



El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

ISSN: 2448-718X

Fondo de Cultura Económica

Araya, Federico

Evidencia sobre la movilidad intergeneracional de ingresos
laborales para un país en desarrollo: el caso de Uruguay*

El trimestre económico, vol. LXXXVI(2), núm. 342, 2019, Abril-Junio, pp. 265-305

Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v86i342.722

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31362658002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH  redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Evidencia sobre la movilidad intergeneracional de ingresos laborales para un país en desarrollo: el caso de Uruguay*

Evidence about intergenerational earnings mobility
for a developing country: The Uruguayan case

*Federico Araya***

ABSTRACT

Background: The question regarding whether the performance of children depends on the results obtained by their parents has become an important object of study for the economic science in recent years (Fields y Ok, 1999; Jäntti y Jenkins, 2013). This paper aims to provide original evidence about intergenerational social mobility (ISM) measured through earnings in Uruguay.

Methodology: The intergenerational elasticity on earnings (IGE) and the intergenerational rank association (IRA) are estimated with two sample two step least square (2S2SLS). This estimator is usually used in those countries that do not have longitudinal information. In addition, with the application of transition matrices and quantile regression approach, nonlinearities in ISM are studied.

Results: The findings locate Uruguay within the group of Latin American countries with high ISM, measured through earnings, along with Argentina and Chile. However, this level is low in comparison with the developed European countries, particularly the Scandinavian. In addition, the lowest levels of ISM are found in the tail of the distribution.

* Artículo recibido el 30 de abril de 2018 y aceptado el 2 de octubre de 2018. El autor agradece especialmente el apoyo brindado por Martín Leites para realizar esta investigación. Asimismo, los comentarios realizados por Mauricio de Rosa, Graciela Sanromán, Javier Alejo, Verónica Amarante y Nestor Gandelman fueron de suma utilidad para enriquecer el trabajo. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva del autor.

** Federico Araya, Instituto de Economía de la Universidad de la República, Montevideo (correo electrónico: faraya@mtss.gub.uy).

Conclusions: Results suggest that people who are born in low-income households have greater difficulties in achieving upward ISM. On the other hand, people who are born in high-income households have a low probability of suffering downward ISM.

Keywords: intergenerational social mobility; earnings; Uruguay. *JEL codes:* D31, J62.

RESUMEN

Antecedentes: responder en qué medida el desempeño de los hijos depende de los resultados obtenidos por sus padres ha sido un importante objeto de estudio de la ciencia económica en los últimos años (Fields y Ok, 1999; Jäntti y Jenkins, 2013). Este documento busca aportar evidencia original sobre la movilidad social intergeneracional (MSI) para Uruguay, medida a través de los ingresos laborales.

Metodología: la elasticidad intergeneracional del ingreso (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, mediante la aplicación de matrices de transición y la estimación por medio de regresiones cuantílicas, se estudia la presencia de no linealidades en la MSI.

Resultados: los hallazgos ubicarían a Uruguay dentro del grupo de países latinoamericanos con alta MSI de ingresos, junto con Argentina y Chile. No obstante, este nivel parece ser bajo si se compara con los países desarrollados de Europa, en particular, los escandinavos. Asimismo, la menor MSI se halla en las colas de la distribución del ingreso.

Conclusiones: los resultados sugieren que aquellas personas que nacen en hogares de bajos recursos presentan mayores dificultades para lograr MSI ascendente, mientras que parece poco probable que las personas que nacen en hogares de altos recursos sufran MSI descendente.

Palabras clave: movilidad social intergeneracional; ingresos laborales; Uruguay.

Clasificación JEL: D31, J62.

INTRODUCCIÓN

Este trabajo pretende aportar evidencia empírica original sobre el nivel de movilidad social intergeneracional (MSI) en Uruguay, medida a

través de los ingresos laborales. Se plantea el objetivo de responder en qué medida depende el desempeño de los hijos en esta dimensión de los resultados obtenidos por sus padres (Becker y Tomes, 1979 y 1986; Björklund y Jäntti, 1997; Fields y Ok, 1999; Jäntti y Jenkins, 2013; Chetty, Hendren, Kline y Saez, 2014).

Los estudios sobre MSI de ingresos, a diferencia de los trabajos estáticos acerca de la distribución, presentan la ventaja de incorporar la dimensión temporal al análisis (Fields, 2008). Este aspecto se vuelve muy relevante, ya que toma en cuenta el punto de partida del individuo al momento de analizar su situación presente o futura (Roemer, 2004 y 2012). En este sentido, Becker (1987) argumenta que un estudio completo de la distribución del ingreso debería incluir la desigualdad tanto entre familias de la misma generación, como 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).

Las medidas típicas de la MSI utilizadas en los enfoques económicos son la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) y la asociación intergeneracional en el *ranking* (IRA). Éstas consisten en analizar la correlación entre el ingreso permanente de los padres con el de sus hijos. Dicha correlación es medida a través de un coeficiente β , el cual puede interpretarse como el grado de persistencia de la desigualdad entre generaciones (Corak, 2006 y 2015; Jäntti y Jenkins, 2013). Empíricamente, β tiende a ubicarse entre 0 y 1. Cuanto más próximo sea β a la unidad, menor será el grado de MSI y viceversa.

Aportar evidencia sobre esta temática para un país en desarrollo como Uruguay es muy relevante, dado que presenta, por un lado, particularidades que lo asemejan a los países desarrollados de Europa, en tanto que en otros aspectos se asimila al resto de los países de América Latina. En primer lugar, la presencia de un Estado de bienestar (principalmente en la primera mitad del siglo xx) similar al de los países europeos ha permitido un bajo nivel de desigualdad de ingresos comparado con el resto de Latinoamérica. En segundo lugar, Uruguay presenta una estructura poblacional homogénea y envejecida cuyo bono demográfico se agotará en los próximos años, lo cual lo distingue del resto de los países de la región y se asemeja en mayor medida a los países desarrollados. Sin embargo, en lo relacionado con el crecimiento económico, el desempeño de Uruguay ha

sido escaso, con una tasa de crecimiento promedio del PIB de 2% durante la segunda mitad del siglo xx y una estructura productiva basada principalmente en la exportación de bienes primarios al igual que el resto de los países latinoamericanos, lo cual lo convierte en un país catalogado como *en desarrollo* (Bonino, Roman y Willebald, 2012). Asimismo, la escasa inversión pública realizada en educación en las últimas tres décadas es otro de los puntos que lo diferencia de los países desarrollados y lo asemeja a los países latinoamericanos.¹

Todos estos aspectos que influyen en la MSI de ingresos hacen relevante el estudio en un país cuyas particularidades lo asimilan en algunos puntos a los países europeos, mientras que en otros (principalmente los vinculados a la estructura productiva, el crecimiento económico y el nivel educativo) se encuentra más alineado al resto de los países de la región y continúa siendo un país en desarrollo.

Por otra parte, si bien existe un amplio conjunto de antecedentes en el país que abordan la temática distributiva, son pocos los trabajos que incorporan la perspectiva temporal al análisis, por lo que el conocimiento sobre la MSI, medida a través de los ingresos, aún es deficitario. En un país en el que la desigualdad es baja dentro de la región, pero elevada si se la compara con los países desarrollados, la problemática de la MSI resulta muy relevante, por lo que brindar una primera cuantificación contribuiría a complementar los análisis existentes sobre desigualdad y permitiría una visión global acerca de la distribución de los ingresos que tiene Uruguay y de cómo se encuentra en comparación con otros países.

