez, 2009; Bjorklund y Jenkins, 2013). En otras palabras, β resume en un único número el grado de movilidad generacional promedio del ingreso en una sociedad (Corak, 2006).

Otra forma de computar la movilidad intergeneracional es a través del método propuesto por Dahl y De Leire (2008), que consiste en analizar la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos (intergenerational rank association-IRA) a través de la siguiente ecuación:

$$11) C_{hi} = \omega + \beta C_{pi} + \eta A_i + u_i$$

Donde C_{hi} es el cuantil del hijo o de la hija correspondiente a la distribución del ingreso de su generación y C_{pi} es el cuantil del padre o de la madre; (ηA_i) es el vector de variables de control multiplicado por sus coeficientes y u_i es un error aleatorio también de media cero y

homoscedástico. En este caso el parámetro (β) mide la asociación intergeneracional del ingreso en el ranking (IRA) (Dahl y De Leire, 2008; Jimenez, 2011; Chetty *et al.* 2014a-2014b; Mitnik *et al.* 2015).

Esta forma de medir la movilidad intergeneracional tiene la ventaja que asocia la posición en el cual se encontraba el padre/madre en la distribución del ingreso de su generación, con la posición en la distribución del ingreso en la que se encuentra el hijo/a, por lo tanto, tiende a ser una medida más robusta que la EII ya que esta última puede estar sesgada si las estimaciones puntuales que se utilizan para aproximar el ingreso permanente no son adecuadas (Dahl y De Leire, 2008; Chetty *et al.* 2014a-2014b; Mitnik *et al.* 2015; Nybom y Stuhler, 2016).

Además, el estimar la IRA permite tener una medida de asociación entre la posición del ranking de los padres con el de los hijos y esto a la vez otorga la posibilidad de captar de mejor manera la existencia de lo que Durlauf, Kourtellos y Tan (2016) denominan "trampas de status", es decir aquellas situaciones que reducen el impacto de los shocks favorables (perjudiciales) para los niños de menores (mayores) recursos y por lo tanto inhiben la movilidad (Durlauf, Kourtellos y Tan, 2016).

Si bien el modelo analítico de Becker y Tomes (1979-1986) extendido por Solon (2004) es el que se aplica habitualmente en los estudios de movilidad intergeneracional, ya que da un marco para comprender los canales y la magnitud de la misma, no por ello está exento de críticas.

La primera de ellas está relacionada al supuesto de que las familias asignan óptimamente el ingreso disponible entre inversión en capital humano de los hijos y consumo de los padres. En general, los hogares para decidir cuánto ingreso destinan a la educación de los hijos toman en cuenta diversas variables, como por ejemplo, la confianza en el sistema educativo, la oferta de cursos, el sexo y la ascendencia étnico racial de la persona, la región en la cual residen y otro conjunto de variables que el modelo suele dejar de lado (Jimenez y Jimenez, 2009). Esto limita la posibilidad de explicar las diferencias en los niveles de inversión en educación que los padres realizan hacia sus hijos a través de factores que efectivamente influyen en las decisiones intrafamiliares (Vargas y Zeballos, 2009).

Por otra parte, Becker y Tomes (1979-1986) asumen que los mercados de créditos funcionan eficientemente, de esta manera, los niños con mayor habilidad siempre encontrarán crédito disponible para financiar su inversión en capital humano, independientemente del nivel de activos de los padres. Es decir, por más que la familia no posea los suficientes recursos para destinar a la educación de sus hijos, si los padres son capaces de ver que su hijo tiene buenas habilidades, entonces la familia podrá endeudarse sin restricciones en el mercado de crédito para financiar la educación del niño, que en un futuro será compensada con mayor nivel de capital humano y bienestar (Grawe y Mulligan, 2002). Esto implicaría que la intervención pública no debe interferir directamente en el proceso de formación de habilidades, ya que otorgar subsidios públicos para financiar el capital humano de las futuras generaciones, solamente generaría efectos distorsivos (Becker y Tomes, 1986).

Ahora bien, si los mercados de créditos son imperfectos, entonces es de esperar que se presenten problemas de selección adversa. Es decir, niños que podrían encontrar financiamiento para su educación, no logran acceder a él dado que sus familias enfrentan restricciones en el mercado crediticio debido a sus bajos recursos. De esta manera, por más que los padres puedan visualizar en sus hijos altas habilidades, es muy probable que no puedan endeudarse para financiar la educación del niño (Loury, 1981). Los niños que provengan de estas familias se verán imposibilitados de desarrollar habilidades cognitivas y no cognitivas, lo cual genera las condiciones para que se reproduzca la desigualdad (Piketty, 2000).

Debe notarse que esta situación además de reproducir la desigualdad, es una situación ineficiente, dado que proyectos educativos que podrían llevarse adelante, no se concretan por la imperfección en el mercado de créditos. La intervención pública entonces podría simultáneamente corregir esta falla de mercado y procurar quebrar las condiciones de reproducción de la desigualdad (Loury, 1981; Piketty, 2000; Carneiro y Heckman, 2003).

Por otra parte, en la decisión de inversión en capital humano también podrían jugar un rol los mecanismos socioculturales. Si las personas de bajos recursos sufren discriminación y creen que sus posibilidades de movilidad ascendente son reducidas, entonces invertirán en capital humano por debajo del óptimo social (Arrow, 1972).

Estas fallas de mercado de no corregirse por medio de la intervención pública, podrían derivar en trampas intergeneracionales de pobreza (Jimenez, 2011), lo cual constituye una limitante

para el desarrollo dado que se reproducen asimetrías en la acumulación de activos, y en la educación recibida por los niños. Bajo este contexto, las políticas públicas podrían jugar un rol primordial para promover el objetivo social relevante: incrementar el bienestar y mitigar los factores que hacen que la desigualdad intergeneracional persista (Piketty, 2000; Carneiro y Heckman, 2003; Jimenez, 2011).

Por otra parte, el modelo de Becker y Tomes (1979-1986) extendido por Solon (2004), no considera la segregación residencial como mecanismo de transmisión de movilidad. Los modelos desarrollados por Benabou (1993) muestran que si dos zonas tienen inicialmente una composición diferente, entonces las personas de mayor nivel educativo están dispuestas a pagar más para vivir en zonas donde se ofrezca educación de buena calidad. En este contexto, el mercado actuando libremente generará la segregación y ésta amplificará la desigualdad futura en la acumulación de capital humano¹³.

Si a la segregación residencial, se le añaden los mecanismos socioculturales y las restricciones en el mercado de crédito, que provocan que las familias de bajos recursos no puedan endeudarse para que sus hijos adquieran mayor capital humano, entonces, de no mediar la intervención pública que corrija estas fallas, están dadas las condiciones para que la desigualdad persista entre generaciones (Piketty, 2000).

Si bien Becker y sus seguidores se han preocupado más por derivar las implicaciones del *laissez-faire* en sus modelos teóricos que por realizar estimaciones empíricas sobre movilidad, la introducción de la maximización de la utilidad, así como el comportamiento familiar, constituyen puntos fuertes en el análisis de movilidad intergeneracional y además generan importantes implicaciones de política económica (Piketty, 2000). Estas fortalezas llevan a que en la mayoría de los estudios empíricos sobre movilidad se sigan aplicando estos modelos teóricos de base y este trabajo no será la excepción en tal sentido.

¹³ En un reciente trabajo para Estados Unidos, Chetty *et al.* (2014a) muestra como las zonas menos móviles de aquel país son aquellas donde existe mayor segregación residencial, mayor inequidad en la distribución del ingreso, peor calidad en la educación primaria y baja acumulación de capital social (Chetty *et al.* 2014a).

4. Objetivos e hipótesis.

El objetivo principal del trabajo es medir la movilidad intergeneracional para el Uruguay urbano a través de las dos medidas más difundidas en la literatura actual, la EII y la IRA. Un objetivo secundario consiste en estudiar en qué parte de la distribución del ingreso existe mayor o menor movilidad intergeneracional. Para ello se explora la existencia de no linealidades, utilizando matrices de transición y estimando a través de regresiones cuantílicas. Seguimiento del objetivo secundario se busca caracterizar a los hijos que se encuentran en los mismos quintiles de ingreso que sus padres, los cuales se denominarán “no móviles”. Finalmente, se espera que este trabajo represente un estímulo y contribuya a que futuras investigaciones continúen explorando la temática.

Para abordar el primer objetivo se consideran las ecuaciones:

$$10) Y_{hi}^p = \omega + \beta Y_{pi}^p + \eta A_i + \varepsilon_i$$

$$11) C_{hi} = \omega + \beta C_{pi} + \eta A_i + u_i$$

La ecuación (9) establece algunos determinantes de la EII y de la IRA y por lo tanto, aporta elementos para construir hipótesis acerca de los niveles de movilidad intergeneracional en Uruguay. Teniendo en cuenta todos estos factores en conjunto, y dada la relación entre movilidad y desigualdad, se espera encontrar para Uruguay un grado de movilidad intergeneracional de los ingresos similar al de Argentina, ubicándose así dentro del conjunto de países con mayor movilidad en el contexto latinoamericano, aunque por debajo de los países europeos, en particular de los escandinavos.

Los hallazgos empíricos hasta el momento, mostrarían una relación inversa entre movilidad y desigualdad (Bjorklund y Jantti, 1997; Chetty *et al.* 2014a; Corak, 2015). Dado que Uruguay y Argentina presentan los menores registros de desigualdad en la distribución de los ingresos dentro de América Latina¹⁴ es de esperar que la movilidad en los países rioplatenses sea mayor al resto de los países latinoamericanos. Además en la última década se aprecia en ambos

¹⁴ Sin embargo, los niveles de desigualdad de ambos países sigue estando muy por encima en comparación con los registrados por los países desarrollados. Según estimaciones del Banco Mundial para el año 2013 el Índice de Gini en Argentina se ubicaba en 0.423 y en Uruguay en 0.419, siendo los menores registros para América Latina y el Caribe. En cambio, dentro de los países desarrollados el mayor nivel de desigualdad correspondía a Estados Unidos (0.411) aunque seguía siendo menor al de los países rioplatenses.

países una caída fuerte en la desigualdad de ingresos, lo que podría haber incrementado el nivel de movilidad. No obstante, el descenso en la desigualdad en otras variables (como por ejemplo, el acceso a la educación y en las condiciones de la vivienda) para Uruguay no ha sido tan pronunciado (Colafranceschi, Failache y Vigorito, 2013). Por lo tanto, mejoras en los indicadores de desigualdad de ingresos podrían no implicar movilidad ascendente.

Por otra parte, teniendo en cuenta los demás factores que explican la movilidad intergeneracional es probable que el nivel de movilidad de Uruguay sea menor en comparación con los países europeos.

El gasto público en educación en los últimos 30 años ha sido relativamente bajo, (alrededor del 2,5% del PIB entre 1985 y 2004) y si bien se ha incrementado a partir del 2005, aún sigue ubicándose bastante por debajo del gasto realizado por los países europeos¹⁵. Asimismo, Domínguez, Rego y Regueira, (2013) señalan que el retorno a la inversión en capital humano en el caso uruguayo se ha incrementado en el período 1998-2010, especialmente para aquellos niveles de instrucción más elevados. Esto podría traer aparejado una menor movilidad intergeneracional. No obstante, los autores destacan que a partir del año 2011 los retornos decrecen para todos los niveles de instrucción.

Por otra parte, el hecho de que los impuestos a la transmisión del patrimonio sean bajos, que la imposición al capital no sea progresiva y que continúe rigiendo hasta el momento el secreto bancario, harían que la persistencia de factores hereditarios sea mayor, lo cual genera una disminución del nivel de movilidad intergeneracional (Solon, 2004).

Como se mencionó anteriormente, además de la estimación de la EII y de la IRA, se aplicarán matrices de transición y regresiones cuantílicas con el objetivo de analizar la movilidad en distintos puntos de la distribución. En este sentido, y de acuerdo con la evidencia internacional y regional se espera que la movilidad intergeneracional sea menor en los extremos de la distribución del ingreso laboral (Nybom y Stuhler, 2016).

Seguido del objetivo secundario el trabajo busca caracterizar a aquellos hijos que se encuentran en el mismo quintil de ingresos que sus padres, a los cuales se denomina “no móviles”. Para ello se propone estudiar si existen diferencias significativas entre éstos hijos y el

¹⁵ Según estimaciones del Banco Mundial, en el año 2013 Argentina destinaba 5.1% del PIB a la educación y Uruguay el 4.7%. En cambio la mayoría de los países europeos destinaban más del 5.5%.

resto (pertenecientes a la misma cohorte de edad), analizando el desempeño en algunas variables relevantes como el nivel educativo, la categoría de ocupación, y otras variables referidas al puesto de trabajo (entre otras).

Finalmente, hay que tener presente que el trabajo ofrece una primera aproximación a la movilidad intergeneracional de ingresos laborales, aportando evidencia sobre éste fenómeno en un momento dado del tiempo. Por lo tanto, se pretende que éste constituya una motivación para nuevas investigaciones que continúen estudiado la temática, explorando nuevas fuentes de información, dada las limitaciones de los datos con los que se cuenta en la actualidad,¹⁶ y evaluando la evolución de la movilidad intergeneracional de ingresos a lo largo del tiempo.

¹⁶ Las limitaciones de las fuentes de información así como los sesgos que puedan tener las estimaciones a través de estas se repasan en las secciones de 5 y 6.

5. Metodología.

La estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos enfrenta algunos desafíos vinculados a los requerimientos de información y a los supuestos asociados a las ecuaciones (10) y (11). En este sentido, si se dispone de una muestra aleatoria de n pares de padres e hijos para los cuales se observa la edad y el ingreso permanente, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) permitiría una estimación precisa de las elasticidades.

En este caso, para la estimación de la EII no se requeriría que ε_i esté incorrelacionado con Y_{pi}^p , y para la estimación de la IRA tampoco se exigiría que u_i esté incorrelacionado con C_{pi} . Si bien existen variables omitidas (como la habilidad de los hijos) que influyen en la relación “ingreso del padre-ingreso del hijo”, esto no sería un problema, dado que β se interpreta como una medida de relación entre Y_{hi}^p y Y_{pi}^p para el caso de la EII, y entre C_{hi} y C_{pi} en el caso de la IRA, que captura no sólo el efecto directo, sino también su efecto indirecto a través de variables omitidas que estarían incluidas en los términos de error (ε_i y u_i).

En otras palabras, lo que busca medir la elasticidad es el grado de asociación entre el ingreso permanente del padre/madre con el respectivo del hijo/a. En consecuencia, si se dispone de una muestra aleatoria de padres e hijos y se observa el ingreso permanente, el estimador OLS reportaría una estimación consistente del parámetro β que resumiría la movilidad intergeneracional de ingresos (Bjorklund y Jantti, 1997; Corak, 2006).

Sin embargo, un primer problema que surge es la falta de datos longitudinales que vinculen los ingresos permanentes de padres e hijos. Cuando no se cuenta con paneles largos de información y se tienen datos acerca de los padres, los hijos suelen ser demasiado jóvenes como para medir su ingreso permanente. En cambio, cuando se tiene información acerca de los hijos y estos son adultos, generalmente no se cuenta con información acerca del ingreso permanente de sus padres (Nicoletti y Francesconi, 2006).

Asimismo, existe dificultad para la medición del ingreso permanente. Este concepto, introducido por Friedman (1957), es muy complejo de implementar ya que involucra la definición de expectativas del ingreso, así como también la determinación de la base y el período a lo largo del cual se construye (Jimenez, 2011).

Los primeros estudios de movilidad recurrían a ingresos temporarios al no contar con información del ingreso de largo plazo de los padres. No obstante, esto también genera

problemas ya que los ingresos corrientes están sujetos a variaciones transitorias que pueden impactar sesgando la estimación de la elasticidad (Dahl y De Leire, 2008).

