



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

Evidencia sobre la Movilidad Intergeneracional de los Ingresos Laborales para un País en Desarrollo: el caso de Uruguay.

Federico Araya

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Agosto, 2018

DT 10/2018

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Agradecimientos y reconocimientos.

Se agradecen los comentarios brindados por Mauricio de Rosa y Graciela Sanromán, los cuales han sido de mucha utilidad. Asimismo, realizo un especial reconocimiento a Martín Leites quien fuera mi tutor de Tesis de Maestría de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración de la Universidad de la República, de la cual es fruto este trabajo. Su gran experiencia y profesionalidad fueron fundamentales para llevar adelante el estudio.

Los errores y omisiones cometidas son pura responsabilidad del autor.

Forma de citación sugerida para este documento: Araya, F. (2018) “Evidencia sobre la Movilidad Intergeneracional de los Ingresos Laborales para un País en Desarrollo: el caso de Uruguay”. Serie Documentos de Trabajo, DT 10/2018. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Evidencia sobre la Movilidad Intergeneracional de los Ingresos Laborales para un País en Desarrollo: el caso de Uruguay

Federico Araya

Resumen

Este documento se propone aportar evidencia original sobre la movilidad intergeneracional de ingresos laborales para un país en desarrollo como Uruguay. La elasticidad intergeneracional del ingreso laboral (EII), así como la asociación intergeneracional en el ranking (IRA) son estimadas por medio de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (2S2SLS), estimador usualmente utilizado en la literatura empírica en aquellos países que no disponen de información de corte longitudinal. Asimismo, a través de la aplicación de matrices de transición y de la estimación por medio de regresiones cuantílicas se estudia la presencia de no linealidades en la movilidad intergeneracional. Los hallazgos ubicarían a Uruguay dentro del grupo de países latinoamericanos con alta movilidad intergeneracional del ingreso laboral, conjuntamente con Argentina y Chile. No obstante, éste nivel parecería ser bajo si se lo compara con los países europeos. Asimismo, la menor movilidad intergeneracional se halla en las colas de la distribución, lo cual podría estar indicando la presencia de trampas de status. En otras palabras, 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 clave: Movilidad intergeneracional, ingresos laborales, Uruguay

Código JEL: D31, J62

Evidence about Intergenerational Earnings Mobility for a Developing Country: the Uruguayan case

Federico Araya

Abstract

This paper aims to provide original evidence about intergenerational mobility on earnings in a developing country like Uruguay. The intergenerational elasticity on earnings (IGE) and the intergenerational rank association (IRA) are estimated through Two Sample Two Step Least Square (2S2SLS), estimator usually used in those countries that do not have longitudinal information. In addition, through the application of transition matrices and quantile regression approach, nonlinearities in intergenerational mobility are studied. The findings would locate Uruguay within the group of Latin American countries with high intergenerational earnings mobility together with Argentina and Chile. However, the mobility of Uruguay seems to be low in comparison to European countries. In addition, the lowest levels of intergenerational mobility are found in the tail of the distribution, which would suggest the presence of status tramps. In other words, people who are born in low-income households have greater difficulties in achieving upward mobility; on the other hand, people who are born in high-income households have a low probability of suffering downward mobility.

Keywords: Intergenerational earnings mobility, Uruguay

JEL Classification: D31, J62

1. Introducción

Este trabajo pretende aportar evidencia empírica original sobre el nivel de movilidad intergeneracional de ingresos laborales para un país en desarrollo como Uruguay. Se plantea el objetivo de responder en qué medida el desempeño de los hijos en esta dimensión depende de los resultados de sus padres (Becker y Tomes, 1979-1986; Bjorklund y Jantti, 1997; Fields y Ok, 1999; Jantti y Jenkins, 2013; Chetty *et al.* 2014a).

Los estudios sobre movilidad, a diferencia de los trabajos estáticos acerca de la distribución del ingreso, presentan la ventaja de incorporar la dimensión temporal al análisis (Fields, 2008), lo cual se vuelve muy relevante, ya que lo que se plantea en última instancia, es que la situación inicial del individuo debe ser tomada en cuenta al momento de analizar su situación presente o futura (Roemer, 2004-2012). En este sentido, Becker (1987) argumenta 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).