El método utilizado para la estimación se denomina *mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras* (2S2SLS), el cual combina dos fuentes de información, una denominada *principal* (que refiere al presente) y otra *secundaria* (que refiere al pasado), para estimar los ingresos permanentes de padres e hijos. A diferencia de otros estudios, en este trabajo se emplean dos muestras principales y una secundaria con el objetivo de darle robustez a los resultados hallados. Como principales se considerarán la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud de 2013 (ENAJ) y la Encuesta Continua

¹ La inversión pública en Uruguay destinada a la educación entre 1985 y 2004 fue de 2.5% del PIB en promedio. Asimismo, según estimaciones del Banco Mundial, en 2013 Uruguay destinaba 4.7% del PIB a la educación; Argentina, 5.1%; Chile, 4.6%, y Brasil era el único país del Cono Sur que alcanzaba 6%. En cambio, la mayoría de los países europeos desarrollados destinaban alrededor de 6% del PIB a la educación, y en particular los escandinavos superaban 7 por ciento.

de Hogares (ECH) del mismo año; mientras que como muestra secundaria se trabajará con la ECH de 1993. Estas fuentes de información cuentan con la ventaja de que captan los ingresos de los trabajadores informales, los cuales no se observan en los registros administrativos. Cabe señalar que este estimador es el que usualmente se aplica en países que no disponen de información de corte longitudinal.

Con base en los resultados hallados, Uruguay presentaría un nivel de MSI del ingreso similar al mostrado por Argentina y Chile, lo cual lo situaría en el grupo de países de mayor MSI en América Latina. No obstante, si se la compara con la de los países europeos, y en particular con la de los escandinavos, la MSI de ingresos de Uruguay es claramente menor. Esto podría dar la pauta de que existe una correlación positiva entre el grado de desarrollo de un país y el nivel de MSI.

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. Al estimar la EII a lo largo de la distribución del ingreso laboral, se observa que los menores niveles de MSI se presentan en ambos extremos, por lo que podrían existir lo que Durlauf, Kourtellos y Tan (2016) denominan *trampas de estatus*. En otras palabras, para los hijos ubicados en la cola inferior (superior) de los ingresos laborales es poco probable que un *shock* aleatorio favorable (desfavorable) los mueva hacia arriba (abajo).

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección I se realiza una revisión de la literatura sobre el tema se hace especial énfasis en los antecedentes que aplican una metodología similar a la utilizada en este estudio. En la sección II se presenta el marco teórico y el modelo de análisis. A continuación, en la sección III, se detalla la metodología y, en la sección IV, las fuentes de información a utilizar para llevar adelante las estimaciones. En la sección V se presentan los resultados de las mismas y finalmente se concluye.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

A continuación se presenta una revisión de los antecedentes con especial énfasis en aquellos que aplican la misma metodología desarrollada en este trabajo. Se comienza por los Estados Unidos, país que reviste particular importancia por las controversias surgidas en 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.

1. *La evidencia empírica en los Estados Unidos*

El trabajo de Becker y Tomes (1986) recopiló las investigaciones previas sobre la MSI medida con los ingresos en los Estados Unidos. Estos estudios, estimados por medio de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) y con la utilización de ingresos corrientes de una serie de años, hallaban que la correlación entre el ingreso de padres e hijos era de 0.20 como máximo, lo cual contribuyó a pensar que la sociedad estadounidense era una sociedad excepcionalmente móvil.²

Sin embargo, la controversia sobre el nivel de MSI de ingresos surgiría algunos años después, cuando Solon (1992) y Zimmerman (1992) mostraron que los resultados de los trabajos previos estaban sesgados, debido a que no capturaban de forma adecuada los ingresos permanentes.³ Para corregir esto, estos autores aplicaron la técnica de variables instrumentales (utilizaron 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 MSI en los Estados Unidos.

Trabajos más recientes han comenzado a utilizar registros administrativos como fuentes de información más confiable.⁴ En este sentido, Mazumder (2005) confirmó el bajo grado de MSI en dicho país, ya que halló 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, Hendren, Kline, Saez y Turner (2014) señalaron que la estimación de la MSI del ingreso, mediante la EII, podría ser muy volátil, ya que este indicador está sujeto a los supuestos empleados y a las muestras utilizadas (Mitnik, Bryant, Weber y Grusky, 2015). Estos trabajos sugieren a modo de hipótesis que la MSI de ingresos en los Estados Unidos, medida mediante la IRA, podría ser simi-

² Hauser y Sewell (1975) hallaron que la correlación era de 0.18; Behrman y Taubman (1985) estimaron un $\beta=0.2$, y Bielby y Hauser (1977) estimaron una correlación de 0.16 (Solon, 1992).

³ La explicación más detallada de los sesgos y el origen de cada uno de ellos se aborda más adelante.

⁴ Esta práctica no se ha extendido hacia países en desarrollo. No obstante, uno de los problemas que tienen estos países —en particular los latinoamericanos— son sus altas tasas de informalidad en el mercado laboral, por lo que la utilización de ingresos laborales a partir de registros administrativos dejaría fuera del análisis a una amplia gama de trabajadores.

lar a la registrada por los países europeos (Chetty et al., 2014a y 2014b). A pesar de ello, en la actualidad (y para la mayoría de los autores) parece que prima la idea de que los Estados Unidos se encuentran en el grupo de países desarrollados de menor MSI del ingreso (Corak, 2015).

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 el ingreso permanente. Para ello, algunos autores han seguido la estrategia propuesta por Angrist y Krueger (1992) y por Arellano y Meghir (1992). Ésta consiste en utilizar información de dos muestras separadas, con el 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, este método suele conocerse como *mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras* (2S2SLS).⁵

Los resultados hallados por los diversos estudios ubican a Gran Bretaña y a Italia como los países europeos de menor MSI, cuya EII es de alrededor de 0.5 (Dearden, Machin y Reed, 1997; Ermisch y Nicoletti, 2005; Piraino, 2006; Mocetti, 2007). En un escalón intermedio aparecen Francia, Alemania y España. La elasticidad estimada para estos países se ubica entre 0.30 y 0.45 (Lefranc y Trannoy, 2004; Vogel, 2006; Cervini, 2009). Finalmente, dentro del grupo de países de mayor MSI se encuentran Canadá y los países nórdicos, donde la EII hallada varía entre 0.15 y 0.30 (Björklund y Jäntti, 1997; Fortin y Lefebvre, 1998; Corak, 2006 y 2015).

3. *La evidencia empírica en América Latina*

Los estudios para América Latina sobre MSI medida a través de los ingresos son relativamente escasos (Jiménez y Jiménez, 2009). La ausencia de datos de corte longitudinal y de registros administrativos ha dificultado la investigación del tema. No obstante, desde hace aproximadamente una década, el interés en los estudios sobre movilidad y desigualdad ha ido en ascenso, por lo que se pueden destacar algunos trabajos recientes para la región que aplican el estimador 2S2SLS con el fin de cuantificar la EII.

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

Dunn (2007) estimó, con base en información de la Encuesta Anual de Hogares de Brasil, la EII para los varones pertenecientes al grupo de edad de entre 25 y 34 años, cuyos padres reportaban información acerca del nivel educativo, variable que es utilizada para instrumentar los ingresos permanentes. El autor obtuvo $\beta=0.69$, lo que lo lleva a concluir que Brasil es uno de los países con menor MSI del ingreso 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 y arriba a una EII de 0.67 para los hijos varones de 24 a 40 años. Este resultado situaría a Perú en niveles muy bajos de MSI del ingreso conjuntamente con Brasil.