Una alternativa propuesta por Solon (1992), es estimar a través de variables instrumentales. Los trabajos de movilidad intergeneracional que aplican esta estrategia, generalmente utilizan la educación o alguna otra variable asociada al mercado de trabajo (como la ocupación o la rama de actividad) como instrumento del ingreso permanente de los padres. Es probable que la educación (y en menor medida la ocupación) se encuentre libre de variaciones transitorias, que sí se aprecian en series cortas de ingresos. De esta manera, la educación o la ocupación podrían convertirse en una buena proxy del ingreso permanente (Dunn, 2007).

Es importante aquí tener presente para la elección del instrumento, la estructura de los mercados de trabajo. En aquellos mercados dónde la estructura de la ocupación es más rígida y las personas no cambian de puestos de trabajo o de rama de actividad a pesar de las fluctuaciones económicas, entonces es probable que la ocupación no esté sujeta a shocks transitorios y por lo tanto podría convertirse en una buena aproximación al ingreso permanente. Sin embargo, en aquellas estructuras laborales más flexibles, un shock negativo podría generar pérdidas de puestos de trabajo, así como uno positivo podría incrementar los niveles de empleo y provocar altos niveles de rotación. De esta manera, es probable que la ocupación esté sujeta a las mismas variaciones que la variable que se intenta instrumentar (los ingresos). En estos casos, es preferible utilizar la educación como instrumento, ya que como señala Dunn (2007), es más probable que esta variable se encuentre libre de variaciones transitorias.

Otra solución es la aportada por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992) los cuales mostraron que la instrumentación del ingreso permanente de los padres podía hacerse a través de múltiples muestras. Una muestra (denominada principal) que contiene información para los hijos y para los padres, y otra muestra anterior (denominada secundaria) con las que se estiman ecuaciones del ingreso laboral para obtener los coeficientes de algunos determinantes, como el nivel educativo o la categoría de ocupación. Luego, estos coeficientes pueden ser utilizados para predecir el ingreso que los padres de la muestra principal tenían cuando sus hijos eran pequeños (Bjorklund y Jantti, 1997; Nicoletti y Francesconi, 2006; Dunn, 2007; Cervini, 2009; Jimenez y Jimenez, 2009).

Bajo algunos supuestos (se detallan más adelante) es posible combinar dos muestras para estimar la EII y la IRA: una primera que contenga la variable dependiente y el instrumento (el ingreso de los hijos y la educación u ocupación de los padres por ejemplo), con una segunda donde esté disponible el instrumento y las variables independientes. El estimador resultante se conoce como Mínimos Cuadrados en dos etapas en dos muestras (2S2SLS). Este método es asintóticamente equivalente al de variables instrumentales y es el que se utiliza en la mayoría de los trabajos de movilidad intergeneracional de los países de la región, donde no se dispone de paneles largos de información (Grawe, 2004; Dunn, 2007; Nuñez y Miranda, 2007; Jimenez y Jimenez, 2009; Jimenez, 2011)¹⁷.

Formalmente¹⁸, el ingreso del padre y del hijo en el momento s (el pasado) y t (el presente) pueden ser escritos como:

$$12) Y_{pis} = Y_{pi} + v_{pis}$$

$$13) Y_{hit} = Y_{hi} + v_{hit}$$

Donde Y_{pis} es el ingreso de los padres en el pasado; Y_{hit} es el ingreso de los hijos en el presente; v_{pis} y v_{hit} incorporan los movimientos transitorios del ingreso del padre y del hijo, así como los errores de medición.

Como no se cuenta con información de Y_{pis} en la muestra principal, pero sí se tiene un conjunto de variables instrumentales (Z_{pi}) se pueden estimar las ecuaciones (10) y (11) en dos etapas. En la primera etapa, se utiliza la muestra secundaria J para estimar la ecuación del ingreso laboral de los padres, utilizando como regresores sus características.

$$14) Y_{pjs} = WZ_{pj} + v_{pjs}$$

Donde Z_{pj} es un vector de variables socio-demográficas que explican los ingresos laborales y v_{pjs} es un error aleatorio, independiente de Z_{pj} .

¹⁷El estimador 2S2SLS también fue aplicado para países desarrollados cuando estos no disponían de paneles largos de información. Se destacan los trabajos de Bjorklund y Jantti (1997) para Suecia, Lefranc y Trannoy (2004) para Francia, Ermisch y Nicoletti (2005) para Gran Bretaña, Piraino (2006) y Mocetti (2007) ambos para Italia, y Cervini (2009) para España. En la actualidad, la mayoría de los países desarrollados cuentan con registros administrativos que vinculan padres e hijos, por lo que los trabajos actuales han vuelto a estimar movilidad intergeneracional a través de OLS utilizando estas fuentes de información (Mitnik, *et al.* 2015).

¹⁸ La explicación y el desarrollo formal está basado en Jimenez y Jimenez (2009).

En la segunda etapa, a partir de la estimación de la ecuación anterior, se obtienen las predicciones del ingreso laboral del i -ésimo padre de la muestra I para el momento s :

$$15) \hat{Y}_{pis} = \hat{w}Z_{pi}$$

Siendo \hat{w} los coeficientes estimados en la primera etapa y Z_{pi} un vector de variables socio-demográficas de los padres observadas en la muestra principal. Por lo tanto, este método emplea una fuente de datos externa, para estimar los coeficientes que serán utilizados para imputar los Y_{pis} que no se observan en la muestra principal.

Finalmente, se estiman las ecuaciones (10) y (11) utilizando el ingreso laboral imputado de los padres:

$$16) Y_{hi} = \alpha + \beta \hat{Y}_{pis} + \Phi A_i + \varepsilon_i$$

La consistencia del estimador 2S2SLS exige que los instrumentos empleados estén correlacionados con Y_{pis} e incorrelacionados con ε_i . Formalmente, si se denomina Z_j al vector de instrumentos, el estimador 2S2SLS será consistente si se cumplen dos condiciones:

- a) $Cov(Z_j, Y_{pis}) \neq 0$ y
- b) $Cov(Z_j, \varepsilon_i) = 0$.

Generalmente, como ocurre en la literatura sobre movilidad, la elección de los instrumentos está limitada en base a la información disponible. Variables como la educación o la ocupación de los padres suelen ser las utilizadas para instrumentar su ingreso permanente en la mayoría de los trabajos empíricos.

El uso de estos instrumentos suele ser problemático ya que si la educación de los padres se correlaciona con el ingreso del hijo, entonces la utilización de éste instrumento podría causar la inconsistencia del estimador 2S2SLS, sobreestimando la elasticidad (Solon, 1992).

Un aspecto a considerar es que la metodología adopta esta estrategia como un enfoque de "regresores generados" analizada originalmente por Murphy y Topel (1985). En este caso, la estimación en la primera etapa tiene el objetivo de generar una *proxy* de un regresor inobservado en la ecuación de la segunda etapa, y no tanto el de abordar el problema de endogeneidad del regresor (Jimenez, 2011).

De Luca y Peracchi (2007) advierten que en estas estimaciones al computar los errores estándar debe tenerse presente la heteroscedasticidad inducida por el uso de regresores generados. Para tratar este aspecto, en este trabajo al igual que lo realizado por Jimenez (2011), se utiliza la técnica bootstrap, lo cual permitirá una estimación de los errores estándar y así realizar las pruebas de significación de los parámetros estimados.

Por otra parte, otra posible fuente de sesgos tratada en esta literatura surge si las muestras contienen información sólo para padres e hijos corresidentes, como suele ocurrir en los trabajos para la región que utilizan Encuestas de Hogares. Este problema es denominado “corresidencia en la selección” (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 2009). El sesgo se debe a que dicha muestra suele ser no aleatoria, ya que existen diversos factores que hacen que los hijos continúen conviviendo con sus padres. Por ejemplo, podría llegar a ocurrir que los hijos emancipados tengan mayores ingresos que aquellos que aún conviven con sus padres, en este caso la movilidad estimada sería mayor a la verdadera al no poder incluir a estos hijos en la estimación. Por el contrario, si los hijos de menores recursos son los que se emancipen antes debido a las malas condiciones en las que vivían, en ese caso, se estaría calculando una movilidad más baja. A priori, la dirección del sesgo sería indeterminada y dependerá de cómo se conforme la muestra (Jimenez y Jimenez, 2009).

Finalmente, otra fuente de sesgo es aquella vinculada a la selección en el empleo, debido a que sólo se observa el ingreso laboral para el caso de las personas que están trabajando, lo cual no es una muestra aleatoria, particularmente en el caso de las mujeres (Cervini, 2009). Para solucionar el problema de selección en el empleo se aplicará el método de corrección propuesto por Heckman (1979) y se estimarán elasticidades distintas por sexo.

La mayoría de los estudios sobre movilidad intergeneracional ofrecen estimaciones sobre la asociación promedio entre el ingreso de los padres y sus hijos, suponiendo implícitamente el mismo grado de persistencia para todos (Cervini, 2009). Sin embargo, podría esperarse que dicha persistencia varíe a lo largo de la distribución del ingreso (Nybom y Stuhler, 2016). Para analizar ello, se estima la EII por medio de regresiones cuantílicas. Este método constituye una de las formas de examinar no linealidades en la movilidad intergeneracional, al permitir que la elasticidad varíe en diferentes puntos de la distribución (Jimenez, 2011).

Para corregir las regresiones cuantílicas al haber sesgo de selección en el empleo en el caso de las mujeres, se utiliza el método de Buchinsky (1998). Dicha estimación permite obtener el

factor de sesgo sin necesidad de asumir normalidad y homoscedasticidad en la distribución de los errores. Es decir, Buchinsky (1998) considera el sesgo de selección en el empleo al igual que Heckman (1979) pero con dos diferencias: a) considera regresiones en los cuantiles y no en las medias; b) no asume necesariamente una distribución normal y homoscedástica del término de error (Borraz y Robano, 2010).

Siguiendo a Arias, Sosa y Hallock (2001), el estimador por Regresiones Cuantílicas en dos etapas tiene una interpretación similar al de Mínimos Cuadrados en dos etapas. En la primera etapa se realiza una proyección del logaritmo del ingreso laboral de los padres en los instrumentos, y en la segunda etapa se computa una regresión cuantílica del logaritmo del ingreso laboral del hijo en la proyección obtenida en la primera etapa.

Otra manera de estudiar no linealidades en la movilidad es a través del análisis de las matrices de transición. Usualmente se presenta una matriz de 5x5, cada una de las filas refiere a los quintiles de ingreso de los padres/madres y cada columna a los quintiles de ingreso de los hijos/as. A partir de allí, se estudia como un indicador de inmovilidad la probabilidad de que un hijo/a pertenezca a un determinado quintil i de ingresos laborales, dado que el padre o la madre pertenecieron a ese mismo quintil i (Dahl y De Leire, 2008).

En base a dichas matrices es posible estimar otros indicadores de movilidad de ingresos, como por ejemplo, la proporción de hijos que se encuentra en un quintil superior al de sus padres (movilidad ascendente) y la proporción de hijos que se encuentra en un quintil inferior al de sus padres (movilidad descendente).

Además, también es posible calcular los índices de Shorrocks (1978) y de Bartholomew (1973). El primero de ellos está definido para una matriz A como: $(n - \text{traza de } A)/(n-1)$ siendo n el número de percentiles. Cuanto menor sea el indicador menor será la movilidad. El indicador de Bartholomew (1973) es un índice ponderado, definido por $\sum \sum a_{ij} |i-j| a_i$, donde a_{ij} es la proporción de hijos o hijas en el quintil j cuyos padres estaban en el quintil i . Cuanto mayor sea la proporción de hijos que se encuentra en un quintil distinto al de sus padres, mayor será el indicador y por lo tanto mayor será la movilidad.

Estos indicadores aportan una medida sintética de movilidad que permiten observar la dirección de la misma además de la persistencia. Asimismo, al tratarse de indicadores síntesis permiten realizar comparaciones con otros estudios.

6. Fuentes de Información.

Para la estimación de la EII y de la IRA a través del estimador 2S2SLS se utilizarán dos muestras principales y una muestra secundaria. Como muestras principales se considerarán la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud 2013 (ENAJ) y la Encuesta Continua de Hogares 2013 (ECH) y como muestra secundaria se trabaja con la Encuesta Continua de Hogares del año 1993.

Ambas muestras principales tienen sus ventajas y limitaciones. La ENAJ contiene información que no suele estar disponible en las encuestas de hogares, como por ejemplo los antecedentes familiares. En particular, la ECH no contiene preguntas sobre los antecedentes educativos del padre o de la madre de la persona entrevistada en caso de que no sean corresidentes, en cambio en la ENAJ esta información sí se encuentra disponible. Por lo tanto, al trabajar con esta última base de datos se obtiene información acerca del nivel educativo de los padres (que será utilizado como instrumento para la estimación de los ingresos) independientemente de si conviven o no con sus hijos, lo cual mitiga el sesgo de coresidencia, que sí estará presente al utilizar la ECH.

La ENAJ es representativa del país urbano (lo cual constituye la población objetivo del trabajo) y abarca a los jóvenes de 12 a 29 años, lo que implica una limitación dado que obliga a trabajar con un grupo restringido de hijos. Siguiendo a Ferrando (2011), en este caso se considerará a aquellas personas de 25 a 29 años, ya que de esta manera se evita el problema de considerar a los jóvenes que aún no han terminado sus estudios, o no estén abocados plenamente al mercado de trabajo.

El hecho de que la ENAJ cuente con información de los hijos en los inicios de su carrera en el mercado laboral podría sesgar las estimaciones de la elasticidad a la baja. La brecha de ingresos suele ampliarse con la edad (Dahl y De Leire, 2008), de este modo, si se relacionan los ingresos de los padres con los ingresos de una cohorte joven de hijos que recién se incorporan al mercado laboral, se encontraría una movilidad más alta que la real, dado que el ingreso de los hijos al inicio de la vida laboral no está próximo a lo que sería el nivel de ingresos permanente¹⁹.

¹⁹ Los resultados de Haider y Solon (2006) muestran que el ingreso alcanzaría su nivel “permanente” entre los 36 y los 40 años de edad.

Al trabajar con la ECH se considerará una cohorte de hijos más amplia que abarca desde los 25 a los 38 años²⁰, con el fin de aproximarse al nivel “permanente” de los ingresos y captar de mejor manera la brecha existente en el mercado laboral. Además, utilizar la ECH permite comparar los resultados con los demás países de la región que también estiman la movilidad a partir de encuestas de hogares y que toman rangos de edades similares. No obstante, debe tenerse presente que los hijos con los que se trabaja en la ECH son los que viven con sus padres y por lo tanto, puede generarse sesgo por coresidencia ya que la muestra de hijos en edad avanzada que convive con sus padres no es aleatoria (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 2009; Jimenez y Jimenez 2009).

Para predecir el ingreso de los padres se emplea como muestra secundaria los datos de la ECH del año 1993. Esta muestra está compuesta por padres representativos con hijos de la misma cohorte de nacimiento que los hijos de las muestras principales (Bjorklund y Jantti, 1997). Siguiendo a Dunn (2007) y Jimenez (2011) se eligen a los padres de 30 a 50 años²¹ en 1993 por dos razones: la primera tiene que ver con lo mencionado anteriormente en cuanto al sesgo por medición del ingreso permanente; la segunda, se debe a que para la gran mayoría de los padres, el nivel educativo que poseían en ese año será el mismo 20 años después, ya que la edad mínima de los padres en 1993 (30 años) es mayor a la edad de finalización teórica de los estudios superiores (Jimenez, 2011).