A nivel empírico, la relación entre desigualdad y movilidad intergeneracional es común representarla por medio de lo que Krueger ha denominado “Great Gatsby Curve”¹. Según Corak (2015) la curva para los países desarrollados muestra claramente que mayor desigualdad de ingresos se asocia con menor movilidad entre generaciones².

Aportar evidencia para Uruguay sobre esta temática es muy relevante, dado que si bien existe un amplio conjunto de antecedentes que abordan la temática distributiva, son pocos los trabajos que incorporan la perspectiva temporal al análisis, 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

¹Krueger 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).

² La Great Gatsby Curve se presenta en el Gráfico 1 del Anexo.

problemática de la movilidad intergeneracional resulta muy relevante, por lo que brindar una primera cuantificación contribuiría a complementar los análisis ya existentes sobre desigualdad, y permitiría una visión global acerca de la distribución de los ingresos que tiene Uruguay y cómo se encuentra en comparación con otros países.

Para ello, las medidas típicas de movilidad, como la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) y la asociación intergeneracional en el ranking (IRA), se estiman por medio de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (2S2SLS), estimador usualmente aplicado en países que no disponen de información de corte longitudinal. Este método combina dos muestras, (una denominada principal y otra denominada secundaria) para la estimación de los ingresos permanentes de padres e hijos. A diferencia de otros estudios, en este trabajo se emplean dos muestras principales y una secundaria. Como muestras principales se considerarán la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud del año 2013 (ENAJ) y la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del mismo año, mientras que como muestra secundaria se trabaja con la ECH del año 1993. Estas fuentes de información cuentan con la ventaja de lograr captar los ingresos de los trabajadores informales, los cuales no se observan en los registros administrativos. Esto se vuelve muy relevante en un país donde el 25% de los trabajadores no se encuentra registrado a la seguridad social.

En base a los resultados hallados, Uruguay parecería ubicarse en la “Great Gatsby Curve” a la misma altura que Argentina y Chile, dado su similar nivel de movilidad intergeneracional. No obstante, si se lo compara con los países europeos, el país presenta una mayor desigualdad y un menor grado de movilidad intergeneracional.

Además de la EII y la IRA, se aplican matrices de transición y estimaciones por medio de Regresiones Cuantílicas, con el objetivo de estudiar la presencia de no linealidades en la movilidad. Al estimar la EII a lo largo de la distribución del ingreso, se observa que los menores niveles de movilidad intergeneracional se presentan en ambos extremos, por lo que podrían existir lo que Durlauf, Kourtellos y Tan (2016) denominan “trampas de status”. 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).

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. Seguidamente, se presenta la metodología y los datos a utilizar para llevar adelante las estimaciones. En la sección 6 se presentan los resultados de las mismas y finalmente se concluye.

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, menor será el grado de movilidad y viceversa (Corak, 2006-2015; Jantti y Jenkins, 2013).

A continuación, se presenta una revisión de la literatura, poniendo especial énfasis en aquellos antecedentes que aplican la misma metodología desarrollada en este trabajo. Se comienza por Estados Unidos, país que reviste particular importancia por las controversias surgidas a nivel de la literatura a partir de las estimaciones empíricas. Luego se realiza 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 latinoamericanos.

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 estudios, estimando a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios y utilizando 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 móvil³.

Sin embargo, la controversia sobre el nivel de movilidad surgiría algunos años después, cuando Solon (1992) y Zimmerman (1992) mostraron que las estimaciones de los trabajos previos no trataban algunos sesgos, y en particular no capturaban de forma adecuada los ingresos permanentes⁴. Para corregir esto, Solon (1992) y Zimmerman (1992) aplicaron la técnica de variables instrumentales (utilizando los años de educación como instrumento del ingreso permanente) y 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 han comenzado a utilizar registros administrativos como fuentes de información más confiable⁵. En este sentido, Mazumder (2005) parecería confirmar el bajo grado de movilidad en dicho país, hallando una correlación cercana a 0.60. No obstante, en los últimos años, la controversia ha vuelto a surgir desde que Dahl y De Leire (2008) y Chetty *et al.* (2014b) señalaron que la estimación de la movilidad intergeneracional, a través de la EII podría ser muy volátil ya que este indicador está sujeto a los supuestos empleados y a las muestras utilizadas (Mitnik, *et al.* 2015). Estos trabajos sugieren a modo de hipótesis que la movilidad intergeneracional 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.