Núñez y Miranda (2007) estiman la EII para Chile a partir de la información brindada por la Encuesta de Empleo y Desocupación de dicho país. Para medir el ingreso permanente de los padres, los autores realizan predicciones utilizando varios instrumentos, por ejemplo la educación, la experiencia laboral y la categoría de ocupación. Los autores hallan una elasticidad que se ubica entre 0.52 y 0.54, para los hijos de 23 a 65 años, por lo que la MSI del ingreso para Chile sería mayor a la hallada para Brasil y Perú.

En el caso de Argentina, existen dos antecedentes muy relevantes para este estudio. En primer lugar, Jiménez y Jiménez (2009) estudian la MSI del ingreso, incorporando a las mujeres al análisis, las cuales no estaban presentes en los estudios anteriores. Con base en datos de la Encuesta Permanente de Hogares y considerando a los hijos de 26 a 38 años, las autoras obtienen una EII de 0.51 para los varones y de 0.48 para las mujeres; aquí no resultan estadísticamente significativas las diferencias por sexo. En segundo lugar, Jiménez (2011) incorpora la IRA como medida de MSI y además, mediante la aplicación de matrices de transición y la estimación por medio de regresiones cuantílicas, estudia la presencia de no linealidades. Con base en esto, la autora halla que la menor MSI se presenta en el quintil más bajo de la distribución del ingreso laboral; de esta manera concluye sobre la existencia de trampas de pobreza intergeneracionales en Argentina.

Para Uruguay no se conocen hasta el momento estudios sobre la MSI de ingresos. No obstante, existen algunos antecedentes como los de González y Sanromán (2010), Ferrando (2011) y Gandelman y Robano (2014), quienes buscan aproximarse al fenómeno desde la educación. El primero de estos trabajos analiza la problemática según ascendencia racial. Las autoras concluyen que la MSI educativa es mayor entre la población de ascendencia

africana. Por otra parte, Ferrando (2011), desde un enfoque de igualdad de oportunidades, analiza los logros educativos de la población joven. 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) estudian la relación entre el nivel educativo de los padres con la escolarización de sus hijos. Los autores encuentran que esta relación ha decrecido en Uruguay en los últimos 20 años.

En síntesis, existen en general pocos estudios con un enfoque económico sobre la MSI en América Latina, y en particular, para los países del Cono Sur son relativamente recientes los trabajos que utilizan el ingreso laboral como indicador de nivel socioeconómico. Por lo tanto, reviste particular interés realizar esta investigación en busca de contribuir a la literatura existente sobre MSI del ingreso en América Latina.

II. MARCO TEÓRICO

Los modelos teóricos de Becker y Tomes (1979 y 1986) extendidos por Solon (2004) integran el marco analítico de la distribución con la movilidad y establecen los mecanismos mediante los cuales los ingresos se transmiten intergeneracionalmente. Este marco ofrece una forma reducida para el abordaje empírico y la estimación de la MSI de ingresos a partir de la siguiente ecuación:

$$Y_{hi}^p = \omega + \beta Y_{pi}^p + \delta A_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Como puede apreciarse, el ingreso permanente del hijo (Y_{hi}^p) se expresa como el ingreso promedio de un individuo de su generación (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 (δA_i) y otro conjunto de factores no asociados con el ingreso de los padres ni con las variables de control (ϵ_i). El parámetro de interés es β , el cual mide el grado promedio de asociación del ingreso entre padres e hijos y puede interpretarse como el cambio porcentual en el ingreso del hijo o hija ante una variación de 1% en el ingreso del padre o la madre (Corak, 2006 y 2015). La EII es el indicador que usualmente se estima

en los estudios empíricos sobre MSI de ingresos (Björklund y Jäntti, 1997; Solon, 2004; Corak, 2006 y 2015).

Otra forma de computar la MSI es aplicar el método propuesto por Dahl y De Leire (2008), el cual consiste en analizar la posición relativa de padres e hijos en sus respectivas distribuciones de ingresos mediante la siguiente ecuación:

$$C_{hi} = \omega + \beta C_{pi} + \delta A_i + U_i \quad (2)$$

Donde C_{hi} es el cuantil del hijo correspondiente a la distribución del ingreso de su generación y C_{pi} es el cuantil del padre o de la madre; δA_i es el vector de variables de control multiplicado por sus coeficientes y U_i es un error aleatorio de media cero y homocedástico. En este caso, el parámetro β se interpreta como la asociación intergeneracional del ingreso en el *ranking* (IRA). Por ejemplo, si la distribución del ingreso se divide en deciles, entonces la IRA mide cuántos deciles se incrementa la posición del hijo al aumentar un decil la posición de los padres (Dahl y De Leire, 2008; Chetty et al., 2014a y 2014b; Mitnik et al., 2015).

III. METODOLOGÍA

La estimación de la MSI a partir de los ingresos laborales enfrenta algunos desafíos vinculados a los requerimientos de información y a los supuestos asociados con las ecuaciones (1) y (2). 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, la estimación de las elasticidades por medio de OLS sería consistente.

De ser así, para la estimación de la EII no se requeriría que ϵ_i no esté correlacionado con Y_{pi}^p , mientras que para la estimación de la IRA tampoco se exigiría que U_i no esté correlacionado 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, las cuales estarían incluidas en los términos de error (ϵ_i y U_i) (Björklund y Jäntti, 1997; Corak, 2006).

Sin embargo, un primer problema 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 para medir su ingreso permanente. En cambio, cuando se tiene información acerca de los hijos y éstos 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 la determinación de la base y el periodo a lo largo del cual se construye (Jiménez, 2011).

Los primeros estudios sobre MSI 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 por medio de variables instrumentales. Los trabajos que aplican esta estrategia utilizan la educación o alguna otra variable generalmente asociada al mercado de trabajo (categoría de ocupación o 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), quienes mostraron que la instrumentación del ingreso permanente podía hacerse en dos etapas mediante 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), y una muestra anterior (denominada *secundaria*) en la que se encuentren disponibles el instrumento y las variables independientes con los cuales se estiman ecuaciones del ingreso laboral de los padres.

Es decir, en la muestra principal, si bien no se cuenta con información del ingreso laboral de los padres en el pasado (Y_{pis}), se tiene un conjunto de variables instrumentales (Z_{pi}) a partir de las cuales se pueden estimar las ecuaciones (1) y (2) en dos etapas. En la primera etapa se utiliza la muestra secundaria j para estimar la ecuación del ingreso laboral de los padres en el pasado, utilizando como regresores sus características:

$$Y_{pjs} = \theta Z_{pj} + v_{pjs} \quad (3)$$

Donde Z_{pj} es un vector de variables sociodemográficas 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 los coeficientes de la ecuación anterior ($\hat{\theta}$), se imputa el ingreso laboral a los padres de la muestra principal, conforme a la ecuación (4), y se estiman las ecuaciones (1) y (2) utilizando el ingreso laboral imputado de los padres, como indica la ecuación (5). Por lo tanto, este método emplea una fuente de datos externa para estimar los coeficientes que serán utilizados para imputar los ingresos laborales de los padres que no se observan en la muestra principal.

$$\widehat{y_{pis}} = \hat{\theta} Z_{pi} \quad (4)$$

$$Y_{hi} = \alpha + \beta \widehat{y_{pis}} + \gamma A_i + \epsilon_i \quad (5)$$

El estimador 2S2SLS es asintóticamente equivalente al de variables instrumentales y es el que se utiliza en la mayoría de los trabajos sobre MSI de ingresos de los países de la región, donde no se dispone de paneles largos de información (Grawe, 2004; Dunn, 2007; Núñez y Miranda, 2007; Jiménez y Jiménez, 2009; Jiménez, 2011).⁶