Asimismo, para la elección del año 1993 se siguió a Nuñez y Miranda (2007) quienes argumentan que los padres toman sus decisiones de inversión de capital humano en los hijos cuando estos últimos son niños y/o adolescentes. Entonces, al utilizar la ENAJ como muestra principal aquellos hijos que tienen en 2013 entre 25 y 29 años, en el año 1993 tenían entre 5 y 9 años, y al considerar la ECH como muestra principal, los hijos dos décadas atrás tenían entre 5 y 18 años.

Como se mencionó anteriormente, la elección de las variables instrumentales está sujeta a la disponibilidad de información. Cuando se trabaja con la ENAJ como muestra principal se utiliza como instrumento del ingreso laboral, el nivel educativo de los padres que es consultado

²⁰ Se consideran las personas de 25 y más años en la ECH con el fin de que las estimaciones a partir de esta muestra puedan compararse con las obtenidas a través de la ENAJ cuando se considera la cohorte de 25 a 29 años.

²¹ Si bien Jimenez (2011) toma en cuenta los padres de 30 a 45 años, en este trabajo se optó por extender levemente el rango de edad considerado.

directamente a los jóvenes²², una dummy que hace referencia a la región y otra que refiere a si los padres continúan casados²³ (Cuadro 1). Siguiendo a Jimenez y Jimenez (2009) el nivel educativo se divide en seis categorías, distinguiendo aquellas personas que tienen estudios primarios, secundarios y terciarios y a la vez si los mismos son completos o incompletos.

Al trabajar con la ECH como muestra principal, el ingreso laboral de los padres se predice utilizando además del nivel educativo y la región, la categoría de ocupación, la edad y su cuadrado (Cuadro 1), que se encuentran disponibles en la ECH para los padres que conviven con sus hijos²⁴.

La variable dependiente serán los ingresos laborales, no se consideran aquellos ingresos derivados de las transferencias como jubilaciones y pensiones. En el caso de trabajadores dependientes se toma en cuenta tanto el ingreso de la ocupación principal y en caso que corresponda el ingreso de la ocupación secundaria. Para estos trabajadores se considerarán todo tipo de ingresos por concepto de trabajo ya sea salario, utilidades, viáticos, comisiones, propinas, tickets de alimentación, vivienda o alojamiento y otro tipo de pagos en especie. Para los trabajadores que no se encuentran en relación de dependencia se toman en cuenta la distribución de utilidades, el retiro de productos para consumo propio, los ingresos por aparcería, pastoreo y ganado a capitalización.

El cuadro 1 presenta una síntesis de las variables que se utilizarán en las estimaciones según las fuentes de información con las que se trabaje.

²² Esta variable también podría contener un sesgo ya que no siempre coincide lo que recuerdan los hijos de la educación de sus padres y lo que finalmente declaran los padres. También es posible que algunos hijos desconozcan la educación de sus padres especialmente si no viven con ellos (Bjorklund y Jantti, 1997)

²³ Estas variables instrumentales se denominarán de ahora en adelante "Instrumentos A".

²⁴ Este conjunto de instrumentos se denominarán de ahora en adelante "Instrumentos B".

Cuadro 1: Síntesis de las fuentes de información y las variables a utilizar en las estimaciones.

	Principal	Principal	Secundaria
	ENAJ 2013	ECH 2013	ECH 1993
Variable Dependiente	Ingresos laborales de los hijos de 25 a 29 años	Ingresos laborales de los hijos de 25 a 38 años	Ingresos laborales de los padres de 30 a 50 años
Variables Instrumentales	Nivel Educativo de los padres Estado Civil de los padres Región de residencia de los padres	Nivel Educativo de los padres Estado Civil de los padres Región de residencia de los padres Edad de los padres Edad al cuadrado de los padres Categoría de Ocupación de los padres	
Variables Independientes	Nivel Educativo de los hijos Edad de los hijos Edad al cuadrado de los hijos Región de residencia de los hijos Categoría de ocupación de los hijos	Nivel Educativo de los hijos Edad de los hijos Edad al cuadrado de los hijos Región de residencia de los hijos Categoría de ocupación de los hijos	

Nota: Los ingresos laborales de los padres son los predichos para 1993. Constituyen una variable dependiente en la primera etapa de la estimación y una covariable en la segunda etapa de la estimación.
Fuente: Elaboración propia.

Considerar solamente los ingresos derivados del trabajo enfrenta algunos desafíos, dado que si el nivel de bienestar de las familias está correlacionado positivamente con las habilidades, la desigualdad en los ingresos totales tenderá a ser mayor que la observada en los ingresos laborales (Piketty, 2000). De hecho, De Rosa (2016) muestra empíricamente como para Uruguay la riqueza está mucho más concentrada que el ingreso laboral²⁵. Por lo tanto, las mediciones de movilidad intergeneracional de ingresos a través del ingreso laboral constituyen solamente una aproximación²⁶ (Cuadro 2).

²⁵ En Uruguay, el índice de Gini al estudiar los ingresos laborales se sitúa alrededor de 0,4 en los últimos años, mientras que al estudiar la riqueza era mayor a 0,8 (De Rosa, 2016).

²⁶ No obstante, como señala Piketty (2000) al menos el 70% de la persistencia de la inequidad en el bienestar entre las generaciones puede explicarse por las inequidades en los ingresos laborales, de allí que este sea el principal campo en el que se han centrado los estudios sobre movilidad intergeneracional de ingresos.

A modo de resumen de lo expuesto hasta el momento, en el cuadro 2 se presenta una síntesis de los diferentes sesgos que podría enfrentar la estimación según las fuentes de información y las variables consideradas para medir la movilidad intergeneracional. Estos posibles sesgos serán tenidos en cuenta al momento de interpretar los resultados.

Cuadro 2: Síntesis de los posibles sesgos que podrían enfrentar las estimaciones.

	Sesgos	
	Elasticidad	Movilidad
Asociados a la Variable Dependiente	A la baja	Sobreestima
Asociados a las Variables Instrumentales	Al alza	Subestima
Asociados a la utilización de la ENAJ 2013 como fuente principal.	A la baja	Sobreestima
Asociados a la utilización de la ECH 2013 como fuente principal.	Al alza	Subestima

Nota: Las Variables Dependientes y las Variables Instrumentales son las mencionadas en el cuadro anterior. El sesgo referido a la utilización de la ENAJ 2013 como muestra principal se debe al hecho de considerar una cohorte jóvenes de hijos que están en sus primeros años en el mercado laboral. El sesgo referido a la utilización de la ECH 2013 como muestra principal refiere al hecho de considerar padres e hijos corresidentes.

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 3 resume algunas características de las muestras a partir de los promedios de las variables a considerar en el análisis empírico. Se cuentan con 826 casos en la ENAJ (407 hijos varones y 419 hijas mujeres de 25 a 29 años). Mientras que con la ECH el número de observaciones es de 2026, los hijos varones son 1165 y las hijas mujeres 861.

Como se puede apreciar, si bien la cantidad de observaciones utilizando la ECH como muestra principal aumenta al considerar un rango de edad de los hijos más amplio, el promedio de edad de estos hijos es 29,3, mientras que utilizando como muestra principal la ENAJ (con un rango de hijos más acotado) el promedio de edad de hijos e hijas es 27,0. Como se mencionó anteriormente, considerar a una cohorte de hijos al inicio de la vida laboral podría sesgar las estimaciones de las elasticidades a la baja (Cuadro 2).

Por otra parte, si se analiza la distribución por quintil se observa claramente que, mientras la ENAJ está prácticamente equidistribuida, la ECH contiene mayor proporción de casos en la cola alta de la distribución de los ingresos. Lo que estaría revelando una correlación positiva entre coresidencia y nivel de ingresos. Por lo tanto, la estimación del β utilizando la muestra ECH

estará sesgada hacia arriba ya que los hijos de menores recursos estarían subrepresentados (Jimenez, 2011) y por ende, se estaría estimando una movilidad menor a la real (Cuadro 2).

En consecuencia, dado que los promedios de edades entre las dos muestras principales no son sustancialmente distintos y que el sesgo por coresidencia está claramente presente al utilizar la fuente de información ECH pero no está presente en la ENAJ, se espera que las estimaciones más consistentes se obtengan utilizando esta última fuente de datos.

Cuadro 3: Valores promedios de las variables usadas en las estimaciones según fuentes de información. País Urbano.

Variables	ENAJ					ECH				
	Hijos e Hijas	Hijos	Hijas	Padre	Madre	Hijos e Hijas	Hijos	Hijas	Padre	Madre
Logaritmo del Ingreso laboral	9,5512	9,7124	9,3593	8,5192	8,0902	9,5677	9,738	9,4024	9,0892	8,4299
Promedio de edad	27	27	27			29,3	29,4	29,3	39,3	38,4
Quintil 1	17,1	16,7	17,4			6,9	7,7	5,7	16,4	19,4
Quintil 2	18	16,7	19,4			14,7	14	15,7	18,9	18
Quintil 3	21,3	20,2	22,4			22,1	21,5	22,9	21,8	21,8
Quintil 4	22,2	22,6	21,7			27,7	28,4	26,8	22,4	20,3
Quintil 5	21,4	23,8	19,1			28,6	28,4	28,9	20,5	20,5
Primaria Incompleta	1,1	1,7	0,5	7,1	6,5	1,1	1,7	0,4	9,3	10
Primaria Completa	7,1	10,3	4,1	31,6	28,5	7,3	10,1	3,5	24,7	24,4
Secundaria Incompleta	42,1	45,9	38,4	32,2	31,5	44,2	51,9	33,8	37,6	34
Secundaria Completa	11,4	8,9	13,8	14,6	14,9	13,7	11,9	16,1	16,2	15,3
Terciaria Incompleta	23,6	22,4	24,8	4,2	6,6	17,5	14,2	22,1	4,9	4,7
Terciaria Completa	14,7	10,8	18,4	10,3	12	16,1	10,1	24,1	7,3	11,6
Montevideo	51,7	51,6	51,8	37,4	37,8	44,1	42	46,9	36,2	39,6
Casado	12,7	10,6	14,8	34,8	30,9	13,7	12,9	14,6	88,4	78
Niños menores de 4 en el hogar	22,5	21,1	23,9			18,4	17	20,3	20,3	26,1
Asalariado Privado	85,8	87,2	84,7			79,8	83,2	77,1	75,5	72,8
Asalariado Público	8,3	7,1	9,3			13,9	10,2	18,8	16,3	19,4
Trabajadores no dependientes	5,9	5,7	6,0			6,3	6,6	4,1	8,2	7,8
Observaciones	826	407	419			2026	1165	861	2186	1683

Nota: Los valores del ingreso laboral están en pesos corrientes del año 2013 para los hijos y es el predicho para los padres en 1993 a pesos corrientes del año 2013. Los quintiles de ingresos son construidos a partir de los ingresos del hogar en los que residen los hijos según fuente ENAJ y en los que coresiden padres e hijos según fuente ECH. Asimismo, para los padres se presenta el promedio de edad que tenían en 1993 y si eran casados en ese año según fuente ECH. En cambio, según ENAJ se presenta la declaración que hace el joven sobre la situación conyugal de sus padres en el 2013.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH y ENAJ 2013.

7. Resultados.

7.1 Estimación de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso (EII) y de la Asociación Intergeneracional en el Ranking (IRA).

En primer lugar, se presenta las estimaciones de la EII obtenidos a partir de la estimación de la ecuación (10) por el método 2S2SLS²⁷. Siguiendo a Corak (2006-2015) y Jimenez (2011) las EII miden el grado promedio de asociación del ingreso laboral entre padres e hijos 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/madre.

Las columnas (1) a (4) del cuadro 4 presentan los resultados de las estimaciones utilizando los “Instrumentos A”. En las columnas (1) y (2) se presentan las estimaciones a partir de la ENAJ y en las columnas (3) y (4) a partir de la ECH. Las columnas (5) a (6) presentan los resultados de las estimaciones al considerar los “Instrumentos B” los cuales se encuentran disponibles solamente al trabajar con la ECH como muestra principal.

En primer lugar, la correlación del ingreso laboral de todos los hijos (varones y mujeres) de 25 a 29 años con el ingreso laboral de los padres es 0.48. Al separar entre hijos varones e hijas mujeres, se observa que la movilidad intergeneracional es claramente más baja en el caso de las mujeres ya que la elasticidad estimada es de 0.61, mientras que en el caso de los varones es 0.37 (columna 1). Al considerar a las madres (columna 2), la EII para todos los hijos (varones y mujeres) es similar a la obtenida con los padres (0.46). Nuevamente, la movilidad intergeneracional es más baja para las hijas mujeres.

Al estimar utilizando la ECH como fuente primaria, se aprecia que las elasticidades son levemente mayores en todos los casos, lo cual podría deberse al sesgo por coresidencia. La EII estimada entre los padres/madres y todos los hijos (varones y mujeres) gira en torno a 0.55. Al dividir las estimaciones por sexo, se observa nuevamente que la movilidad intergeneracional es más baja en el caso de las mujeres, con una EII alrededor de 0.65 (columnas 3 y 4).

²⁷ La primera etapa de la estimación se presentan en los Cuadros A1, A2 y A3 del Anexo. En el caso de la estimación para las mujeres las elasticidades presentadas están corregidas por el método de Heckman (1979). Las variables utilizadas para la estimación de la participación de la mujer en el mercado de trabajo fueron: el nivel educativo, la edad y su cuadrado, el número de hijos menores de 4 años en el hogar, la edad del niño más pequeño, el ingreso del cónyuge, y su cuadrado. Se eligen estas variables siguiendo a Birch (2005), a Blau y Khan (2005) y a Espino, Leites y Machado (2009) que estudian los principales determinantes de la oferta laboral femenina y el cambio en el comportamiento de las mujeres casadas. Los resultados de estas estimaciones se presentan en el cuadro A4 a A7 del Anexo.

Finalmente, la estimación a partir del conjunto de “Instrumentos B” muestra resultados similares a lo presentado en las columnas previas. Esto podría estar indicando, por un lado, que la incorporación de estos instrumentos no cambia significativamente los resultados y que por lo tanto, los instrumentos utilizados en las primeras 4 columnas son adecuados para la predicción del ingreso de los padres. Por otro lado, estos resultados podrían dar la pauta que las diferencias registradas en las estimaciones se deberían especialmente al sesgo de coresidencia, el cual se encuentra presente al utilizar la ECH como muestra principal.

Cuadro 4: Estimaciones de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso laboral promedio (EII).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a
Todos	0.483*** (0.0076)	0.463*** (0.0074)	0.552*** (0.0079)	0.532*** (0.0081)	0.534*** (0.0074)	0.521*** (0.0075)
Varones	0.371*** (0.0128)	0.348*** (0.0096)	0.429*** (0.0101)	0.403*** (0.0090)	0.412*** (0.0086)	0.395*** (0.0087)
Mujeres	0.613*** (0.0130)	0.590*** (0.0107)	0.661*** (0.0125)	0.642*** (0.0112)	0.654*** (0.0122)	0.627*** (0.0102)

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral.

En las columnas (1) y (2) la cohorte de hijos considerada es de 25 a 29 años ya que se trabaja con la ENAJ como muestra principal. En las columnas (3) a (6) la cohorte de hijos considerada abarca desde los 25 a los 38 años ya que se utiliza como muestra principal la ECH.

Los instrumentos para la predicción del ingreso de los padres en las columnas (1) a (4) son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

En (5) y (6) se agregan como instrumentos la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

En todos los casos se utiliza a la ECH 1993 como muestra secundaria.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 2013-1993.

Los resultados presentados en el cuadro anterior refieren a la EII. Este coeficiente (β) es el que se estudia en la mayoría de los trabajos de movilidad intergeneracional (Corak, 2006-2015). No obstante, los trabajos recientes realizados por Chetty *et al.* (2014a-2014b), Mitnik *et al.* (2015) y Nybom y Stuhler (2016) indican que la EII suele ser muy sensible a las especificaciones y a los supuestos realizados en cada estimación. Por estos motivos, otra forma de computar la movilidad intergeneracional es a través del método propuesto por Dahl y De Leire (2008), que

consiste en analizar la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos (intergenerational rank association-IRA)²⁸.