Trabajos posteriores a los de Solon (1992) y Zimmerman (1992) realizados para el resto de los países desarrollados tratan de corregir el sesgo asociado a la dificultad de estimar correctamente

³Hauser (1975) halló que la correlación era de 0.18; Behrman y Taubman (1985) estimaron un $\beta=0.2$ y Bielby y Hauser (1987) estimaron una correlación de 0.16 (Solon, 1992).

⁴ La explicación más detallada de los sesgos y el origen de cada uno de ellos se aborda más adelante.

⁵ Esta práctica no se ha extendido a países en desarrollo. No obstante, uno de los problemas que tienen estos países y en particular los latinoamericanos son sus altas tasas de informalidad en el mercado laboral, por lo que la utilización de registros administrativos dejaría por fuera del análisis a los ingresos de una alta masa de trabajadores.

el ingreso permanente. Para ello, algunos autores han seguido la estrategia 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)⁶.

Los resultados hallados por los diversos estudios ubican a Gran Bretaña y a Italia y como los países europeos de menor movilidad intergeneracional, cuya EII gira en torno a 0.5 (Dearden, Machin y Reed 1997; Ermisch y Nicoletti, 2005; Piraino, 2006; Mocetti, 2007). 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. Dunn (2007) 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. El ingreso permanente de los padres es predicho utilizando la educación como instrumento, arribando a una elasticidad intergeneracional del ingreso de 0.67, lo que situaría a Perú en niveles bajos de movilidad intergeneracional del ingreso conjuntamente con Brasil.

Núñez 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

⁶ La explicación del estimador será abordada en la sección 5.

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 Argentina, Jimenez y Jimenez (2009) en base a datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) y considerando al ingreso laboral como variable dependiente, obtienen una EII de 0.51. Asimismo, Jimenez (2011) a través de la aplicación de matrices de transición y de la estimación por medio de regresiones cuantílicas encuentra que la menor movilidad se presenta en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral, lo que lleva a la autora a concluir sobre la existencia de trampas de pobreza intergeneracionales en dicho país.

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 (2014) 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 educativa es mayor entre la población afro. 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 en el hogar tienen poco poder explicativo en la desigualdad de los logros educativos. Finalmente, Gandelman y Robano (2014) 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 en los últimos veinte años.

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

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. Dicho modelo, 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:

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

Siendo: α el factor de altruismo parental,

$C_{i,t-1}$ el consumo de los padres,

$G_{i,t-1}$ la inversión del gobierno en capital humano del hijo

$I_{i,t-1}$ la inversión en capital humano realizada por los padres

$E_{i,t-1}$ la dotación de capital de los padres,

\mathbb{P} es el retorno que el capital humano del hijo obtiene en el mercado laboral

θ es el producto marginal de la inversión en capital humano (tanto la que realizan los padres como la que realiza el gobierno)

λ el coeficiente que mide el grado en el cual la dotación de los padres se transfiere hacia los hijos,

μ y δ son constantes y

v_{it} un error que se distribuye ruido blanco

Maximizando esta expresión en $(I_{i,t-1})$ se obtiene

$$2) I_{i,t-1} = \{(\alpha \theta \mathbb{P} / 1 - \alpha(1 - \theta \mathbb{P}))\} \cdot (1-t) Y_{i,t-1} - \{1 - \alpha / 1 - \alpha(1 - \theta \mathbb{P})\} \cdot G_{i,t-1}$$

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 disponibles $[(1-t)Y_{i,t-1}]$ invierten más en capital humano en sus hijos. En segundo lugar, la inversión de los padres crece con el altruismo parental (α) y con el retorno a la inversión en capital humano ($\theta \mathbb{P}$). Finalmente, un aumento de la inversión pública en capital humano del hijo ($G_{i,t-1}$) 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. En base a ello, se obtiene la siguiente relación básica que define la elasticidad intergeneracional:

$$3) \quad \text{Log } Y_{it} = \gamma + \beta \text{Log } Y_{i,t-1} + \mathcal{P}E_{it}$$

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

En el estado estacionario, el $\text{Log } Y_{it}$ y el $\text{Log } Y_{i,t-1}$ tienen la misma varianza, por lo que β puede considerarse como la elasticidad intergeneracional en el estado estacionario. Este coeficiente β es el que se estima en la mayoría de los estudios empíricos sobre movilidad intergeneracional (Bjorklund y Jantti, 1997; Solon, 2004; Jantti y Jenkins, 2013; Chetty *et al* 2014a; Corak, 2006-2015)

La elasticidad entonces puede escribirse como:

$$4) \quad \beta = [(1-\gamma)\theta\mathcal{P} + \lambda] / [1 + (1-\gamma)\theta\mathcal{P}\lambda]$$

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 (\mathcal{P}), 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 (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:

$$5) \quad Y_{p_{hi}} = \omega + \beta Y_{p_{pi}} + \eta A_i + \varepsilon_i$$

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 ($\beta Y_{p_{pi}}$), 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).