La consistencia del estimador 2S2SLS exige que los instrumentos empleados estén correlacionados con el ingreso laboral de los padres y no con los términos de error. El uso de estos instrumentos suele ser problemático, ya que si la educación de los padres se correlaciona con el ingreso del hijo, entonces esto podría causar la inconsistencia del estimador 2S2SLS, con la elasticidad sobreestimada (Solon, 1992). No obstante, la metodología adopta esta estrategia como un enfoque de “regresores generados” analizado por Murphy y Topel (1985). Por lo tanto, la estimación en la primera etapa no

⁶ El estimador 2S2SLS también fue aplicado para países desarrollados cuando éstos no disponían de paneles largos de información. Se destacan los trabajos de Björklund y Jäntti (1997) para Suecia, Lefranc y Trannoy (2004) para Francia, Ermisch y Nicoletti (2005) para Gran Bretaña, Piraino (2006) y Mocetti (2007) para Italia, y Cervini (2009) para España. En la actualidad, la mayoría de los países desarrollados cuenta con registros administrativos que vinculan a padres y a hijos, por lo que los trabajos actuales han vuelto a estimar MSI de ingresos mediante OLS utilizando estas fuentes de información (Mitnik et al., 2015).

tiene el objetivo de abordar el problema de endogeneidad del regresor, sino el de generar una *proxy* de un regresor inobservado en la ecuación de la segunda etapa (Jiménez, 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 Jiménez (2011), lo cual permite una estimación de los errores estándar y así se realizan 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 las Encuestas de Hogares. El sesgo se origina debido a que la muestra no suele ser aleatoria, ya que existen diversos factores que hacen que los hijos continúen conviviendo con sus padres. Este problema se denomina *corresidencia en la selección* (Nicoletti y Francesconi, 2006; Cervini, 2009).

Finalmente, la estimación puede resultar sesgada si existe 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 corregir este sesgo se aplicará el método propuesto por Heckman (1979) y se estimarán elasticidades distintas por sexo.

La mayoría de los estudios económicos sobre MSI ofrece estimaciones de la asociación promedio entre el ingreso de los padres y sus hijos; suponen 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 analizarlo, se estima la EII por medio de regresiones cuantílicas. Este método constituye una de las formas de examinar no linealidades en la MSI al permitir que la elasticidad varíe en diferentes puntos de la distribución del ingreso (Jiménez, 2011).

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, se realiza una proyección del logaritmo del ingreso laboral de los padres en los instrumentos, y en la segunda, se computa una regresión cuantílica del logaritmo del ingreso laboral del hijo en la proyección obtenida en la primera etapa.

Dada la existencia de selección en el empleo en el caso de las mujeres, se utilizará el método de Buchinsky (1998) para corregir las estimaciones por regresiones cuantílicas. Dicha estimación permite obtener el factor de sesgo sin necesidad de asumir normalidad y homoscedasticidad en la distribución de los errores.

Otra manera de estudiar no linealidades es mediante el análisis de las matrices de transición. A partir de éstas, se estudia como un indicador de MSI la probabilidad de que un hijo o hija pertenezca a un determinado quintil i de ingresos laborales, dado que el padre o la madre pertenecieron a ese mismo quintil. Cuanto menor sea dicha probabilidad mayor será la MSI de ingresos (Dahl y De Leire, 2008).

IV. FUENTES DE INFORMACIÓN

A diferencia de otros trabajos en la región, en este estudio para la aplicación 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). Mientras que como muestra secundaria se trabajará con la ECH de 1993.

La ENAJ posee la ventaja de contar con información que no suele estar disponible en las encuestas de hogares; 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 laborales), 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 la educación de los padres en esta base de datos se encuentra disponible sólo si padres e hijos son coresidentes.

La ENAJ abarca 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 insertados plenamente al mercado de trabajo. Que la ENAJ cuente con información de los hijos al inicio de su carrera en el mercado laboral podría sesgar las estimaciones de la elasticidad a la baja. Dado que la brecha de ingresos

laborales suele ampliarse con la edad, si se relacionan los ingresos de los padres con los ingresos de una cohorte joven de hijos se encontraría una MSI más alta que la real, debido a que el ingreso de los hijos al inicio de la vida laboral no se aproxima al nivel de ingresos permanente (Dahl y De Leire, 2008).⁷

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 va desde los 25 hasta 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 adultas.⁸

Para predecir el ingreso de los padres se emplean como muestra secundaria los datos de la ECH de 1993. Esta muestra está compuesta por padres representativos con hijos de la misma cohorte de nacimiento que los hijos de las muestras principales (Björklund y Jäntti, 1997). Siguiendo a Dunn (2007) y Jiménez (2011), se eligen los padres de 30 a 50 años en 1993 por dos razones: la primera refiere a lo mencionado anteriormente respecto del sesgo por medición del ingreso permanente; la segunda se debe a que, para la 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 (Dunn, 2007).⁹ Asimismo, la elección del año 1993 se fundamenta en las ideas de Becker y Tomes (1979 y 1986), quienes argumentan que los padres toman sus decisiones de inversión de capital humano en los hijos cuando estos últimos son niños o adolescentes. De esta manera, aquellas personas de entre 25 y 38 años en el año 2013 poseían entre cinco y 18 años de edad en 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 el nivel educativo de los padres como instrumento del ingreso laboral, el cual se consultó directamente a los

⁷ Los resultados de Haider y Solon (2006) muestran que el ingreso alcanzaría su nivel “permanente” entre los 36 y los 40 años de edad.

⁸ 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 mediante la ENAJ cuando se considera la cohorte de 25 a 29 años.

⁹ Si bien Jiménez (2011) toma en cuenta a los padres de 30 a 45 años, en este trabajo se optó por extender levemente el rango de edad considerado.

jóvenes.¹⁰ Además, se consideran dos variables binarias, una que hace referencia a la región, la cual toma el valor 1 en el caso de residencia 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 será los ingresos laborales; no se consideran aquellos ingresos derivados de las transferencias como jubilaciones y pensiones.

El cuadro A1 (del apéndice) resume algunas características de las muestras a partir de los promedios de las variables a considerar en el análisis empírico. Se cuenta 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 asciende a 2 026: los varones son 1 165 y las 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 ECH, pero no 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 mediante OLS. Para el caso de Uruguay, una desventaja que posee esta fuente de información es que sólo abarca a los trabajadores formales. Dado que la falta de registro a la seguridad social en los últimos años se ubica alrededor de 25%, emplear esta fuente de datos 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

¹⁰ 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 (Björklund y Jäntti, 1997).

administrativos no cuenten con los ingresos de la cola baja de la distribución, lo cual sesgaría las estimaciones de la MSI. 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 como fuentes de información, aunque no se desconoce la utilidad que brindan los registros administrativos y sería de gran importancia que futuras investigaciones exploten dicha fuente de datos.

V. RESULTADOS

1. *Estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso (EII) y de la asociación intergeneracional en el ranking (IRA)*

En este apartado se presentan los resultados de la EII y de la IRA, obtenidos a partir de la estimación de las ecuaciones (1) y (2) por el método 2S2SLS. Como se mencionó, la primera etapa consiste en la estimación del ingreso laboral de los padres mediante la utilización de la muestra secundaria. Es decir, a partir de los datos de la ECH 1993 se estima la ecuación (3), la cual utiliza como regresores el nivel educativo, la edad y su cuadrado, la categoría de ocupación y dos *dummies* referentes a la situación conyugal y el lugar de residencia.¹¹ En la segunda etapa, a partir de los coeficientes previamente estimados se computan —de acuerdo con la ecuación (4)— las predicciones del ingreso laboral que cada padre y madre —incluidos en la ENAJ 2013 y en la ECH 2013— obtendría en 1993.