El cuadro 5 muestra los resultados siguiendo la misma lógica que el cuadro 4. Como puede apreciarse las estimaciones de la IRA son similares a las de la EII, con un β que se ubica entre 0.45 y 0.5 al considerar tanto los ingresos del padre como los de la madre. Esto implicaría que al incrementar un decil la posición del padre o de la madre, manteniendo todo lo demás constante, la posición del hijo se incrementa en aproximadamente medio decil. Nuevamente, se aprecian diferencias significativas según sexo, siendo los varones los que presentan una mayor movilidad en comparación con las mujeres. Sin embargo, las diferencias entre varones y mujeres al estimar la IRA son menores, debido especialmente a la caída del β en el caso de éstas últimas.

Cuadro 5: Estimaciones de la Asociación Intergeneracional en el Ranking del Ingreso laboral (IRA).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a	Padre/Hijo-a	Madre/Hijo-a
Todos	0.449*** (0.0064)	0.441*** (0.0070)	0.502*** (0.0059)	0.484*** (0.0066)	0.492*** (0.0056)	0.479*** (0.0061)
Varones	0.401*** (0.0089)	0.380*** (0.0082)	0.439*** (0.0071)	0.413*** (0.0071)	0.432*** (0.0068)	0.399*** (0.0069)
Mujeres	0.521*** (0.0093)	0.511*** (0.0092)	0.561*** (0.0082)	0.542*** (0.0077)	0.549*** (0.0079)	0.537*** (0.0075)

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral.

En las columnas (1) y (2) la cohorte de hijos considerada es de 25 a 29 años ya que se trabaja con la ENAJ como muestra principal. En las columnas (3) a (6) la cohorte de hijos considerada abarca desde los 25 a los 38 años ya que se utiliza como muestra principal la ECH.

Los instrumentos para la predicción del ingreso de los padres en las columnas (1) a (4) son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

En (5) y (6) se agregan como instrumentos la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

En todos los casos se utiliza a la ECH 1993 como muestra secundaria.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 2013-1993.

²⁸ Con el objetivo de facilitar la interpretación de resultados y dado el problema con la cantidad de observaciones se opta por dividir los rankings en 10 bloques, conformando la distribución del ingreso en deciles. De esta manera, el resultado de la IRA mide cuantos deciles se incrementa la posición del hijo al incrementar en un decil la posición de los padres en la distribución de los ingresos (Dahl y De Leire 2008; Chetty *et al.* 2014; Mitnik *et al.* 2015)

Uno de los objetivos del trabajo consiste en comparar los hallazgos aquí reportados con los obtenidos en estudios empíricos realizados para otros países. No obstante, debido a que los antecedentes pueden diferir en la forma que definen la variable de ingresos, la cohorte de hijos considerada y las estrategias empíricas utilizadas la estimación, es importante tener precaución al realizar este tipo de comparaciones.

Nuñez y Miranda (2007) para Chile estiman para una cohorte de hijos de 23 a 34 años, y obtienen una EII de 0.46, similar a la hallada en este trabajo al emplear la ENAJ como muestra principal y menor en comparación a la obtenida con la ECH. Asimismo, los resultados de la EII obtenidos por Jimenez y Jimenez (2009) para Argentina, son similares a los hallazgos de este trabajo cuando se emplea como muestra principal la ENAJ considerando el conjunto de hijos varones y mujeres. Sin embargo, existen importantes diferencias al dividir por sexo en Uruguay, que no parecerían registrarse en Argentina, donde la EII para varones es 0.485 y para mujeres es 0.469, siendo la diferencia no significativa (Jimenez y Jimenez, 2009).

Al comparar los coeficientes referidos a la IRA, se observa que éstos se encuentran por encima de los resultados hallados por Dahl y De Leire (2008) y Chetty *et al.* (2014a y 2014b) para Estados Unidos, los cuales estiman un β cercano a 0.3. Asimismo, estos resultados también son levemente superiores a los hallados por Jimenez (2011) para Argentina. En este último caso, la autora estima una IRA de 0.41 al considerar el ingreso del padre y 0.38 al considerar el ingreso de la madre. Según este indicador entonces, la movilidad intergeneracional de ingresos en Uruguay sería menor a la hallada para Estados Unidos y levemente más baja a la encontrada para Argentina.

7.2 Medición de la Presencia de No Linealidades

Un objetivo secundario propuesto en este trabajo consiste en estudiar la existencia de no linealidades en la movilidad intergeneracional. Es decir, se busca responder en qué parte de la distribución del ingreso laboral existe mayor o menor movilidad intergeneracional. La mayoría de los estudios hasta el momento, ofrecen estimaciones sobre la asociación promedio entre el ingreso de los padres y sus hijos, asumiendo implícitamente el mismo grado de persistencia para todos, sin embargo, podría ocurrir que dicha persistencia varíe a lo largo de la distribución

(Cervini, 2009). Para analizar ello, por un lado, se estima la EII por medio de regresiones cuantílicas. Este método constituye una de las formas de examinar no linealidades en la movilidad intergeneracional, al permitir que la elasticidad varíe en diferentes puntos de la distribución (Jimenez, 2011). Por otro lado, se aplican matrices de transición las cuales permiten observar la proporción de hijos que se mantiene en el mismo quintil que sus padres, así como también la proporción que se encuentra en un quintil diferente, otorgando un panorama de la dirección ya sea ascendente o descendente de la movilidad intergeneracional de ingresos (Jenkins y Siedler, 2007).

7.2.1 La estimación de la EII en los distintos cuantiles de la distribución.

Los cuadros 6 y 7 muestran las estimaciones de la EII para los distintos cuantiles de la distribución del ingreso laboral a partir de la utilización de la ENAJ como muestra principal, en tanto que los cuadros 8 y 9 reportan las mismas estimaciones utilizando como muestra principal la ECH. Se aprecia que la mayor elasticidad y por lo tanto menor movilidad intergeneracional, se presentan en los extremos de la distribución.

Al estimar utilizando la ENAJ, se aprecia que en el primer y en el último decil la elasticidad de todos los hijos (varones y mujeres) con el ingreso laboral del padre es de 0.55 y 0.56 respectivamente.

Al considerar el ingreso laboral de la madre se obtienen resultados similares, con valores de la EII mayores en los extremos de la distribución. Asimismo, se aprecia que tanto para el primer decil como para el décimo, la correlación con el ingreso de las madres es mayor en comparación a la obtenida con el ingreso de los padres, aunque las diferencias no son significativas.

Al analizar por sexo, se observa en todos los cuantiles de la distribución que los varones presentan una mayor movilidad en comparación con las mujeres. En particular, en los extremos de la distribución la EII obtenida para las mujeres es mayor a 0.65 en tanto que para los varones gira en torno a 0.45.

Las estimaciones a partir de la ECH muestran resultados similares a los anteriores, donde la mayor inmovilidad continúa presentándose en los extremos de la distribución. No obstante, en estas estimaciones los mayores registros de la EII se ubican en la cola superior de la distribución del ingreso, lo cual puede estar asociado al sesgo de coresidencia ya que la ECH

sub-representa a los hijos de menores recursos. Nuevamente, en todas las estimaciones se confirman diferencias significativas por sexo, siendo los varones los que presentan mayor movilidad intergeneracional en comparación con las mujeres.

Cuadro 6: Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre padres e hijos/as utilizando como muestra principal la fuente de información ENAJ.

Hijos	Cuantiles					
	Media	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos	0.483*** (0.0076)	0.549*** (0.0153)	0.467*** (0.0095)	0.427*** (0.0079)	0.451*** (0.0085)	0.562*** (0.0116)
Varones	0.371*** (0.0128)	0.426*** (0.0177)	0.351*** (0.0155)	0.336*** (0.0117)	0.349*** (0.0163)	0.458*** (0.0184)
Mujeres	0.613*** (0.0130)	0.659*** (0.0206)	0.605*** (0.0168)	0.553*** (0.0140)	0.581*** (0.0172)	0.657*** (0.0215)

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

En el caso de las mujeres debido a la existencia de sesgo en la participación en el mercado laboral, las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) al estimar para la media, en tanto que se aplica el método de Buchinsky (1998) al estimar para los cuantiles.

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro 7: Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre madres e hijos/as utilizando como muestra principal la fuente de información ENAJ.

Hijos	Cuantiles					
	Media	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos	0.463*** (0.0074)	0.565*** (0.0145)	0.474*** (0.0100)	0.398*** (0.0080)	0.436*** (0.0086)	0.586*** (0.0182)
Varones	0.348*** (0.0096)	0.460*** (0.0185)	0.378*** (0.0158)	0.291*** (0.0141)	0.329*** (0.0155)	0.463*** (0.0197)
Mujeres	0.590*** (0.0107)	0.674*** (0.0295)	0.575*** (0.0201)	0.502*** (0.0181)	0.563*** (0.0194)	0.688*** (0.0313)

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

En el caso de las mujeres debido a la existencia de sesgo en la participación en el mercado laboral, las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) al estimar para la media, en tanto que se aplica el método de Buchinsky (1998) al estimar para los cuantiles.

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro 8: Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre padres e hijos/as utilizando como muestra principal la fuente de información ECH.

Hijos	Cuantiles					
	Media	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos	0.534*** (0.0074)	0.562*** (0.0175)	0.519*** (0.0098)	0.454*** (0.0075)	0.493*** (0.0080)	0.617*** (0.0161)
Varones	0.412*** (0.0086)	0.449*** (0.0171)	0.395*** (0.0102)	0.346*** (0.0092)	0.409*** (0.0107)	0.480*** (0.0167)
Mujeres	0.654*** (0.0122)	0.691*** (0.0178)	0.625*** (0.0137)	0.581*** (0.0123)	0.641*** (0.0131)	0.738*** (0.0206)

Nota: Entre paréntesis se computan los errores estándares robustos para las regresiones medias y los estimados a través de la técnica de bootstrap para las regresiones por cuantiles.

En el caso de las mujeres debido a la existencia de sesgo en la participación en el mercado laboral, las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) al estimar para la media, en tanto que se aplica el método de Buchinsky (1998) al estimar para los cuantiles.

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados, la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

Cuadro 9: Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre madres e hijos/as utilizando como muestra principal la fuente de información ECH.

Hijos	Cuantiles					
	Media	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos	0.521*** (0.0075)	0.606*** (0.0139)	0.511*** (0.0101)	0.439*** (0.0083)	0.523*** (0.0079)	0.642*** (0.0142)
Varones	0.395*** (0.0087)	0.491*** (0.0149)	0.401*** (0.0131)	0.333*** (0.0097)	0.425*** (0.0105)	0.534*** (0.0155)
Mujeres	0.627*** (0.0101)	0.723*** (0.0221)	0.612*** (0.0180)	0.536*** (0.0117)	0.615*** (0.0178)	0.747*** (0.0239)

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

En el caso de las mujeres debido a la existencia de sesgo en la participación en el mercado laboral, las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) al estimar para la media, en tanto que se aplica el método de Buchinsky (1998) al estimar para los cuantiles.

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados, la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

En síntesis, los resultados presentados confirman la existencia de no linealidades en la movilidad intergeneracional, aunque éstas parecerían no ser tan pronunciada. Gráficamente se observa que la elasticidad tiene forma de U achatada. Es decir, comienza en niveles más altos para los deciles bajos de la distribución, a medida que se avanza en la distribución la inmovilidad descende para luego, sobre el final de la cola, volver a subir²⁹.

Comparando estos resultados con los obtenidos por Jimenez (2011) para Argentina se observa que si bien para ambos países existen no linealidades, en el caso argentino la mayor inmovilidad se presenta particularmente en la cola baja de la distribución, lo que lleva a la autora a concluir sobre la existencia de trampas de pobreza intergeneracionales en dicho país (Jimenez, 2011). Para Uruguay en cambio, las mayores elasticidades se presentan en ambos extremos de la distribución, por lo que podrían existir las denominadas trampas de status (Durlauf, Kourtellos y Tan 2016). En otras palabras, para los hijos ubicados en la cola inferior (superior) de los ingresos, es poco probable que un shock aleatorio favorable (desfavorable) los mueva hacia arriba (abajo), y esto es particularmente cierto en el caso de las mujeres.

7.2.2 La estimación de Matrices Intergeneracionales de Transición.

Una forma flexible e intuitiva para aproximarse a este fenómeno es a través de las matrices de transición, las cuales permiten observar no solamente el grado de movilidad intergeneracional en los distintos tramos de la distribución, sino también la dirección de la misma (Jenkins y Siedler, 2007).

El cuadro 10 presenta las matrices que vinculan el ingreso laboral de todos los hijos, de los hijos varones y de las hijas mujeres respectivamente, con el ingreso laboral de los padres, utilizando como muestra principal la fuente de información ENAJ. El cuadro 11 presenta la misma información pero considerando el ingreso laboral de las madres³⁰.

²⁹ Los gráficos 3 a 6 se presentan en el Anexo, en ellos puede observarse la forma de U achatada de la EII estimada utilizando tanto la ENAJ 2013 y la ECH 2013 como muestras principales y la ECH 1993 como muestra secundaria.

³⁰ Las matrices de transición obtenidas a partir de la utilización de la ECH 2013 como muestra principal se presentan en el Anexo. Los resultados son similares a los obtenidos a partir de la ENAJ, aunque la proporción de hijos que continúa en el mismo quintil que sus padres es levemente mayor, lo cual es consistente con la presencia del sesgo por coresidencia.

Como se observa en todas las matrices presentadas, los mayores valores se obtienen en las diagonales principales, lo que indicaría que la probabilidad de que un hijo/a pertenezca a un determinado quintil i de ingresos laborales, dado que el padre o la madre pertenecieron a ese mismo quintil i es mayor en comparación a la probabilidad de moverse hacia otros quintiles.

Nuevamente, la movilidad intergeneracional más baja se presenta en los extremos de la distribución del ingreso laboral, con una mayor proporción de hijos/as en el quinto quintil que permanecen allí si el (la) padre (madre) se encontraba en dicha posición. La excepción se da en el caso del ingreso de las hijas mujeres y el de los padres, donde la mayor inmovilidad aparece en el primer quintil.

Asimismo, los resultados señalan que la proporción de hijos que logran moverse hacia el quintil más alto si su padre o madre se ubicaban en el quintil más bajo es relativamente pequeña. En efecto, el porcentaje de hijos que logra moverse hacia el último quintil si su padre o madre estaba en el primero es de 8,0% y 7,0% respectivamente. Nuevamente, los varones son los que registran mayor movilidad ascendente, aunque las diferencias en este caso no son significativas. Por otra parte, la proporción de hijos e hijas que transitan hacia el primer quintil dado que sus padres o madres estaban en el último quintil es 6,3% y 6,1% respectivamente.

Estos resultados parecen estar en línea con la evidencia internacional registrada para la región. En el caso de Chile, Nuñez y Miranda (2007) encuentran que las probabilidades de transición del quintil más bajo hacia el más alto y viceversa varían entre 0% y 8%. Jimenez (2011) para Argentina halla que la proporción de hijos que transita hacia el quintil más alto si su padre estaba en el primero es de 3%, mientras que es mayor el porcentaje de hijos que realiza el camino inverso (10%).

Cuadro 10: Matriz de transición por quintiles para los/as hijos/as de 25 a 29 años de edad y sus padres.