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:

$$6) C_{hi} = \omega + \beta C_{pi} + \eta A_i + u_i$$

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; 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).

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.

La ecuación (4) 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. Por un lado, 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. Por otro lado, teniendo en cuenta los demás factores que explican la movilidad intergeneracional (reducido gasto público en educación, imposición no progresiva al capital, persistencia de factores hereditarios), es probable que el nivel de movilidad de Uruguay sea menor en comparación con los países europeos.

4. 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 (5) y (6). 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 consistente de las elasticidades.

En este caso, para la estimación de la EII no se requeriría que ε_i no esté correlacionado con Y_{p_i} , mientras que para la estimación de la IRA tampoco se exigiría que u_i no esté correlacionado con C_{p_i} . 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 $Y_{p_{hi}}$ y $Y_{p_{pi}}$ 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 respectivamente) (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) y Zimmerman (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.

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 actual (denominada principal) 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 muestra anterior (denominada secundaria) donde esté disponible el instrumento y las variables independientes con las que se estiman ecuaciones del ingreso laboral de los padres, para obtener los coeficientes de los determinantes. 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).

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)⁷.

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

$$7) Y_{pis} = Y_{pi} + v_{pis}$$

$$8) Y_{hit} = Y_{hi} + v_{hit}$$

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 (5) y (6) 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.

$$9) Y_{pjs} = wZ_{pj} + v_{pjs}$$

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} .

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 :

$$10) \hat{y}_{pis} = \hat{w}Z_{pi}$$

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

⁷El 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).

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 (5) y (6) utilizando el ingreso laboral imputado de los padres:

$$11) Y_{hi} = \alpha + \beta \hat{y}_{pis} + \Phi A_i + \varepsilon_i$$

La consistencia del estimador 2S2SLS exige que los instrumentos empleados estén correlacionados con Y_{pis} y no correlacionados 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) $Cov(Z_j, \varepsilon_i) = 0$.

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). No obstante, la metodología adopta esta estrategia como un enfoque de “regresores generados” analizada originalmente por Murphy y Topel (1985) por lo tanto, 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 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 se utiliza la técnica bootstrap al igual que lo realizado por Jimenez (2011), lo cual permitirá una estimación de los errores estándar y así realizar las pruebas de significación de los parámetros estimados.

Otra posible fuente de sesgos 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. El sesgo se origina debido al hecho de que la muestra suele ser no aleatoria, ya que existen diversos factores que hacen que los hijos continúen conviviendo con sus padres. Este

problema es denominado “corresidencia en la selección” (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 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.

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. A partir de ellas, se estudia como un indicador de movilidad baja, 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).

Además, 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).

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.

5. 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.

La ENAJ posee la ventaja de contar con información que no suele estar disponible en las encuestas de hogares, como por ejemplo los antecedentes familiares. Al trabajar con esta 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 ya que la información sobre el nivel educativo de los padres se encuentra disponible solo si padres e hijos son coresidentes.

La ENAJ abarca a los jóvenes de 12 a 29 años, lo 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 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. Dado que la brecha de ingresos suele ampliarse con la edad (Dahl y De Leire, 2008), si se relacionan los ingresos de los padres con los ingresos de una cohorte joven de hijos, se encontraría una movilidad más alta que la real, debido a que el ingreso de los hijos al inicio de la vida laboral no está próximo a lo que sería el nivel de ingresos permanente⁸.

La ECH por otra parte, posee la ventaja de abarcar un mayor rango de edad, por lo tanto, al trabajar con esta muestra se considerará una cohorte de hijos más amplia que abarca desde los 25 a los 38 años, con el fin de aproximarse al nivel “permanente” de los ingresos y captar de mejor manera la brecha existente en el mercado laboral entre los ingresos de las cohortes jóvenes y los ingresos de las cohortes adultas⁹.