Las gráficas 1 y 2 resumen los resultados hallados; se presentan en el panel *a* las estimaciones para la EII y en el panel *b* las estimaciones para la IRA.¹² A la vez, en el caso de las hijas se exhiben los resultados corregidos por selección en el empleo y sin corregir.¹³

Como puede apreciarse, tanto en el caso de la EII como en el de la IRA, las estimaciones que utilizan la fuente de información ENAJ son menores que

¹¹ Los resultados de esta estimación se presentan en los cuadros A2 y A3 del apéndice.

¹² Para un mayor detalle de las estimaciones, véanse los cuadros A6 y A7 del apéndice.

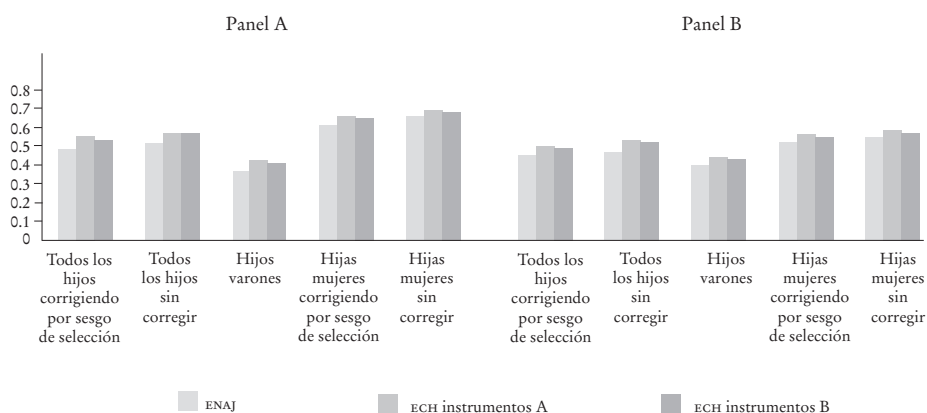
¹³ Para corregir el sesgo de selección en el empleo se utilizó el método de Heckman (1979). Las variables utilizadas para la estimación de la participación de la mujer en el mercado de trabajo fueron: nivel educativo, edad y su cuadrado, número de hijos menores de cuatro años en el hogar, edad del niño más pequeño, ingreso del cónyuge y su cuadrado. Se eligen estas variables de acuerdo con Birch (2005), que estudia los principales determinantes de la oferta laboral femenina.

las realizadas mediante la ECH, lo cual podría ser por el sesgo por coresidencia presente al utilizar esta última fuente de datos. A la vez, la estimación a partir del conjunto de instrumentos B no cambia significativamente los resultados, lo cual podría indicar que los instrumentos A son adecuados para la predicción del ingreso laboral de los padres.

En todas las estimaciones al corregir por sesgo de selección en el empleo se obtienen una EII y una IRA menor. Las diferencias son estadísticamente significativas, lo cual indica que de no tener presente este sesgo se subestima la MSI del ingreso. Sin embargo, contrario a lo hallado por Cervini (2009) para España, la corrección de este sesgo no elimina las diferencias significativas que existen entre los hijos y las hijas, siendo estas últimas las que presentan una MSI de ingresos más baja en todos los casos.

Uno de los objetivos del trabajo es 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.

GRÁFICA 1. *Estimaciones de la EII y de la IRA de los hijos e hijas respecto del ingreso laboral del padre*



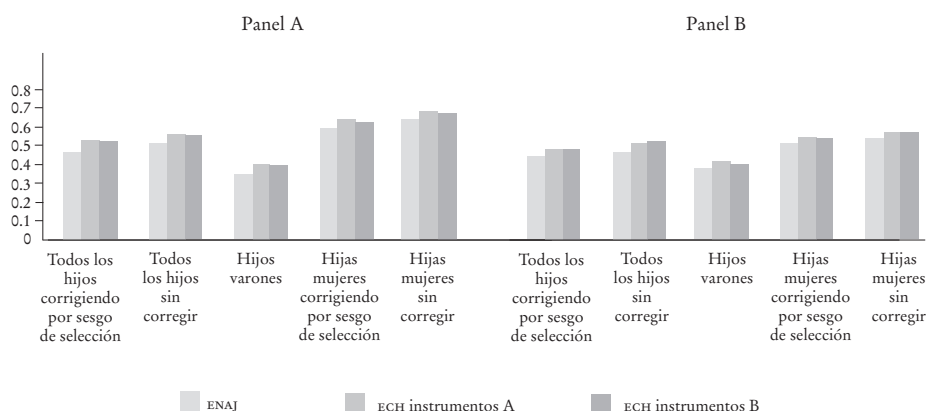
FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993-2013.

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 con el obtenido con la ECH. Asimismo, los resultados de la EII reportados por Jiménez y Jiménez (2009) para Argentina son similares a los hallazgos de este trabajo cuando se emplea como muestra principal la ENAJ y considera 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 los Estados Unidos. Estos autores estiman un β cercano a 0.3. Asimismo, la IRA para Uruguay resulta levemente superior a la estimada por Jiménez (2011) para Argentina (0.41 al considerar el ingreso del padre y 0.38 al considerar el ingreso de la madre).

Estos resultados señalan que el nivel de MSI de Uruguay se asemeja al de los países en desarrollo del Cono Sur, y resulta inferior al de los Estados Unidos y al de países europeos, en particular los escandinavos, lo cual podría indicar que el grado de desarrollo de un país se correlaciona positivamente

GRÁFICA 2. *Estimaciones de la EII y de la IRA de los hijos e hijas respecto del ingreso laboral de la madre*



FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993-2013.

con el nivel de MSI de ingresos. Una explicación posible con base en esto es que los países desarrollados destinan más recursos a la educación y dado que ésta es uno de los determinantes de la MSI de ingresos (Solon, 2004), es de esperar que cuanto mayor sea la inversión realizada por el gobierno, menor será la transferencia intergeneracional realizada por los padres y, por ende, mayor la MSI.

2. Medición de la presencia de no linealidades

Un objetivo secundario propuesto en este trabajo es estudiar la existencia de no linealidades. Es decir, se busca responder en qué parte de la distribución del ingreso laboral existe mayor o menor MSI. Para analizar esto se estima la EII por medio de regresiones cuantílicas. Este método constituye una de las formas de examinar no linealidades al posibilitar que la elasticidad varíe en diferentes puntos de la distribución (Cervini, 2009; Jiménez, 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 la proporción que se encuentra en un quintil diferente, lo que otorga un panorama de la dirección de la MSI de ingresos, ya sea ascendente o descendente (Jenkins y Siedler, 2007).

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

En los cuadros A8 y A9 del apéndice se presentan 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 A10 y A11 del apéndice reportan las mismas estimaciones utilizando como muestra principal la ECH. En todas las estimaciones se aprecia que la mayor elasticidad y, por lo tanto, la menor MSI se presentan en los extremos de la distribución del ingreso.

Al estimar con la ENAJ se observa que en el primero y en el último decil la elasticidad de todos los hijos (varones y mujeres corregidos por sesgo de selección) 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 aprecia que en todos los cuantiles de la distribución los varones presentan una mayor MSI en comparación con las mujeres. En particular, en los extremos de la distribución, la EII para los varones gira

en torno a 0.45, en tanto que para las mujeres es mayor a 0.69 cuando no se corrige por sesgo de selección en el empleo. Al corregir por este sesgo, la estimación de la EII para las mujeres en los extremos de la distribución disminuye; no obstante, siguen siendo significativas las diferencias por sexo.