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Todos				
	1	2	3	4	5
1	33,1	23,1	18,9	16,9	8,0
2	19,2	28,4	19,8	18,7	13,9
3	16,8	19,0	26,9	20,5	16,8
4	10,7	17,6	20,7	30,0	21,0
5	6,3	11,1	23,2	25,9	33,5

	Varones				
	1	2	3	4	5
	1	31,2	23,8	19,1	17,8
2	20,3	28,4	19,8	18,6	12,9
3	18,9	19,7	25,1	20,3	16,0
4	12,8	17,0	19,2	29,7	21,3
5	6,3	13,1	23,3	24,9	32,4

	Mujeres				
	1	2	3	4	5
	1	35,8	21,7	18,5	16,1
2	18,5	28,3	19,4	18,9	14,9
3	15,4	18,1	28,0	21,1	17,4
4	8,2	18,0	22,7	30,2	20,9
5	6,4	10,5	22,5	26,2	34,4

Nota: Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos utilizando como fuente principal la ENAJ 2013 y como fuente secundaria la ECH 1993. En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro 11: Matriz de transición por quintiles para los/as hijos/as de 25 a 29 años de edad y sus madres.

Quintil de ingreso laboral de la madre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Todos				
	1	2	3	4	5
1	35,1	23,2	19,2	15,5	7,0
2	18,0	28,8	21,1	19,1	13,0
3	16,5	20,1	27,9	20,0	15,5
4	11,6	19,7	20,2	28,4	20,1
5	6,1	14,0	17,2	26,1	36,6

	Varones				
	1	2	3	4	5
1	31,8	25,8	19,0	16,1	7,3
2	17,1	29,2	20,2	19,2	14,3
3	15,1	20,8	28,7	20,1	15,3
4	12,1	19,9	21,8	27,0	19,2
5	6,5	16,4	20,9	23,6	32,6

	Mujeres				
	1	2	3	4	5
1	37,7	21,4	19,6	15,3	6,0
2	18,9	28,7	21,5	19,0	11,9
3	18,2	19,1	27,2	19,9	15,6
4	10,1	19,0	19,8	30,2	20,9
5	5,4	11,8	14,1	27,3	41,4

Nota: Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos utilizando como fuente principal la ENAJ 2013 y como fuente secundaria la ECH 1993. En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Finalmente, se presentan en el cuadro 12 algunas medidas de movilidad construidas a partir de las matrices de transición.

Un indicador de inmovilidad es la proporción de hijos que se encuentra en el mismo quintil que sus padres. Allí se observa que el 30,9% de los hijos (29,9% de los hijos varones y 31,8% de las hijas mujeres) continúan en el mismo quintil que sus padres. Cuando se considera a las madres, la proporción de hijos e hijas que permanece en el mismo quintil asciende a 31,7%. Nuevamente, las mujeres son las que presentan menor movilidad intergeneracional, una de cada tres hijas mujeres se mantienen en el mismo quintil que sus madres.

Un indicador de movilidad ascendente, es la proporción de hijos que se encuentra en al menos un quintil superior al que se encontraban sus padres. Para el total de los hijos, la proporción es 35,8% al considerar al padre y 36,7% al considerar a la madre. Ambos valores son levemente superiores a la proporción de hijos que se encuentra en al menos un quintil inferior (lo que representa un indicador de movilidad descendente)³¹.

Los dos últimos índices, el de Shorrocks y el de Bartholomew están en línea con lo obtenido por Jimenez (2011) para Argentina, considerando el conjunto de hijos (varones y mujeres)³², lo que podría estar indicando que el grado de movilidad intergeneracional de ingresos que presentan ambos países es similar. Asimismo, consistentemente con los hallazgos previos ambos indicadores señalarían que las mujeres presentan menor grado de movilidad que los varones.

³¹ Los resultados hallados son muy similares a lo encontrado por Jimenez (2011) para Argentina, donde la proporción de hijos que se mantiene en el mismo quintil que su padre-madre es de 31% y 30% respectivamente, siendo también los varones los que registran mayor movilidad. Asimismo, la proporción de hijos en al menos un quintil inferior al de su padre/madre es 35%, mientras que el porcentaje que se encuentra en un quintil superior es de 30%.

³² Jimenez (2011) calcula un índice de Shorrocks de 0.86 al considera el ingreso del padre y de 0.88 al considerar el ingreso de la madre. En tanto que el índice de Bartholomew es de 12.2 y 12.5 respectivamente.

Cuadro 12: Indicadores de Movilidad e Inamovilidad Intergeneracional

	Padres/hijos e hijas	Padres/Hijos	Padres/Hijas	Madres/hijos e hijas	Madres/Hijos	Madres/Hijas
Proporción de hijos en el mismo quintil que sus padres	30,9	29,9	31,8	31,7	30,1	33,6
Proporción de hijos en al menos un quintil superior	35,8	36,1	35,3	36,7	39,4	33,7
Proporción de hijos en al menos un quintil inferior	33,3	34,0	32,9	31,6	30,5	32,7
Índice de Shorrocks	0,87	0,88	0,85	0,86	0,88	0,84
Índice de Bartholomew	12,6	13,1	12,0	12,8	13,4	12,2

Nota: Los indicadores se construyen a partir de las matrices obtenidas con la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos utilizando como fuente principal la ENAJ 2013 y como fuente secundaria la ECH 1993. En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral. Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo y si continúan casados.

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

7.3 Una Breve Reseña de los hijos que permanecen en el mismo quintil que sus padres (“No móviles”)

Seguido del objetivo secundario, se pretende a continuación caracterizar brevemente a aquellos hijos que se encuentran en el mismo quintil de ingresos que sus padres, a los cuales se denomina “No móviles”. Esto permite tener una primera aproximación a los factores socioeconómicos relevantes de la movilidad. Se presenta una descripción del 30,9% de hijos que permanece en el mismo quintil que sus padres y del 31,7% que continúa en el mismo quintil que su madre³³, analizando el desempeño en algunas variables relevantes como el nivel

³³ Dado el escaso número de observaciones se trabaja con el total de hijos sin separar entre varones y mujeres.

educativo, la categoría de ocupación, y otras variables referidas al puesto de trabajo (entre otras) y comparando si existen diferencias significativas con el total de hijos pertenecientes a la misma cohorte de edad.

Comenzando por el nivel educativo, se puede observar que 36,6% de los jóvenes que se mantiene en el mismo quintil de ingresos que sus padres y el 38,2% que continúa en el mismo quintil que su madre, tienen más de 12 años de educación. En el otro extremo, el 16,2% de los que se encuentran en el mismo quintil que sus padres y el 17,9% que pertenecen al mismo quintil que su madre, tienen hasta 6 años de educación. Estas proporciones son mayores a las obtenidas para el total de jóvenes entre 25 y 29 años.

Además, si se observa el nivel educativo de los padres de aquellos hijos que permanecen en el mismo quintil, también se aprecia que las mayores proporciones se ubican en los extremos, con una diferencia significativa especialmente en los padres que contaban con alto nivel educativo en 1993. Esto indicaría (tal como sucedía en el caso de los ingresos) que el peso de los “no móviles” en los extremos educativos es mayor, y por lo tanto podría pensarse que la inmovilidad intergeneracional educativa es un canal que explicaría la inmovilidad intergeneracional de los ingresos, especialmente en los extremos de la distribución.

Estos resultados parecerían ser coincidentes con los de Gandelman y Robano (2012), los cuales encuentran que la probabilidad de que los hijos de padres más educados se mantengan como los de mayor nivel educativo, ha crecido en Uruguay en los últimos 20 años. Si, como advierte Hyson (2003), los retornos a la educación son crecientes y si el nivel educativo de los hijos está correlacionado positivamente con el ingreso de los padres, existirá una transmisión de ingresos muy fuerte en las familias de mayores ingresos.

En lo que refiere a la categoría de ocupación, el 86,7% de los hijos que se encuentran en el mismo quintil que sus padres son asalariados privados y el restante 13% se reparte en mitades entre asalariados públicos y trabajadores no dependientes. Esta distribución es similar para los hijos que continúa en el mismo quintil que sus madres, aunque desciende levemente el peso de los asalariados privados y crece el de los públicos con un registro del 10%. Al analizar estos valores para el conjunto de jóvenes entre 25 y 29 años, se observan registros muy similares.

En cuanto a otras variables vinculadas al mercado laboral, prácticamente dos de cada tres consiguió el trabajo a través de conocidos, amigos o familiares, siendo este dato similar al

registrado para el conjunto de los jóvenes de 25 a 29 años. Asimismo, uno de cada cuatro de estos hijos comenzó a trabajar antes de los 18 años, mientras que en el conjunto de jóvenes la proporción es uno de cada tres, lo que podría estar indicando que los hijos que permanecen en el mismo quintil que sus padres/madres, se incorporan al mercado laboral con mayor edad. Por otra parte, el 45% de ellos se encuentran empleados en empresas grandes (de más de 50 personas), mientras que el 38% está empleado en empresas pequeñas (de menos de 10 personas). Estos resultados también son similares a lo hallado para el conjunto de los jóvenes.

En lo que respecta al área de residencia, el 55% de los hijos que se encuentran en el mismo quintil de ingresos laborales que sus padres/madres residen en Montevideo y el restante 45% reside en el Interior del país, por lo que podría plantearse la hipótesis de que en Montevideo se registra menor movilidad intergeneracional en comparación con el Interior.

En síntesis, los hallazgos aquí presentados muestran una primera aproximación a las características de los hijos que permanecen en el mismo quintil que sus padres/madres. A partir de esta caracterización, se observa que los resultados en las variables laborales son similares entre los hijos que se mantienen en el mismo quintil que sus padres y el resto de la cohorte. No obstante, las diferencias son significativas en lo que refiere a los niveles educativos, donde las personas que se encuentran en el mismo quintil que sus padres/madres (al igual que lo que ocurría en el caso de los ingresos) muestran una mayor proporción en los extremos educativos, lo que podría estar dando indicios de que la persistencia educativa es un canal para explicar la persistencia en los ingresos.

Futuras investigaciones podrían aportar evidencia acerca de una caracterización más detallada de estos hijos. En particular, podría ser de interés distinguir entre los “no móviles” que se encuentran en la parte alta de la distribución del ingreso y los “no móviles” que se ubican en la cola baja. Asimismo, estudiar la correlación con otras variables, más allá de las educativas-laborales, podría aportar más detalles acerca de estos hijos.

Por otra parte, el hecho de que la mayor presencia de “no móviles” se registre en Montevideo podría llegar a plantear cuestionamientos acerca de qué factores influyen en qué los jóvenes del Interior muestren una mayor movilidad intergeneracional, e incluso sería de recibo investigar si existen diferencias significativas entre jóvenes de distintas regiones del interior del país.

Finalmente, también es de interés caracterizar a aquellos hijos que logran moverse hacia quintiles superiores/inferiores que sus padres/madres (movilidad ascendente-y movilidad descendente), e investigar cuales son los factores que posibilitan esa movilidad.

Cuadro 13: Descripción de los hijos (y sus padres) que permanecen en el mismo quintil de ingresos laborales que sus padres/madres y del total de jóvenes entre 25 y 29 años.

Variables	Hijos/Padre	Hijos/Madre	Total de jóvenes entre 25 y 29 años	Padres de los no móviles	Madre de los no móviles	Total de Padres	Total de Madres
Promedio de edad	27,1	27,2	27,0	39,2	38,7	39,3	38,4
Hasta 6 años de educación	16,2	17,9	12,4	39,5	37,4	34,0	34,4
Entre 6 y 9 años de educación	22,8	21,7	25,2	20,8	18,9	37,6	34,0
Entre 10 y 12 años de educación	24,4	22,2	32,3	19,1	20,9	16,2	15,3
Más de 12 años de educación	36,6	38,2	30,1	20,6	22,8	12,2	16,3
Asalariado Privado	86,7	82,4	85,8	77,7	75,5	75,5	72,8
Asalariado Público	7,0	10,0	8,3	15,2	15,5	16,3	19,4
Trabajadores no dependientes	6,3	7,6	5,9	7,1	9,0	8,2	7,8
Montevideo	54,9	55,7	51,7	39,9	42,1	36,2	39,6
Consigue trabajo por conocidos	64,3	63,4	64,7				
Comienza a trabajar antes de los 18 años	26,3	27,2	33,2				
Trabaja en empresa de menos de 10 personas	38,8	38,2	34,9				
Trabaja en empresa de más de 10 y menos de 50 personas	17,7	16,0	18,0				
Trabaja en empresa de 50 personas	43,5	45,8	47,1				
Observaciones	255	262	826	730	551	2186	1682

Nota: Se considera al total de jóvenes entre 25 y 29 años que se encuentran trabajando y reciben remuneraciones laborales positivas. Los padres considerados son aquellos entre 30 y 50 años en 1993 y las características que se presentan son las que tenían en ese año.

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

8. Conclusiones.

El principal objetivo de este trabajo consiste en aportar una primera estimación de la movilidad intergeneracional de los ingresos laborales del Uruguay. Para ello se utilizan las distintas fuentes de información disponibles en el país al momento de realizar esta investigación, y se reportan diversos indicadores de movilidad intergeneracional (EII, IRA, proporción de hijos en igual quintil que sus padres) con el fin de aportar una mirada global sobre la temática y otorgarle robustez a los resultados hallados.

Al igual que el resto de los trabajos empíricos llevados a cabo para América Latina, se realiza la estimación de la EII y de la IRA a través del método 2S2SLS el cual combina dos muestras (una denominada principal y otra denominada secundaria) para la estimación de los ingresos permanentes de padres e hijos. Aplicar este procedimiento permite comparar los hallazgos aquí reportados con los obtenidos para los demás países para los cuales ya hay estudios realizados.

Se trabaja con dos muestras principales: por un lado, se utiliza la información brindada por la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ) del año 2013, la cual tiene la ventaja de contar con información de los padres aunque estos no convivan con sus hijos. De esta manera se mitiga lo que en la literatura económica se denomina “sesgo por coresidencia” (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 2009; Jimenez, 2011). No obstante, la ENAJ obliga a trabajar con una cohorte de hijos jóvenes (entre 25 y 29 años), lo que podría sobreestimar la movilidad, dado que las diferencias en los ingresos laborales suelen ser menores al comienzo de la vida laboral (Haider y Solon, 2006, Dahl y De Leire, 2008).

Por otro lado, al igual que lo realizado para otros trabajos de la región, se utiliza como fuente principal, la información brindada por la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del año 2013. Esta fuente de información presenta la desventaja de contar solamente con registros para padres e hijos si conviven en el mismo hogar. Dado que esta muestra suele ser no aleatoria, podría derivar en estimaciones no consistentes de la elasticidad si la coresidencia y el nivel de ingresos están correlacionados (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 2009).

Ambas muestras principales son combinadas con la ECH del año 1993 (muestra secundaria), para vincular ingresos permanentes de padres e hijos.

Los resultados obtenidos utilizando como muestra principal la fuente de información ENAJ, indicarían que la EII se ubica entre 0.45 y 0.50 para todos los hijos, tanto al tomar como regresor el ingreso de sus padres como el de sus madres. Por otro lado, al estimar a partir de la utilización de la ECH 2013 como muestra principal, la EII es levemente mayor (en el entorno de 0.50 y 0.55), lo cual podría deberse a la presencia del sesgo por coresidencia en esta fuente de información. En todas las estimaciones se observan diferencias significativas según sexo, siendo la elasticidad mayor (y por lo tanto, la movilidad menor) en el caso de las hijas mujeres, independientemente de las fuentes de información utilizadas.

Otra medida de movilidad que evalúa este trabajo es la asociación intergeneracional en el ranking de ingresos (IRA), la cual ofrece (según los estudios recientes) una estimación más robusta ya que la EII podría ser muy volátil a los supuestos y a las fuentes de información utilizadas (Dahl y De Leire, 2008; Chetty, *et al.* 2014a-2014b; Mitnik *et al.* 2015; Nybom y Stuhler, 2016). A partir de la ENAJ, se obtiene que al incrementarse en un decil la posición relativa de los padres, se incrementaría en 0.45 deciles la posición relativa de los hijos. En cambio, la estimación a partir de la ECH es de medio decil. Nuevamente, las diferencias son significativas al analizar por sexo, siendo las mujeres las que presentan menor movilidad. No obstante, las diferencias registradas en la IRA son menores a las registradas en la EII.