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 años en 1993 por dos razones: la primera refiere a 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 veinte 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 (Dunn, 2007)¹⁰. Asimismo, la elección del año 1993 se fundamenta en las ideas de Becker y Tomes (1979-1986) quienes argumentan que los padres toman sus decisiones de inversión de capital humano en los hijos cuando estos últimos son niños y/o adolescentes. De esta manera,

⁸ Los resultados de Haider y Solon (2006) muestran que el ingreso alcanzaría su nivel “permanente” entre los 36 y los 40 años de edad.

⁹ 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.

¹⁰ 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.

aquellas personas entre 25 y 38 años en el año 2013, poseían entre 5 y 18 años de edad en el año 1993.

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, el cual es consultado directamente a los jóvenes¹¹. Además, se consideran dos variables binarias, una que hace referencia a la región, la cual toma el valor uno en el caso de que el joven resida en la capital del país, y otra que refiere a si los padres continúan casados. Estas variables instrumentales se denominarán de ahora en adelante “Instrumentos A”. 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. De ahora en adelante, se denominará a este conjunto de variables “Instrumentos B”. La variable dependiente serán los ingresos laborales, no se consideran aquellos ingresos derivados de las transferencias como jubilaciones y pensiones.

El Cuadro 1 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.

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. Por otra parte, los promedios de edad en ambas muestras son similares (27 años en la ENAJ, 29 en la ECH).

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

¹¹ 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)

fuentes 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.

Finalmente, es importante mencionar que la literatura reciente en los países desarrollados aborda el uso de registros administrativos que vincula directamente padres con hijos, con el objetivo de estimar la EII y la IRA a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Para el caso de Uruguay, una desventaja que posee esta fuente de información es que sólo abarca a los trabajadores formales. Dado que el no registro a la seguridad social en los últimos años se ubica en torno al 25%, trabajar con esta fuente de información implicaría no contar con los ingresos de uno de cada cuatro trabajadores. Asimismo, como la informalidad y la pobreza suelen estar correlacionadas es probable que los registros administrativos no cuenten con los ingresos de la cola baja de la distribución, lo cual sesgaría las estimaciones de la movilidad. Por otra parte, el registro de historias laborales se encuentra disponible a partir de 1996, por lo que el panel de información es relativamente corto. Estos aspectos hacen que en este trabajo se opte por utilizar Encuestas de Hogares como fuentes de información, aunque no se desconoce la utilidad que brindan los registros administrativos y que sería de gran importancia que futuras investigaciones exploren dicha fuente de datos.

6. Resultados

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

En primer lugar, se presentan las estimaciones de la EII obtenidas a partir de la estimación de la ecuación (5) por el método 2S2SLS¹². Siguiendo a Corak (2006-2015) las EII miden el grado promedio de asociación del ingreso laboral entre padres e hijos y pueden interpretarse como el

¹² 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) que estudia los principales determinantes de la oferta laboral femenina.

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 2 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 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 presente al utilizar esta fuente de información (columnas 3 y 4).

En segundo lugar, 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.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de la IRA siguiendo la misma lógica que el Cuadro 2¹³. Como puede apreciarse las estimaciones 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

¹³ 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)

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 en este caso son menores, debido especialmente a la caída del β para las mujeres.

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 en la estimación, es importante tener precaución al realizar este tipo de comparaciones.

Núñez y Miranda (2007) al estimar para una cohorte similar a la de este estudio (de 23 a 34 años) para Chile, obtienen una EII de 0.46, resultado que se asemeja al de este trabajo al emplear la ENAJ como muestra principal, pero menor en comparación al obtenido con la ECH. Asimismo, los resultados de la EII obtenidos por Jimenez y Jimenez (2009) para Argentina, también 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.

Al comparar los coeficientes referidos a la IRA, se observa que éstos son mayores a los resultados hallados por Dahl y De Leire (2008) y Chetty *et al.* (2014a y 2014b) para Estados Unidos, quienes estiman un β cercano a 0.3. Asimismo, estos resultados también son levemente superiores a los hallados por Jimenez (2011) para Argentina (0,41 al considerar el ingreso del padre y 0.38 al considerar el ingreso de la madre).

6.2 Medición de la Presencia de No Linealidades

Un objetivo secundario propuesto en este trabajo consiste en estudiar la existencia de no linealidades. Es decir, se busca responder en qué parte de la distribución del ingreso laboral existe mayor o menor movilidad intergeneracional. 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).