Las estimaciones a partir de la ECH muestran resultados en la misma tónica: la menor MSI continúa presentándose en los extremos de la distribución del ingreso. Asimismo, los mayores registros de la EII se ubican en la cola superior de la distribución, lo cual podría estar asociado al sesgo de coresidencia, ya que la ECH subrepresenta a los hijos de menores ingresos. Nuevamente, en todas las estimaciones se confirman diferencias significativas por sexo que no desaparecen al corregir por sesgo de selección, siendo las mujeres las que registran una menor MSI del ingreso.

En síntesis, los resultados presentados no permiten rechazar la hipótesis de la presencia de no linealidades en la MSI. Al comparar estos hallazgos con los obtenidos por Jiménez (2011) para Argentina se observa que, si bien para ambos países existen no linealidades, en el caso argentino la menor MSI se presenta particularmente en la cola baja de la distribución del ingreso, lo que lleva a la autora a concluir sobre la existencia de trampas de pobreza intergeneracionales (Jiménez, 2011). Para Uruguay, en cambio, las mayores elasticidades se observan en ambos extremos de la distribución del ingreso, por lo que podrían existir las denominadas *trampas de estatus* (Durlauf et al., 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.

b. *La estimación de matrices intergeneracionales de transición*

El cuadro A12 del apéndice presenta las matrices que vinculan el ingreso laboral de todos los hijos, de los varones y de las mujeres, respectivamente, con el ingreso laboral de los padres; utilizan como muestra principal la fuente de información ENAJ. El cuadro A13 reporta la misma información pero considera el ingreso laboral de las madres.¹⁴

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

En todas las matrices presentadas los mayores valores se obtienen en las diagonales principales, lo que indica que la probabilidad de que un/una hijo/a pertenezca a un determinado quintil i de ingresos laborales, si el padre o la madre pertenecieron a ese mismo quintil i , es mayor en comparación con la probabilidad de moverse hacia otros quintiles. Nuevamente, la MSI 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 ahí si el padre o la madre se encontraba en dicha posición.¹⁵

Finalmente, el porcentaje de hijos que logra moverse hacia el último quintil si su padre o madre estaba en el primero es de 8 y 7%, 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.¹⁶

CONCLUSIONES

El principal objetivo de este trabajo consiste en aportar evidencia sobre la MSI 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 (EII, IRA, proporción de hijos en igual quintil que sus padres) con el fin de otorgar robustez a los resultados hallados y aportar una mirada global sobre la temática, lo que llena un vacío importante en la literatura económica de América Latina sobre MSI de ingresos.

La estimación de la EII y de la IRA se realiza mediante el método 2S2SLS, el cual combina dos muestras (una principal y otra secundaria) para la estimación de los ingresos permanentes de padres y de hijos. A diferencia de otros antecedentes, en este estudio se emplean dos muestras principales: por un lado, se utiliza la información brindada por la ENAJ 2013, y por otro, se trabaja con los datos de la ECH del mismo año. Ambas muestras

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

¹⁶ Estos resultados parecen estar en línea con la evidencia internacional registrada para la región. En el caso de Chile, Núñez y Miranda (2007) encuentran que las probabilidades de transición del quintil más bajo hacia el más alto, y viceversa, varían entre 0 y 8%. Jiménez (2011) halla para Argentina 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%).

principales son combinadas con la ECH de 1993 (muestra secundaria), para vincular ingresos permanentes de padres e hijos. De esta manera se resuelve el problema de la ausencia de bases de datos longitudinales en los países latinoamericanos. Esta técnica se solía emplear en los estudios para los países desarrollados cuando éstos presentaban restricciones de información similares algunas décadas atrás.

Los hallazgos ubican a Uruguay en el grupo de países con MSI de ingresos relativamente alta dentro de la región, ya que se sitúa en niveles similares a los de Argentina y Chile. No obstante, la MSI del país parece baja si se compara con la de los países desarrollados, lo cual podría señalar que el grado de desarrollo se correlaciona positivamente con el nivel de MSI de ingresos. Una explicación posible es que los países desarrollados destinan más recursos a la educación y, dado que ésta es uno de los determinantes de la MSI de ingresos (Solon, 2004), es de esperar que cuanto mayor sea la inversión realizada por el gobierno, menor será la transferencia intergeneracional realizada por los padres, y por ende mayor la MSI.

Asimismo, a diferencia de otros estudios, se realiza un análisis diferenciando por género, el cual permite estudiar las disparidades entre hijos e hijas. Los resultados indican que los varones presentan una mayor MSI del ingreso en comparación con las mujeres. Estas diferencias son estadísticamente significativas y no desaparecen al corregir por sesgo de selección en el empleo.

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 MSI se encuentra en las colas de la distribución del ingreso. 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 lo que se halló por medio de las regresiones cuantílicas.

Al comparar con los resultados obtenidos para Argentina por Jiménez (2011), la diferencia parecería radicar en qué parte de la distribución del ingreso laboral se observa el menor grado de MSI. 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 MSI se presenta en ambos extremos, lo que podría indicar que las personas que nacen en hogares de bajos recursos presentan mayores dificultades para lograr MSI ascendente, en tanto que parece poco probable que las personas

que nacen en hogares de altos recursos sufran MSI descendente, consistente con la hipótesis de “trampas de estatus” planteada por Durlauf et al. (2016).

Sería de interés que futuros estudios se centraran en los canales explicativos de la MSI de ingresos, los cuales no se abordan en esta investigación. En particular, teniendo en cuenta que parece existir una asociación positiva entre el grado de desarrollo de un país y su nivel de MSI, y considerando que los países desarrollados invierten mayor porcentaje de su PIB en educación, sería relevante analizar para el caso uruguayo cómo influye esta variable en el nivel de MSI de ingresos. Según Solon (2004), la inversión en educación que se realiza sobre los hijos es uno de los principales determinantes de la MSI, por lo que, de confirmarse una asociación positiva, podrían diseñarse políticas que redistribuyan activos mediante este canal con el objetivo de incrementar la MSI de ingresos y lograr quebrar las posibles “trampas de estatus” que parecerían existir en el país.