Estos hallazgos ubicarían a Uruguay en el grupo de países con movilidad relativamente alta dentro de la región, situándose en niveles similares a los de Argentina y Chile. No obstante, la movilidad intergeneracional de ingresos del país parecería ser baja si se la compara con los países europeos y en particular los escandinavos³⁴.

Un objetivo secundario del trabajo radica en estudiar la presencia de no linealidades. Al estimar por medio de regresiones cuantílicas, se observa que la menor movilidad se encuentra en los extremos de la distribución, confirmando la hipótesis de la existencia de no linealidades en la elasticidad. Gráficamente, se observa que la EII tiene forma de U, aunque ésta no es tan pronunciada. Asimismo, al considerar las matrices de transición, se observa que los mayores registros se encuentran en las diagonales principales, especialmente en los extremos de la distribución, lo cual es consistente con los hallazgos a través de las regresiones cuantílicas. Los indicadores de movilidad obtenidos a partir de las matrices indican que prácticamente uno de cada tres hijos (varones y mujeres) permanece en el mismo quintil de ingresos laborales que

³⁴ En el gráfico 2 del Anexo se presenta la “Great Gatsby Curve incluyendo los países latinoamericanos.

sus padres y madres. Si bien las mujeres son las que presentan menor movilidad, las diferencias por sexo son menores al aplicar las matrices de transición, consistente con las estimaciones de la IRA.

Comparando con los hallazgos obtenidos para Argentina por Jimenez, (2011), si bien en ambos países se aprecian no linealidades, la diferencia parecería radicar en qué parte de la distribución del ingreso laboral se observan con mayor fuerza. Mientras en Argentina la menor movilidad se da en la cola inferior de la distribución, lo que lleva a la autora a plantear la hipótesis de Trampas Intergeneracionales de Pobreza, en Uruguay la menor movilidad se presenta en ambos extremos, lo que podría estar indicando que las personas que nacen en hogares de bajos recursos presentan mayores dificultades para lograr movilidad ascendente, en tanto que parecería poco probable que las personas que nacen en hogares de altos recursos sufran movilidad descendente, consiste con la hipótesis de “Trampas de Status” planteada por Durlauf, Kourtellos y Tan (2016).

Finalmente, al caracterizar brevemente a los hijos que se mantienen en el mismo quintil que sus padres se observa que cerca del 40% tiene más de 12 años de educación, mientras que otro 40% tiene menos de 9 años de educación. Ambas proporciones son mayores a las obtenidas para el conjunto de jóvenes entre 25 y 29 años. Esto indicaría tal como sucedía en el caso de los ingresos que el peso de los hijos que se mantienen en el mismo quintil que sus padres, es mayor en los extremos educativos. Por otra parte, los resultados referidos a las variables vinculadas al mercado de trabajo son similares entre los hijos que permanecen en el mismo quintil que sus padres/madres y el resto de la cohorte. Asimismo, es mayor el peso de los hijos “no móviles” en Montevideo que en el Interior.

Estos hallazgos parecerían indicar que la educación y la región podrían ser factores relevantes de la movilidad de ingresos laborales, especialmente en lo que refiere a la persistencia en las colas de la distribución.

Dada la importancia que tiene la educación en la movilidad de ingresos (Solon, 2004) y el vínculo entre ésta última y la desigualdad -donde empíricamente mayor movilidad se asociaría a niveles menores niveles de desigualdad- (Chetty, *et al* 2014a; Corak, 2015), incrementar la inversión educativa por parte del gobierno en los sectores más vulnerables parecería ser fundamental para tratar de lograr que los hijos de padres/madres de menor nivel educativo quiebren esa persistencia de la inequidad. Cuanto más progresiva sea la política educativa,

menos dependerán los hijos de las inversiones que realicen sus padres/madres, lo cual trae aparejado una menor correlación entre los ingresos de padres e hijos y por ende una mayor movilidad (Solon, 2004).

“...la ayuda a los niños desfavorecidos debe ser la prioridad, ya que los padres de ellos no cuentan con las herramientas necesarias para realizar la inversión en capital humanoSi las políticas públicas se enfocan en el desarrollo temprano y saludable de la persona, el resultado serán adultos productivos y una mano de obra capacitada que aportará al bienestar económico de la sociedad...éste debería ser el proyecto prioritario de cualquier gobierno, no sólo para aumentar la productividad, sino también para reducir la desigualdad (intergeneracional)”³⁵.

Futuras investigaciones podrían contribuir evaluando la magnitud de la movilidad intergeneracional de ingresos a partir de otras fuentes de información, especialmente en lo que refiere a la utilización de registros administrativos, como se está llevando adelante en la actualidad en los países desarrollados (Chetty, *et al.* 2014a-2014b; Mitnik, *et al.* 2015). Esto permitiría contar con información más robusta en cuanto a la vinculación de padres e hijos y facilitaría la estrategia metodológica, dado que sería posible estimar a partir de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Asimismo, también sería de interés explorar otros procedimientos en la metodología de investigación. A modo de ejemplo, la estimación del ingreso de los padres podría realizarse a través de la técnica de imputación múltiple, hasta ahora poco utilizada en los trabajos sobre movilidad intergeneracional.

Por otra parte, a partir de los desarrollos recientes de Arellano y Bonhomme (2016) podría corregirse de forma más adecuada el sesgo de selección en los distintos cuantiles de la distribución del ingreso, generalizando el método propuesto por Buchinsky (1998). De esta manera, se podría aportar nueva evidencia acerca del nivel de movilidad intergeneracional en los distintos cuantiles y darle robustez a la hipótesis de que la inmovilidad en las colas de la distribución del ingreso es efectivamente más alta. Nuevas investigaciones para los países desarrollados aportan evidencia en este sentido (Nybom y Stuhler, 2016).

³⁵ James Heckman (2015). Discurso en la conferencia Magna en el marco del Congreso Internacional "Invierte Temprano: Aportaciones para el Presupuesto Base Cero" organizado por la asociación Un Kilo de Ayuda A.C., la Cámara de Diputados, el Centro de Estudios de las Finanzas Públicas, el Banco Interamericano de Desarrollo y el Hospital Infantil de México "Federico Gómez".

Además, futuros estudios podrían centrarse en los canales explicativos de la movilidad intergeneracional. Sería de interés investigar qué ocurre si se destinan más recursos a la educación de los niños más vulnerables, así como también podría ser muy útil analizar cómo influyen las transferencias de recursos hacia personas jóvenes en el mercado laboral, dado que en los últimos años se han llevado a cabo en el país políticas de empleo juvenil.

Finalmente, cabría investigar cómo impactarían en la movilidad intergeneracional de ingresos los cambios recientes en el canal impositivo. Por ejemplo, responder a las interrogantes acerca de qué rol cumple el hecho de que los impuestos a la transmisión al patrimonio sean excesivamente bajos o que la imposición al capital continúe sin ser progresiva. Los modelos teóricos de Becker y Tomes (1979-1986) y Solon (2004) indicarían que cuanto menor sea el factor hereditario, menor será la dependencia del ingreso de los hijos con respecto al de sus padres. Por lo tanto, políticas que redistribuyan ingresos y activos a través de estos canales podrían tener impactos significativos en la movilidad intergeneracional.

Referencias bibliográficas

- ALESINA, A. y G.M. ANGELETOS (2005). "Corruption, inequality, and fairness" *Journal of Monetary Economics*, 52(7), pp.1227-1244.
- ALESINA, A. y P. GIULIANO (2009). "Preference for Redistribution". *Working Paper 14825. National Bureau of Economic Research*.
- ALESINA, A., STANTCHEVA, S. y E. TESO (2017). "Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution". *Working Paper 23027. National Bureau of Economic Research*.
- AMIEL, Y., BERNASCONI, M., COWELL, F. y V. DARDANONI (2013) "Do We Value Mobility?" *Public Economics Program Papers. PEP 17. London School Economics and Political Science*.
- ANGRIST, J. D. y A. B. KRUEGER (1992). "The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples". *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 328-36.
- ARELLANO, M. y C. MEGHIR (1992). "Female labor supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set". *The Review of Economic Studies*, 59, pp. 537-559.
- ARELLANO, M. y S. BONHOMME (2016) "Sample Selection in Quantile Regression: A Survey" *Chapter prepared for the Handbook of Quantile Regression*.
- ARIAS, O., SOSA, W., y K. HALLOCK (2001) "Individual Heterogeneity in the Returns to Schooling: Instrumental Variables Quantile Regression Using Twins Data". *Empirical Economics*. Springer, vol. 26(1), pp. 7-40.
- ARIM, R., BRUM, M., DEAN, A., LEITES, M. y G. SALAS (2010). "Movilidad de ingreso y trampas de pobreza: nueva evidencia para los países del Cono Sur". *Documento de Trabajo 06/10. Instituto de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República*.
- ARROW, K. (1972). "The Theory of Discrimination". *En Discrimination on Labor Markets, ed. por O. Ashenfelter et A. Rees, Princeton U. Press*.
- ATKINSON, A. y F. BOURGUIGNON (2000). "Income distribution and economics", en *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier Science.
- BARTHOLOMEW, D.J. (1973) "Stochastic Models for Social Process". 2^o ed. London: John Wiley and Sons.
- BECKER, G. (1987). "Tratado sobre la familia". *Madrid: Alianza Editorial, 1987*.
- BECKER, G. y N.TOMES (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility". *Journal of Political Economy*, 87 (6), pp. 1153-1189.
- BECKER, G. y N.TOMES (1986). "Human capital and the rise and fall of families". *Journal of Labor Economics*, 4 (3), pp. S1-S39.

BEHRMAN, J. R. y P TAUBMAN (1990). "The Intergenerational correlation between Children's Adult earnings and their Parents' Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamic". *Review of Income and Wealth*, 36 (2), pp. 115-127.

BENABOU, R. (1993). "Workings of a City: Location, Education, Production", *Quarterly Journal of Economics* (108), pp. 619-653.

BIRCH, E.R. (2005). "Studies of Labor Supply of Australian Women: What have we learned?" *Economic Record*, 81(252), pp. 65-84.

BJÖRKLUND, A. y M. JÄNTTI (1997). "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States". *The American Economic Review*, 87 (5), pp. 1009-1018.

BLAU, F. y L. KAHN (2005) "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000". *NBER, Working Paper Series 11.230*.

BORRAZ, F. y C. ROBANO (2010). "Brecha Salarial en Uruguay". *Revista de Análisis Económico*, Vol. 25, Nº1, pp 49-77.

BOWLES, S., y GINTIS, H. (2002). "The inheritance of inequality", *Journal of Economic Perspectives*, 16, pp. 3-30.

BUCHINSKY, M. (1998). "The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: a Quantile Regression Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 13, pp. 1-30.

BURDÍN, G., DE ROSA, M., y A. VIGORITO (2015). "Sectores de altos ingresos en Uruguay: participación relativa y patrones de movilidad en el período 2009-2012". *Documento de trabajo, 03/15. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República*.

CARRASCO, P. (2012). "El efecto de las condiciones de ingreso al mercado de trabajo en los jóvenes uruguayos. Un análisis basado en la protección de la seguridad social". *Documento de trabajo, 13/12. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República*.

CARNEIRO, P. y J. HECKMAN (2003) "Human Capital Policy". *Working Paper No.9495. National Bureau of Economic Research*.

CERVINI, M. (2009). "Measuring international earnings mobility in Spain: A selection-bias-free approach". *Working Paper 2009-04, Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales. Universitat Autònoma de Barcelona*.

CHETTY, R., HENDREN, N., KLINE, P., y E. SAEZ (2014a). "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States". *The Quarterly Journal of Economics* 129 (4), pp 1553-1623, *National Bureau of Economic Research*.

CHETTY, R., HENDREN, N., KLINE, P., SAEZ, E. y N. TURNER (2014b). "Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility". *Working Paper 1984, National Bureau of Economic Research*.

COLAFRANCHESCHI, M., FAILACHE, E. y A. VIGORITO (2013). "Desigualdad multidimensional y dinámica de la pobreza en Uruguay en los años recientes". *Uruguay: El futuro en foco. Cuadernos sobre Desarrollo Humano. PNUD*.

CORAK, M. (2006). "Do poor children become poor adults? Lessons from a cross country comparison of generational earnings mobility". *Discussion Paper N° 1993. Institute for the Study of Labor (IZA)*.

CORAK, M. (2015). "Income Inequality, Equality of Opportunity and Intergenerational mobility". *Discussion Paper N° 7520. Institute for the Study of Labor (IZA)*.

DAHL, M y T. DE LEIRE (2008). "The Association between Children's Earnings and Father's Lifetime Earnings ": Estimating Using Administrative Data". *Discussion Paper N° 1342-08. Institute for Research on Poverty. University of Wisconsin-Madison*.

DE LUCA, G y F. PERACCHI (2007). "A Sample Selection Model for a Unit and Item Nonresponse in Cross-Sectional Surveys". *CEIS. Tor Vergata, Research Papers Series. Working Paper N°99*.

DE ROSA, M (2016). "Distribución de la riqueza en Uruguay: Una aproximación por el método de la capitalización". *Trabajo Monográfico para la obtención del título de Magister en Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República*.

DEARDEN, L., MACHIN, S. y H. REED (1997). "Intergenerational mobility in Britain". *Economic Journal*, 107 (440), pp. 47-64.

DOMINGUEZ, M., REGO, S. y P. REGUEIRA (2013). "Un motor a diferentes velocidades: análisis del capital humano y su composición en los últimos 20 años". *Centro de Investigaciones Económicas (CINVE)*.

DUNN, C.E. (2007). "The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2 (Contributions), artículo 2.

DURLAUF, S., KOURTELLOS, A. y C.M. TAN (2016). "Status Traps" *Working Paper 16-13. The Rimini Center for Economics Analysis (RCEA)*.

ERMISCH, J. y C. NICOLETTI (2005). "Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain". *ISER Working Paper 2005-19, Colchester, University of Essex*.

ESPINO, A., LEITES, M. y A.MACHADO (2009) "Cambios en la Conducta de la Oferta Laboral Femenina: El Incremento en la Actividad de las Mujeres Casadas, Diagnóstico e Implicancias. Uruguay 1981-2006. Documento de trabajo, 03/09. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República.

FERRANDO, M. (2011). "Desigualdad de ingresos y logros educativos: una mirada desde el enfoque de igualdad de oportunidades". *Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República*.

FIELDS, G., y OK, E.A. (1999). "The measurement of income mobility: an introduction to the literature", en *Handbook on Inequality Measurement*, ed. por J. SILBER, Kluwer Academia Publisher, cap. 19, pp. 557-598

FIELDS, G. (2005). "The many facets of Economic Mobility" *ILR Collections. Working Papers. Cornell University*.

FIELDS, G. (2007). "Income Mobility". *ILR Collections. Working Papers. Institute for the Study of Labor (IZA)*.

FORTIN, N. y S. LEFEBVRE (1998). "Intergenerational income mobility in Canada". En *Labor Market, Social Institution and the Future of Canada's Children*, ed. por M. Corak. *Statistics of Canada, Catalogue No. 89-553, Ottawa*.

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

GANDELMAN, N. y V. ROBANO (2012). "Intergenerational Mobility, Middle Sectors and Entrepreneurship in Uruguay" *Inter-American Development Bank. Department of Research and Chief Economist*.

GONZÁLEZ, C. y G. SANROMÁN (2010). "Movilidad intergeneracional y raza en Uruguay". *Documentos de Trabajo 2010-13, Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Sociales. Universidad de la República*.