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

Los Cuadros 4 y 5 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 6 y 7 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 del ingreso.

Al estimar utilizando la ENAJ, se observa 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. Similares resultados se obtienen al considerar el ingreso laboral de la madre. 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 de la misma tónica, la menor movilidad 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.

En síntesis, los resultados presentados confirman la existencia de no linealidades en la movilidad intergeneracional, aunque éstas parecerían no ser tan pronunciadas. 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 menor movilidad 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 (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.

6.2.2 La estimación de Matrices Intergeneracionales de Transición.

El Cuadro 8 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 9 presenta la misma información pero considerando el ingreso laboral de las madres¹⁴.

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 posición¹⁵.

Asimismo, los resultados señalan que la proporción de hijos que logran moverse hacia el quintil más alto (bajo) si su padre o madre se ubicaban en el quintil más bajo (alto) es relativamente pequeña. En efecto, el porcentaje de hijos que logra moverse hacia el último quintil si su padre o

¹⁴ Las matrices de transición obtenidas a partir de la utilización de la ECH 2013 como muestra principal presenta resultados 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.

¹⁵ La excepción se da en el caso del ingreso de las hijas mujeres y el de los padres, donde la movilidad más baja aparece en el primer quintil.

madre estaba en el primero es de 8,0% y 7,0% respectivamente, en tanto que la proporción de hijos e hijas que transitan hacia el primer quintil dado que sus padres o madres estaban en el último, 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%).

Finalmente, se presentan en el Cuadro 10 algunas medidas de movilidad construidas a partir de las matrices de transición. Un indicador de baja movilidad, 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%.

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)¹⁶.

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), lo que

¹⁶ 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%.

podría estar indicando que el grado de movilidad intergeneracional de ingresos que presentan ambos países es similar¹⁷.

En síntesis, la movilidad intergeneracional del ingreso hallada para Uruguay parecería ser similar a la registrada por Argentina, ubicándose ambos países en niveles altos de movilidad en comparación con América Latina, aunque bajos al compararlo con los países desarrollados. No obstante, parecerían existir algunas diferencias entre ambos países. En primer lugar, las mujeres muestran menor nivel de movilidad intergeneracional en el caso uruguayo, mientras que en Argentina las diferencias por sexo no son estadísticamente significativas. En segundo lugar, si bien en ambos países se confirma la presencia de no linealidades a lo largo de la distribución del ingreso, en Argentina la menor movilidad intergeneracional se registra en la cola baja, mientras que en Uruguay la menor movilidad se halla en ambos extremos de la distribución, lo que podría avalar la hipótesis de la existencia de “trampas de status” (Durlauf, Kourtellos y Tan 2016).

7. Conclusiones

El principal objetivo de este trabajo consiste en aportar evidencia sobre la movilidad intergeneracional de los ingresos laborales en un país en desarrollo como 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.

La estimación de la EII y de la IRA se realiza 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. A diferencia de otros estudios, en este trabajo se emplean dos muestras principales: por un lado, se utiliza la información brindada por la

¹⁷Jimenez (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.

Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ) del año 2013, por otro lado, se utilizan los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del mismo año. Ambas muestras principales son combinadas con la ECH del año 1993 (muestra secundaria), para vincular ingresos permanentes de padres e hijos.

Los 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 con los escandinavos.

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 las colas de la distribución. Asimismo, al considerar las matrices de transición, los mayores registros se encuentran en las diagonales principales, especialmente en los extremos, lo cual es consistente con los hallazgos a través de las regresiones cuantílicas.

Comparando con los resultados obtenidos para Argentina por Jimenez, (2011), la diferencia parecería radicar en qué parte de la distribución del ingreso laboral se observa el menor grado de movilidad. Mientras en Argentina 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, consistente con la hipótesis de “Trampas de Status” planteada por Durlauf, Kourtellos y Tan (2016).

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, o hacia personas jóvenes en el mercado laboral. Políticas que redistribuyan ingresos y activos a través de estos canales podrían tener impactos significativos en la movilidad intergeneracional, así como lograr quebrar las posibles “Trampas de Status” que parecerían existir en el país.

8. Bibliografía

- 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.
- 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.
- 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”. 2º 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.
- 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.
- 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.
- 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?”. *American Economic Review* 104 (5), pp. 141-147.
- 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.