APÉNDICE

**CUADRO A1. Valores promedio de las variables usadas en las estimaciones
según fuentes de información. País urbano^a**

<i>Fuentes de información</i>	<i>ENAJ</i>					<i>ECH</i>				
<i>Variables</i>	<i>Hijos e hijas</i>	<i>Hijos</i>	<i>Hijas</i>	<i>Padre</i>	<i>Madre</i>	<i>Hijos e hijas</i>	<i>Hijos</i>	<i>Hijas</i>	<i>Padre</i>	<i>Madre</i>
<i>Logaritmo del ingreso laboral</i>	9.5512	9.7124	9.3593	8.5192	8.0902	9.5677	9.738	9.4024	9.0892	8.4299
<i>Promedio de edad</i>	27	27	27			29.3	29.4	29.3	39.3	38.4
<i>Quintil 1</i>	17.1	16.7	17.4			6.9	7.7	5.7	16.4	19.4
<i>Quintil 2</i>	18	16.7	19.4			14.7	14	15.7	18.9	18
<i>Quintil 3</i>	21.3	20.2	22.4			22.1	21.5	22.9	21.8	21.8
<i>Quintil 4</i>	22.2	22.6	21.7			27.7	28.4	26.8	22.4	20.3
<i>Quintil 5</i>	21.4	23.8	19.1			28.6	28.4	28.9	20.5	20.5
<i>Primaria incompleta</i>	1.1	1.7	0.5	7.1	6.5	1.1	1.7	0.4	9.3	10
<i>Primaria completa</i>	7.1	10.3	4.1	31.6	28.5	7.3	10.1	3.5	24.7	24.4
<i>Secundaria incompleta</i>	42.1	45.9	38.4	32.2	31.5	44.2	51.9	33.8	37.6	34
<i>Secundaria completa</i>	11.4	8.9	13.8	14.6	14.9	13.7	11.9	16.1	16.2	15.3
<i>Terciaria incompleta</i>	23.6	22.4	24.8	4.2	6.6	17.5	14.2	22.1	4.9	4.7
<i>Terciaria completa</i>	14.7	10.8	18.4	10.3	12	16.1	10.1	24.1	7.3	11.6
<i>Montevideo</i>	51.7	51.6	51.8	37.4	37.8	44.1	42	46.9	36.2	39.6
<i>Casado</i>	12.7	10.6	14.8	34.8	30.9	13.7	12.9	14.6	88.4	78
<i>Niños menores de cuatro años en el hogar</i>	22.5	21.1	23.9			18.4	17	20.3	20.3	26.1
<i>Asalariado privado</i>	85.8	87.2	84.7			79.8	83.2	77.1	75.5	72.8
<i>Asalariado público</i>	8.3	7.1	9.3			13.9	10.2	18.8	16.3	19.4
<i>Trabajadores no dependientes</i>	5.9	5.7	6			6.3	6.6	4.1	8.2	7.8
<i>Observaciones</i>	826	407	419			2026	1165	861	2186	1683

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

FUENTE: elaboración propia a partir de la ECH y la ENAJ, 2013.

CUADRO A2. Ecuación del logaritmo del ingreso laboral
de los padres: primera etapa, predicción que utiliza
como muestra principal la ENAJ 2013^a

<i>Variables</i>	<i>Padres representativos</i>	<i>Madres representativas</i>
<i>Primaria completa</i>	0.0269 (0.0169)	0.4690*** (0.0212)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.2752*** (0.0164)	0.9497*** (0.0198)
<i>Secundaria completa</i>	0.3472*** (0.0169)	1.1676*** (0.0197)
<i>Terciaria incompleta</i>	0.4425*** (0.0177)	1.4032*** (0.0210)
<i>Terciaria completa</i>	0.8612*** (0.0172)	1.6927*** (0.0177)
<i>Casado</i>	0.2476*** (0.0109)	-0.1031*** (0.0083)
<i>Montevideo</i>	0.3206*** (0.0049)	0.3357*** (0.0079)
<i>Constante</i>	7.2247*** (0.1823)	6.0633*** (0.1730)
<i>Observaciones</i>	2 186	1 682
<i>R²</i>	0.257	0.410
<i>F-test</i>	28.6	29.4
<i>P-value</i>	0.00	0.00

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. Los padres y madres representativos son varones y mujeres de 30 a 50 años en 1993 con al menos un hijo. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia a 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A3. Ecuación del logaritmo del ingreso laboral
de los padres: primera etapa, predicción que utiliza
como muestra principal ECH 2013^a

<i>Variables</i>	<i>Padres representativos</i>	<i>Madres representativas</i>
<i>Primaria completa</i>	0.1725*** (0.0381)	0.2626*** (0.0699)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.4214*** (0.0377)	0.5619*** (0.0694)
<i>Secundaria completa</i>	0.6104*** (0.0421)	0.7063*** (0.0758)
<i>Terciaria incompleta</i>	0.7213*** (0.0529)	0.8624*** (0.0871)
<i>Terciaria completa</i>	1.1655*** (0.0557)	1.1324*** (0.0747)
<i>Casado</i>	0.3553*** (0.0859)	-0.1080*** (0.0882)
<i>Montevideo</i>	0.3241*** (0.0206)	0.4567*** (0.0325)
<i>Edad</i>	0.0539** (0.0262)	0.1123*** (0.0424)
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.0005* (0.0003)	-0.0014** (0.0006)
<i>Asalariado público</i>	-0.0646*** (0.0212)	0.1771*** (0.0350)
<i>Patrón</i>	0.5120*** (0.0402)	0.9548*** (0.0896)
<i>Cuentapropista</i>	-0.1697*** (0.0295)	-0.0809* (0.0493)

CUADRO A3. *Ecuación del logaritmo del ingreso laboral de los padres: primera etapa, predicción que utiliza como muestra principal ECH 2013^a (continúa)*

<i>Variables</i>	<i>Padres representativos</i>	<i>Madres representativas</i>
<i>Cooperativista</i>	0.1142 (0.0983)	-0.0644 (0.5531)
<i>Constante</i>	7.6482*** (0.5135)	5.8305*** (0.7901)
<i>Observaciones</i>	3712	2386
<i>R²</i>	0.330	0.287
<i>F-test</i>	135.6	76.2
<i>P-value</i>	0.00	0.00

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. Los padres y madres representativos son varones y mujeres de 30 a 50 años en 1993 con al menos un hijo. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia a 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ECH 2013 y 1993.

CUADRO A4. *Modelo de selección de Heckman para mujeres de entre 25 y 29 años que utiliza como muestra principal la ENAJ 2013 y los ingresos predichos del padre y de la madre como regresores en la ecuación del ingreso laboral de la hija^a*

<i>Variables</i>	<i>Participación laboral</i>	<i>Ecuación del log del ingreso laboral</i>	
<i>Primaria completa</i>	0.145*** (0.0039)	0.285*** (0.0308)	0.248*** (0.0281)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.304*** (0.0036)	0.425*** (0.0215)	0.392*** (0.0204)
<i>Secundaria completa</i>	0.515*** (0.0043)	0.821*** (0.0189)	0.732*** (0.0192)
<i>Terciaria incompleta</i>	0.891*** (0.0045)	0.919*** (0.0195)	0.852*** (0.0181)
<i>Terciaria completa</i>	1.191*** (0.0053)	1.125*** (0.0199)	1.091*** (0.0199)

CUADRO A4. *Modelo de selección de Heckman para mujeres de entre 25 y 29 años que utiliza como muestra principal la ENAJ 2013 y los ingresos predichos del padre y de la madre como regresores en la ecuación del ingreso laboral de la hija^a (continúa)*

<i>Variables</i>	<i>Participación laboral</i>	<i>Ecuación del log del ingreso laboral</i>	
<i>Edad</i>	0.196*** (0.0089)	0.218*** (0.0259)	0.253*** (0.0151)
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.168*** (0.0094)	-0.023*** (0.0024)	-0.041*** (0.0035)
<i>Ingreso del cónyuge</i>	-0.309*** (0.0055)		
<i>Ingreso del cónyuge al cuadrado</i>	0.120*** (0.0051)		
<i>Cantidad de niños menores de cinco años en el hogar</i>	-0.491*** (0.0061)		
<i>Edad del niño más chico</i>	0.175*** (0.0041)		
<i>Montevideo</i>	0.321*** (0.0021)	0.381*** (0.087)	0.411*** (0.0092)
<i>Ingreso del padre</i>		0.613*** (0.0130)	
<i>Ingreso de la madre</i>			0.590*** (0.0107)
<i>Constante</i>	2.731*** (0.1439)	2.516*** (0.332)	3.129*** (0.399)
<i>Lambda</i>		-0.3115*** (0.0852)	-0.2859*** (0.0911)
<i>Observaciones</i>		419	419
<i>Observaciones no censuradas</i>		315	315
<i>Observaciones censuradas</i>		104	104
<i>Wald chi 2</i>		101.02***	95.14***