GRAWE, N. D. (2004). "Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High and Low Earning Sons in International Perspective". En *Generational Income Mobility in North America and Europe*, ed. por M. Corak, Cambridge University Press.

GRAWE, N.D. y C. MULLIGAN (2002). "Economic Interpretations of generational correlations". *Journal of Economics Perspectives*, 16 (3).

HAIDER, S. y G. SOLON (2006). "Life-cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings". *The American Economic Review*, 96 (4), pp. 1308-1320.

HECKMAN, J. (1979). "Sample selection as a specification error". *Econometrica*, Vol. 47. Nº1. pp. 153-161.

HYSOON, R. (2003). "Differences in intergenerational mobility across the earnings distribution". *Working Paper 364, U.S. Bureau of Labor Statistics*.

JÄNTTI, M. y S.P. JENKINS (2013). "Income Mobility" *Discussion Paper Nº.7730. Institute for the Study of Labor (IZA)*.

JENKINS, S.P. y T. SIEDLER (2007). "The Intergenerational Transmission of Poverty in Industrialized Countries". *Discussion Paper N°.693. Berlin. German Institute for Economic Research (DIW)*.

JIMÉNEZ, M. (2011). "Un análisis empírico de las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso. El caso de Argentina". *Documentos de Trabajo 2011-114, Centro de Estudios Distributivos y Laborales. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de La Plata*.

JIMÉNEZ, M. (2012). "Tendencias en la movilidad intergeneracional del ingreso. Un análisis desde el enfoque de igualdad de oportunidades para la Argentina". *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires*.

JIMÉNEZ, M. y M. JIMÉNEZ (2009). "La movilidad intergeneracional del ingreso: evidencia para Argentina". *Documentos de Trabajo 2009-84, Centro de Estudios Distributivos y Laborales. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de La Plata*.

LEFRANC, A. y A. TRANNOY (2004). "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?". *IDEP Working Papers 0401, Institut d'economie publique (IDEP). Marseille, France*.

LOURY, G. (1981). "Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings". *Econometrica*, 49 (4), pp. 843-867.

MAZUMDER, B (2005). "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S Using Social Security Earnings Data". *Review of Economics and Statistics*, 87 pp. 235-255.

MITKNIK, P., BRYANT, V., WEBER, M. y D.B. GRUSKY. (2015) "New Estimates of Intergenerational Mobility Using Administrative Data". *Joint Statistical Research Program of the Statistics of Income Division of the Internal Revenue Service*.

MOCETTI, S. (2007). "Intergenerational Income Mobility in Italy". *Società Italiana di Economia Pubblica. Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale. Università di Pavia*.

MURPHY, K. y R. TOPEL (1985). "Estimation and Inference in Two-Step Econometrics Models". *Journal of Business and Economics Statistics*, (3), pp. 370-379.

NICOLETTI, C. y M. FRANCESCONI (2006). "Intergenerational mobility and sample selection in short panels". *Journal of Applied Econometrics*, 21 (8), pp. 1265-1293.

NUÑEZ, J. y L. MIRANDA (2007). "Recent Findings on Intergenerational Income and Educational Mobility in Chile". *Departamento de Economía. Universidad de Chile*.

NYBOM, M, y J. STUHLER (2016). "Heterogeneous Income Profiles and Life-Cycle Bias in Intergenerational Mobility Estimation". *Journal of Human Resources*, 51(1).

PIKETTY, T. (1995). "Social Mobility and Redistributive Politics" *Quarterly Journal of Economics*, CX (1995), 551-583.

PIKETTY, T. (2000). "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility". *En Handbook of Income Distribution*, ed. por A. Atkinson and F. Bourguignon. Chapter 6.

PIRAINO, P. (2006) "Comparable estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy". *Working Papers N° 471 University of Siena Economics*.

ROEMER, J. (1998). "Equality of opportunity". *Cambridge Mass.: Harvard University Press*.

ROEMER, J. (2004). "Equal opportunity and intergenerational mobility: going beyond intergenerational income transition matrices". *En Generational Income Mobility in North America and Europe*, ed. por M. Corak. Cambridge: Cambridge University Press.

ROEMER, J. (2012). "What is the justification of studying intergenerational mobility of socioeconomic status?". *En From Parents to Children. The Intergenerational Transmission of Advantage*, ed. por J. Ermisch, M. Jantti y T. Smeeding. Russell Sage Foundation, New York, cap. 20, pp. 482-487.

SHORROCKS, A.F. (1978). "The Measurement of Mobility" *Econometrica*, Vol. 46. N°5. pp. 1013-1024.

SOLON, G. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States". *The American Economic Review*, 82 (3), pp. 393-408.

SOLON, G. (2004). "A model of intergenerational mobility variation over time and place". *En Generational Income Mobility in North America and Europe*, ed. por M. Corak. Cambridge: Cambridge University Press.

SWIFT, A. (2005). "Justice, Luck, and the Family: The Intergenerational Transmission of Economic Advantage from a Normative Perspective." *En Unequal chances: Family background and economic success*, 256-276. New York.

VARGAS, P. y A. ZEBALLOS (2009). "Evaluando el impacto de shocks negativos en la deserción, identificando efectos heterogéneos mediante metodologías no paramétricas para el caso peruano". *Centro Internacional de Estudios Sociales. Grupo de Análisis para el Desarrollo. Lima*.

VOGEL, T. (2006). "Reassessing Intergenerational Mobility in Germany and the United States: The Impact of Differences in Lifecycle Earnings Patterns". *SFB 649 Discussion Papers, Sonderforschungsbereich 649, Humboldt University, Berlin*.

ZIMMERMAN, D. (1992). "Regression toward Mediocrity in Economic Stature". *The American Economic Review*, 82 (3), pp. 409-429.

Anexos

Cuadro A1: Ecuación del logaritmo del ingreso laboral de los padres: Primera Etapa, predicción
utilizando como muestra principal ENAJ 2013.

Variables	Padres representativos	Madres Representativas
Primaria Completa	0.0269 (0.0169)	0.4690*** (0.0212)
Secundaria Incompleta	0.2752*** (0.0164)	0.9497*** (0.0198)
Secundaria Completa	0.3472*** (0.0169)	1.1676*** (0.0197)
Terciaria Incompleta	0.4425*** (0.0177)	1.4032*** (0.0210)
Terciaria Completa	0.8612*** (0.0172)	1.6927*** (0.0177)
Casado	0.2476*** (0.0109)	-0.1031*** (0.0083)
Montevideo	0.3206*** (0.0049)	0.3357*** (0.0079)
Constante	7.2247*** (0.1823)	6.0633*** (0.1730)
Observaciones	2186	1682
R ²	0.257	0.410
F-test	28.6	29.4
P-value	0.0000	0.0000

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis. Los padres y madres representativas son varones y mujeres de 30 a 50 años en 1993 con al menos un hijo.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro A2: Ecuación del logaritmo del ingreso laboral de los padres: Primera Etapa, predicción utilizando como muestra principal ECH 2013.

VARIABLES	Padres representativos	Madres Representativas
Primaria Completa	0.1725*** (0.0381)	0.2626*** (0.0699)
Secundaria Incompleta	0.4214*** (0.0377)	0.5619*** (0.0694)
Secundaria Completa	0.6104*** (0.0421)	0.7063*** (0.0758)
Terciaria Incompleta	0.7213*** (0.0529)	0.8624*** (0.0871)
Terciaria Completa	1.1655*** (0.0557)	1.1324*** (0.0747)
Casado	0.3553*** (0.0859)	-0.1080*** (0.0882)
Montevideo	0.3241*** (0.0206)	0.4567*** (0.0325)
Edad	0.0539** (0.0262)	0.1123*** (0.0424)
Edad al cuadrado	-0.0005* (0.0003)	-0.0014** (0.0006)
Asalariado Público	-0.0646*** (0.0212)	0.1771*** (0.0350)
Patrón	0.5120*** (0.0402)	0.9548*** (0.0896)
Cuentapropista	-0.1697*** (0.0295)	-0.0809* (0.0493)
Cooperativista	0.1142 (0.0983)	-0.0644 (0.5531)
Constante	7.6482*** (0.5135)	5.8305*** (0.7901)
Observaciones	3712	2386
R ²	0.330	0.287
F-test	135.6	76.2
P-value	0.0000	0.0000

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis. Los padres y madres representativas son varones y mujeres de 30 a 50 años en 1993 con al menos un hijo.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y 1993.

Cuadro A3: Ecuación del logaritmo del ingreso laboral: Primera Etapa, predicción utilizando como muestra principal ECH 2013 controlando por las mismas variables que en la predicción realizada al utilizar como fuente principal ENAJ 2013.

Variables	Padres representativos	Madres Representativas
Primaria Completa	0.1465*** (0.0390)	0.2770*** (0.0709)
Secundaria Incompleta	0.3844*** (0.0383)	0.6007*** (0.0692)
Secundaria Completa	0.5880*** (0.0428)	0.7717*** (0.0747)
Terciaria Incompleta	0.7021*** (0.0550)	0.9722*** (0.0839)
Terciaria Completa	1.1631*** (0.0564)	1.2503*** (0.0705)
Casado	0.3091*** (0.0336)	-0.1112*** (0.0390)
Montevideo	0.3314*** (0.0208)	0.4691*** (0.0333)
Constante	8.7381*** (0.0439)	8.0191*** (0.0658)
Observaciones	3712	2386
R ²	0.288	0.249
F-test	201.3	113.7
P-value	0.0000	0.0000

Nota: Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis. Los padres y madres representativas son varones y mujeres de 30 a 50 años en 1993 con al menos un hijo.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y 1993.

Cuadro A4: Modelo de selección de Heckman para mujeres entre 25 y 29 años utilizando como muestra principal ENAJ 2013 y el ingreso predicho del padre como regresor en la ecuación del ingreso laboral de la hija.

VARIABLES	Participación laboral	Ecuación del log del Ingreso laboral
Primaria Completa	0.145*** (0.0039)	0.285*** (0.0308)
Secundaria Incompleta	0.304*** (0.0036)	0.425*** (0.0215)
Secundaria Completa	0.515*** (0.0043)	0.821*** (0.0189)
Terciaria Incompleta	0.891*** (0.0045)	0.919*** (0.0195)
Terciaria Completa	1.191*** (0.0053)	1.125*** (0.0199)
Edad	0.196*** (0.0089)	0.218*** (0.0259)
Edad al cuadrado	-0.168*** (0.0094)	-0.023*** (0.0024)
Ingreso del cónyuge	-0.309*** (0.0055)	
Ingreso del cónyuge al cuadrado	0.120*** (0.0051)	
Cantidad de niños menores de 5 años en el hogar	-0.491*** (0.0061)	
Edad del niño más chico	0.175*** (0.0041)	
Montevideo	0.321*** (0.0021)	0.381*** (0.087)
Ingreso del padre		0.613*** (0.0130)
Constante	2.731*** (0.1439)	2.516*** (0.332)
Lambda		-0.3115*** (0.0852)
Observaciones		419
Observaciones no censuradas		315
Observaciones censuradas		104
Wald chi 2		101,02***

Nota: En la ecuación del ingreso laboral se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho del padre. Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro A5: Modelo de selección de Heckman para mujeres entre 25 y 29 años utilizando como muestra principal ENAJ 2013 y el ingreso predicho de la madre como regresor en la ecuación del ingreso laboral de la hija.

Variabes	Participación laboral	Ecuación del log del Ingreso laboral
Primaria Completa	0.145*** (0.0039)	0.248*** (0.0281)
Secundaria Incompleta	0.304*** (0.0036)	0.392*** (0.0204)
Secundaria Completa	0.515*** (0.0043)	0.732*** (0.0192)
Terciaria Incompleta	0.891*** (0.0045)	0.852*** (0.0181)
Terciaria Completa	1.191*** (0.0053)	1.091*** (0.0199)
Edad	0.196*** (0.0089)	0.253*** (0.0151)
Edad al cuadrado	-0.168*** (0.0094)	-0.041*** (0.0035)
Ingreso del cónyuge	-0.309*** (0.0055)	
Ingreso del cónyuge al cuadrado	0.120*** (0.0051)	
Cantidad de niños menores de 5 años en el hogar	-0.491*** (0.0061)	
Edad del niño más chico	0.175*** (0.0041)	
Montevideo	0.321*** (0.0021)	0.411*** (0.0092)
Ingreso de la madre		0.590*** (0.0107)
Constante	2.731*** (0.1439)	3.129*** (0.399)
Lambda		-0.2859*** (0.0911)
Observaciones		419
Observaciones no censuradas		315
Observaciones censuradas		104
Wald chi 2		95,14***

Nota: En la ecuación del ingreso laboral se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho de la madre. Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993.

Cuadro A6: Modelo de selección de Heckman para mujeres entre 25 y 38 años utilizando como muestra principal ECH 2013 y el ingreso predicho del padre como regresor en la ecuación del ingreso laboral de la hija.

Variables	Participación laboral	Ecuación del log del Ingreso laboral
Primaria Completa	0.151*** (0.0037)	0.205*** (0.0108)
Secundaria Incompleta	0.398*** (0.0033)	0.369*** (0.0182)
Secundaria Completa	0.655*** (0.0040)	0.756*** (0.0092)
Terciaria Incompleta	0.914*** (0.0039)	0.890*** (0.0114)
Terciaria Completa	1.354*** (0.0052)	1.029*** (0.0156)
Edad	0.206*** (0.0081)	0.097*** (0.0053)
Edad al cuadrado	-0.181*** (0.0087)	-0.051*** (0.0029)
Ingreso del cónyuge	-0.384*** (0.0034)	
Ingreso del cónyuge al cuadrado	0.127*** (0.0049)	
Cantidad de niños menores de 5 años en el hogar	-0.531*** (0.0059)	
Edad del niño más chico	0.184*** (0.0039)	
Montevideo	0.289*** (0.0020)	0.295*** (0.0092)
Ingreso del padre		0.654*** (0.0122)
Constante	2.827*** (0.1391)	2.478*** (0.429)
Lambda		-0.4162*** (0.0514)
Observaciones		861
Observaciones no censuradas		528
Observaciones censuradas		333
Wald chi 2		154,84***

Nota: En la ecuación del ingreso laboral se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho del padre. Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

Cuadro A7: Modelo de selección de Heckman para mujeres entre 25 y 38 años utilizando como muestra principal ECH 2013 y el ingreso predicho de la madre como regresor en la ecuación del ingreso laboral de la hija.

Variables	Participación laboral	Ecuación del log del Ingreso laboral
Primaria Completa	0.151*** (0.0037)	0.189*** (0.0110)
Secundaria Incompleta	0.398*** (0.0033)	0.321*** (0.0142)
Secundaria Completa	0.655*** (0.0040)	0.562*** (0.0109)
Terciaria Incompleta	0.914*** (0.0039)	0.812*** (0.0125)
Terciaria Completa	1.354*** (0.0052)	1.011*** (0.0102)
Edad	0.206*** (0.0081)	0.109*** (0.0064)
Edad al cuadrado	-0.181*** (0.0087)	-0.058*** (0.0043)
Ingreso del cónyuge	-0.384*** (0.0034)	
Ingreso del cónyuge al cuadrado	0.127*** (0.0049)	
Cantidad de niños menores de 5 años en el hogar	-0.531*** (0.0059)	
Edad del niño más chico	0.184*** (0.0039)	
Montevideo	0.289*** (0.0020)	0.310*** (0.0102)
Ingreso de la madre		0.627*** (0.0102)
Constante	2.827*** (0.1391)	2.619*** (0.561)
Lambda		-0.4358*** (0.0498)
Observaciones		861
Observaciones no censuradas		528
Observaciones censuradas		333
Wald chi 2		147,51***

Nota: En la ecuación del ingreso laboral se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho de la madre. Errores estándares estimados a través de la técnica de bootstrap entre paréntesis.