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

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

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. (2008). "Income Mobility". En, *The New Palgrave dictionary of Economics, New York*, ed. por L. BLUM & S. DURLAUF. New York, Palgrave Macmillan.

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 (2014). "Intergenerational Mobility, and Entrepreneurship in Uruguay" *Latin American Journal of Economics*. Vol (5), pp. 195-226.

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.

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. N°1. pp. 153-161.

JÄNTTI, M. y S.P. JENKINS (2013). "Income Mobility" *Discussion Paper N°.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. 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.*
- MAZUMDER, B (2005). “Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S Using Social Security Earnings Data”. *Review of Economics and Statistics*, 87 (2) pp. 235-255.
- 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. (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. (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.*
- 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.

9. Anexo

Cuadro 1: Valores promedios de las variables usadas en las estimaciones según fuentes de información. País Urbano.

Fuentes de Información/ 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	27.0	27.0	27.0			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	18.0	16.7	19.4			14.7	14.0	15.7	18.9	18.0
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	10.0
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	34.0
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	12.0	16.1	10.1	24.1	7.3	11.6
Montevideo	51.7	51.6	51.8	37.4	37.8	44.1	42.0	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	78.0
Niños menores de 4 en el hogar	22.5	21.1	23.9			18.4	17.0	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 contruidos a partir de los ingresos del hogar en los que residen los hijos según fuente ENAJ y en los que corresiden 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.

Cuadro 2: 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.

Cuadro 3: 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.

Cuadro 4: 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 5: 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 6: 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 7: 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.

Cuadro 8: 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	8.1
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	7.9
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 9: 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
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
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.

Cuadro 10: Indicadores de Movilidad e Inamovilidad Intergeneracional

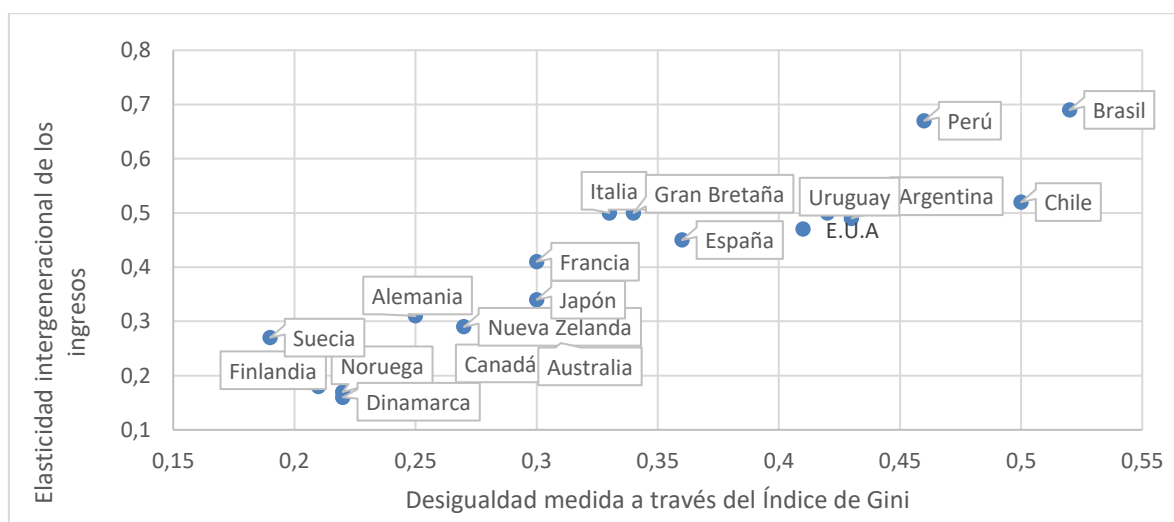
	Padres/hijos e hijas			Madres/hijos e hijas		
	Padres/Hijos	Padres/Hijas	Padres/Hijos	Madres/Hijos	Madres/Hijas	Madres/Hijas
Proporción de hijos en el mismo quintil que sus padres	30.9	29.9	31.8	31.7	30.1	33.6
Proporción de hijos en al menos un quintil superior	35.8	36.1	35.3	36.7	39.4	33.7
Proporción 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.

Gráfico 1: “Great Gatsby Curve” para países desarrollados y países latinoamericanos.



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

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Agosto, 2018
DT 10/2018



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

© 2018 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24000466 | Gonzalo Ramírez 1926 |
C.P. 11200 | Montevideo - Uruguay