*** Nivel de significancia al 1%. **Nivel de significancia al 5%. *Nivel de significancia al 10%

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

Cuadro A8: Matriz de transición por quintiles para los/as hijos/as de 25 a 38 años de edad y sus padres.

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Todos				
	1	2	3	4	5
1	33,1	24,1	19,2	16,2	7,4
2	20,7	30,0	20,2	16,8	12,3
3	15,5	19,8	27,3	21,5	15,9
4	10,6	19,0	19,5	30,8	20,1
5	5,8	10,2	17,6	30,1	36,3

	Varones				
	1	2	3	4	5
	1	31,3	23,8	20,2	16,7
2	22,8	26,1	21,9	17,1	12,1
3	15,2	20,9	26,8	20,2	16,9
4	11,7	17,0	19,2	30,8	21,3
5	5,3	12,0	22,2	26,0	34,5

	Mujeres				
	1	2	3	4	5
	1	36,1	24,5	17,9	15,0
2	19,4	33,7	18,5	15,5	12,9
3	15,9	18,7	27,9	22,1	15,4
4	9,2	21,1	19,8	30,8	19,1
5	6,2	8,3	14,5	32,1	38,9

Nota: Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos utilizando como fuente principal la ECH 2013 y como fuente secundaria la ECH 1993. En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo, si continúan casados, la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

Cuadro A8: Matriz de transición por quintiles para los/as hijos/as de 25 a 38 años de edad y sus madres.

Quintil de ingreso laboral de la madre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Todos				
	1	2	3	4	5
1	35,9	24,2	18,9	15,1	5,9
2	16,8	28,4	21,0	19,7	14,1
3	15,3	19,8	28,3	20,1	16,5
4	10,7	18,7	21,2	28,9	20,5
5	5,8	13,1	15,2	27,3	38,6

	Varones				
	1	2	3	4	5
	1	32,0	23,1	20,7	17,3
2	17,3	27,3	20,7	19,2	15,5
3	15,9	19,1	28,9	18,9	17,2
4	12,6	18,2	19,9	29,5	19,8
5	6,4	14,9	19,5	24,6	34,6

	Mujeres				
	1	2	3	4	5
	1	38,5	25,4	17,5	13,2
2	16,1	29,2	21,5	19,9	13,3
3	14,5	20,3	27,9	21,3	16,0
4	8,7	19,9	21,9	28,5	21,0
5	5,2	10,8	12,5	29,3	42,2

Nota: Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos utilizando como fuente principal la ECH 2013 y como fuente secundaria la ECH 1993. En el caso de las mujeres las estimaciones están corregidas por el método de selección de Heckman (1979) debido a la existencia del sesgo en la participación de las mujeres en el mercado laboral

Los instrumentos utilizados para la predicción del ingreso de los padres son: el nivel educativo, dos dummies que refieren a si los padres eran de Montevideo, si continúan casados, la categoría de ocupación de los padres, la edad y su cuadrado.

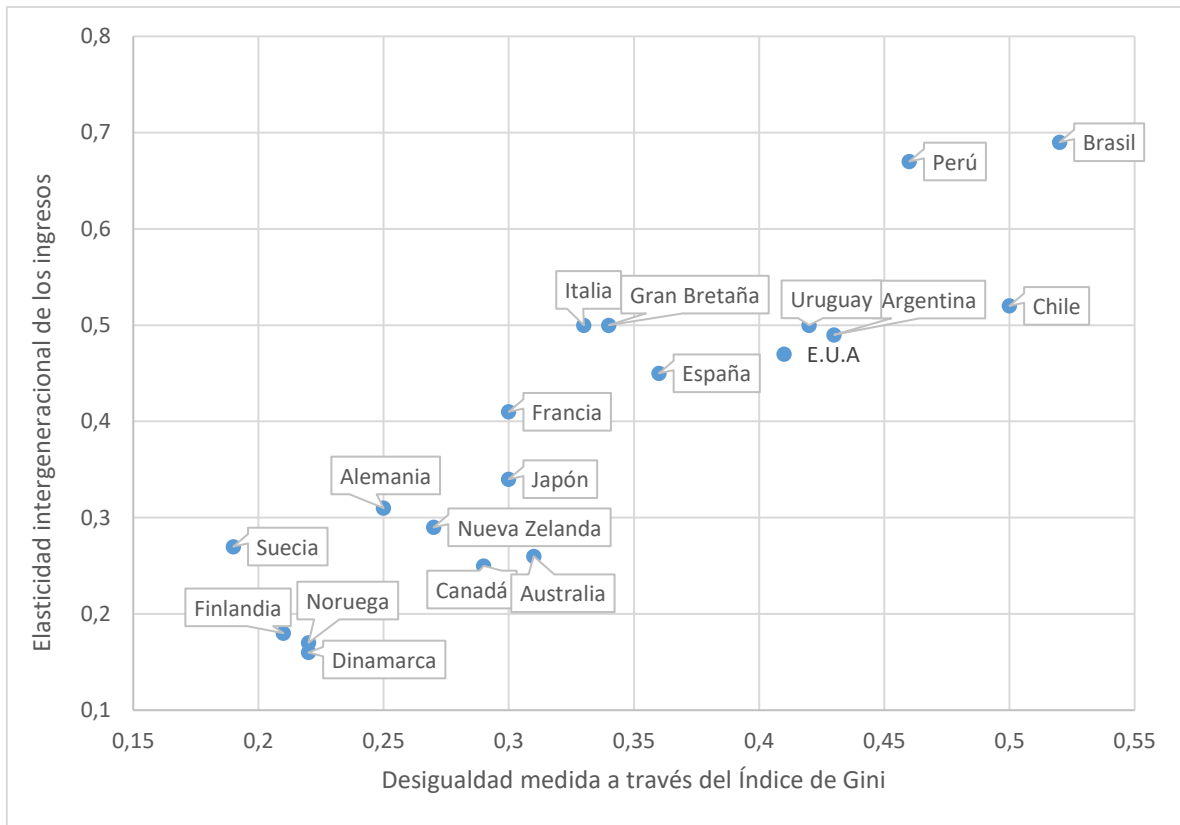
Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993.

Gráfico 1: "Great Gatsby Curve" para los países desarrollados



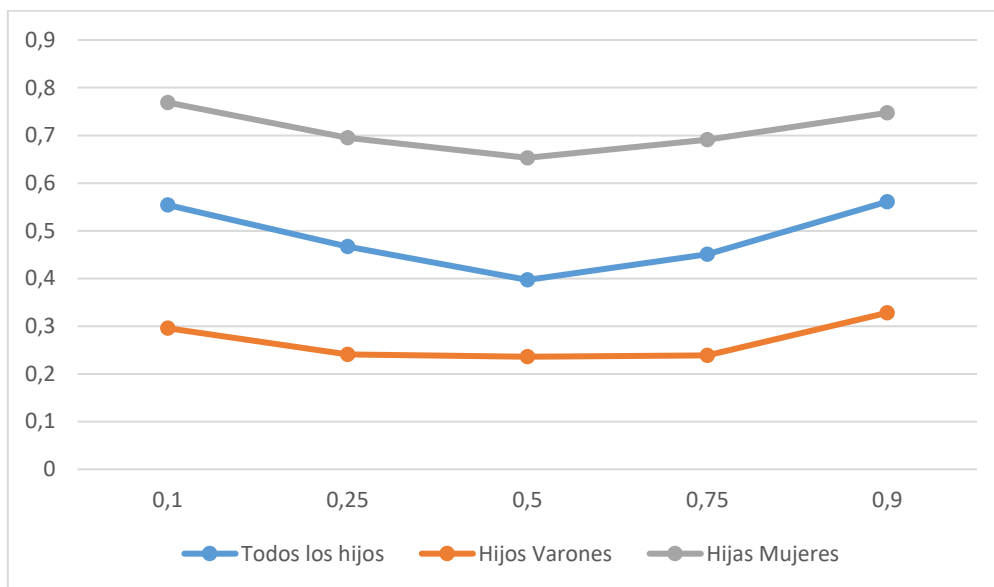
Fuente: Tomado de Corak (2015)

Gráfico 2: "Great Gatsby Curve" incluyendo a los países latinoamericanos.



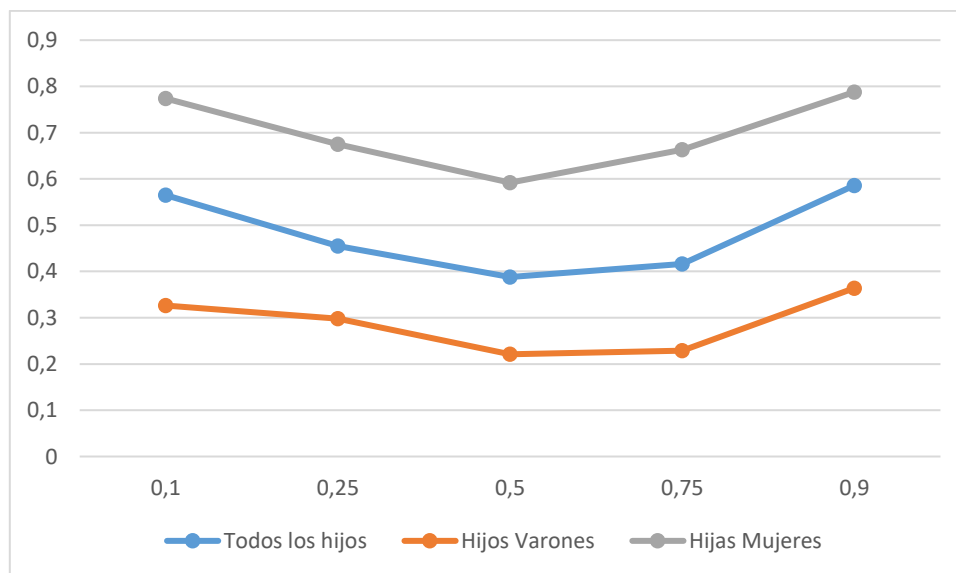
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Corak (2015) y de los diversos estudios empíricos para América Latina.

Gráfico 3: EII para los distintos cuantiles de la distribución entre padres e hijos/as, utilizando como muestra primaria la ENAJ 2013.



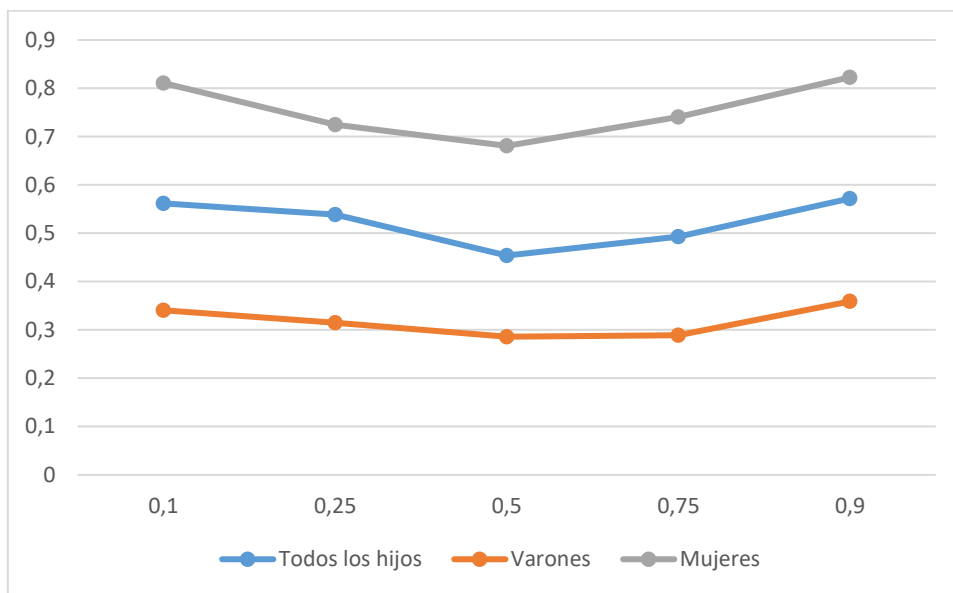
Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993

Gráfico 4: EII para los distintos cuantiles de la distribución entre madres e hijos/as, utilizando como muestra primaria la ENAJ 2013.



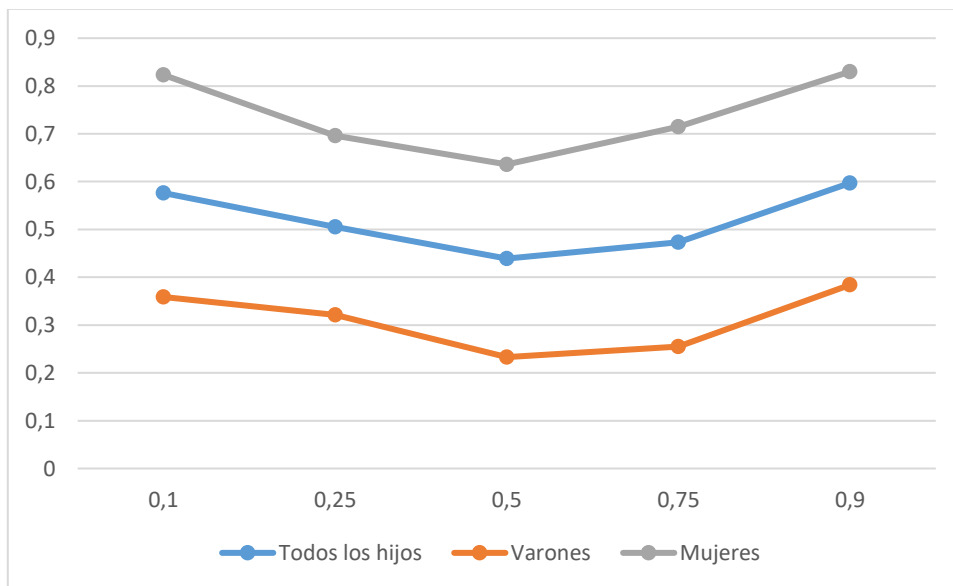
Fuente: Elaboración propia a partir de ENAJ 2013 y ECH 1993

Gráfico 5: EII para los distintos cuantiles de la distribución entre padres e hijos/as, utilizando como muestra primaria la ECH 2013.



Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993

Gráfico 6: EII para los distintos cuantiles de la distribución entre madres e hijos/as, utilizando como muestra primaria la ECH 2013.



Fuente: Elaboración propia a partir de ECH 2013 y ECH 1993

Apéndice

Modelo teórico

La función de utilidad elegida por Becker y Tomes (1979) es del estilo Cobb-Douglas

$$U_i = (1-\alpha) \cdot \text{Log } C_{i,t-1} + \alpha \cdot \text{Log } Y_{it}$$

Luego se reemplaza en esta función de utilidad, Y_{it} por lo que señala la ecuación 6 del texto, por lo que la utilidad puede escribirse como $U_i = (1-\alpha) \cdot \text{Log } C_{i,t-1} + \alpha \cdot \text{Log } (\mu + \rho h_{it})$.

Una vez hecho esto, el capital humano del hijo se sustituye por lo que indica la ecuación 5 del texto, de esta manera la utilidad se escribe como:

$$U_i = (1-\alpha) \cdot \text{Log } C_{i,t-1} + \alpha \cdot \text{Log } (\mu + \rho \cdot (\theta \cdot \text{Log } (G_{i,t-1} + I_{i,t-1}) + E_{it}))$$

Finalmente se sustituye la dotación del hijo por lo que indica la ecuación 3 del texto, con lo que la utilidad a maximizar se expresa como

$$U_i = (1-\alpha) \cdot \text{Log } C_{i,t-1} + \alpha \cdot \text{Log } (\mu + \rho \cdot (\theta \cdot \text{Log } (G_{i,t-1} + I_{i,t-1}) + \delta + \lambda E_{i,t-1} + v_{it}))$$