^a En las ecuaciones del ingreso laboral presentadas en las columnas 2 y 3 se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho del padre y de la madre, respectivamente. Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A5. *Modelo de selección de Heckman para mujeres de entre 25 y 38 años que utiliza como muestra principal la ECH 2013 y el ingreso predicho del padre y de la madre como regresores en la ecuación del ingreso laboral de la hija^a*

<i>Variables</i>	<i>Participación laboral</i>	<i>Ecuación del log del ingreso laboral</i>	
<i>Primaria completa</i>	0.151*** (0.0037)	0.205*** (0.0108)	0.189*** (0.0110)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.398*** (0.0033)	0.369*** (0.0182)	0.321*** (0.0142)
<i>Secundaria completa</i>	0.655*** (0.0040)	0.756*** (0.0092)	0.562*** (0.0109)
<i>Terciaria incompleta</i>	0.914*** (0.0039)	0.890*** (0.0114)	0.812*** (0.0125)
<i>Terciaria completa</i>	1.354*** (0.0052)	1.029*** (0.0156)	1.011*** (0.0102)
<i>Edad</i>	0.206*** (0.0081)	0.097*** (0.0053)	0.109*** (0.0064)
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.181*** (0.0087)	-0.051*** (0.0029)	-0.058*** (0.0043)
<i>Ingreso del cónyuge</i>	-0.384*** (0.0034)		
<i>Ingreso del cónyuge al cuadrado</i>	0.127*** (0.0049)		
<i>Cantidad de niños menores de cinco años en el hogar</i>	-0.531*** (0.0059)		
<i>Edad del hijo más chico</i>	0.184*** (0.0039)		
<i>Montevideo</i>	0.289*** (0.0020)	0.295*** (0.0092)	0.310*** (0.0102)
<i>Ingreso del padre</i>		0.654*** (0.0122)	

CUADRO A5. *Modelo de selección de Heckman para mujeres de entre 25 y 38 años que utiliza como muestra principal la ECH 2013 y el ingreso predicho del padre y de la madre como regresores en la ecuación del ingreso laboral de la hija^a (continúa)*

<i>Variables</i>	<i>Participación laboral</i>	<i>Ecuación del log del ingreso laboral</i>	
<i>Ingreso de la madre</i>			0.627*** (0.0102)
<i>Constante</i>	2.827*** (0.1391)	2.478*** (0.429)	2.619*** (0.561)
<i>Lambda</i>		-0.4162*** (0.0514)	-0.4358*** (0.0498)
<i>Observaciones</i>		861	861
<i>Observaciones no censuradas</i>		528	528
<i>Observaciones censuradas</i>		333	333
<i>Wald chi 2</i>		154.84***	147.51***

^a En las ecuaciones del ingreso laboral presentadas en las columnas 2 y 3 se utiliza como uno de los regresores el ingreso laboral predicho del padre y de la madre, respectivamente. Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ECH 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A6. *Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso laboral promedio (EII)^a*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>
<i>Todos corregidos por sesgo de selección</i>	0.483*** (0.0076)	0.463*** (0.0074)	0.552*** (0.0079)	0.532*** (0.0081)	0.534*** (0.0074)	0.521*** (0.0075)
<i>Todos sin corregir</i>	0.513*** (0.0091)	0.509*** (0.0078)	0.571*** (0.0091)	0.559*** (0.0082)	0.570*** (0.0080)	0.554*** (0.0081)
<i>Varones</i>	0.371*** (0.0128)	0.348*** (0.0096)	0.429*** (0.0101)	0.403*** (0.0090)	0.412*** (0.0086)	0.395*** (0.0087)
<i>Mujeres corregidas por sesgo de selección</i>	0.613*** (0.0130)	0.590*** (0.0107)	0.661*** (0.0125)	0.642*** (0.0112)	0.654*** (0.0122)	0.627*** (0.0101)

CUADRO A6. *Estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso laboral promedio (EII)^a (continúa)*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>	<i>Padre/ hijo(a)</i>	<i>Madre/ hijo(a)</i>
<i>Mujeres sin corregir</i>	0.656*** (0.0138)	0.641*** (0.0112)	0.690*** (0.0131)	0.679*** (0.0120)	0.681*** (0.0148)	0.670*** (0.0124)

^a Errores estándar estimados a través de la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. En las columnas (1) y (2) se presentan los resultados estimados a partir de la utilización de la ENAJ como muestra principal. En las columnas (3) a (6) se presentan los resultados estimados a partir de la utilización de la ECH como muestra principal. 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 la ECH 1993 como muestra secundaria. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH de 1993 y 2013.

CUADRO A7. *Estimaciones de la asociación intergeneracional en el ranking del ingreso laboral (IRA)^a*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Padre/hijo(a)</i>	<i>Madre/hijo(a)</i>	<i>Padre/hijo(a)</i>	<i>Madre/hijo(a)</i>	<i>Padre/hijo(a)</i>	<i>Madre/hijo(a)</i>
<i>Todos corregidos por sesgo de selección</i>	0.449*** (0.0064)	0.441*** (0.0070)	0.502*** (0.0059)	0.484*** (0.0066)	0.492*** (0.0056)	0.479*** (0.0061)
<i>Todos sin corregir</i>	0.470*** (0.0071)	0.466*** (0.0079)	0.529*** (0.0061)	0.514*** (0.0065)	0.520*** (0.0059)	0.519*** (0.0061)
<i>Varones</i>	0.401*** (0.0089)	0.380*** (0.0082)	0.439*** (0.0071)	0.413*** (0.0071)	0.432*** (0.0068)	0.399*** (0.0069)
<i>Mujeres corregidas por sesgo de selección</i>	0.521*** (0.0093)	0.511*** (0.0092)	0.561*** (0.0082)	0.542*** (0.0077)	0.549*** (0.0079)	0.537*** (0.0075)
<i>Mujeres sin corregir</i>	0.550*** (0.0100)	0.539*** (0.0089)	0.588*** (0.0085)	0.572*** (0.0079)	0.571*** (0.0083)	0.565*** (0.0077)

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. En las columnas (1) y (2) se presentan los resultados estimados a partir de la utilización de la ENAJ como muestra principal. En las columnas (3) a (6) se presentan los resultados estimados a partir de la utilización de la ECH como muestra principal. 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 la ECH 1993 como muestra secundaria. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH de 1993 y 2013.

CUADRO A8. Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre padres e hijos/as a partir de información de la ENAJ^a

Hijos	Media	Cuantiles				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Todos corregidos por sesgo de selección</i>	0.483*** (0.0076)	0.549*** (0.0153)	0.467*** (0.0095)	0.427*** (0.0079)	0.451*** (0.0085)	0.562*** (0.0116)
<i>Todos sin corregir</i>	0.513*** (0.0091)	0.591*** (0.0156)	0.499*** (0.0100)	0.461*** (0.0080)	0.485*** (0.0085)	0.601*** (0.0119)
<i>Varones</i>	0.371*** (0.0128)	0.426*** (0.0177)	0.351*** (0.0155)	0.336*** (0.0117)	0.349*** (0.0163)	0.458*** (0.0184)
<i>Mujeres corregidas por sesgo de selección</i>	0.613*** (0.0130)	0.659*** (0.0206)	0.605*** (0.0168)	0.553*** (0.0140)	0.581*** (0.0172)	0.657*** (0.0215)
<i>Mujeres sin corregir</i>	0.656*** (0.0138)	0.692*** (0.0201)	0.639*** (0.0169)	0.579*** (0.0156)	0.615*** (0.0175)	0.694*** (0.0215)

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. 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 continuaban casados. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A9. Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre madres e hijos/as a partir de información de la ENAJ^a

Hijos	Media	Cuantiles				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Todos corregidos por sesgo de selección</i>	0.463*** (0.0074)	0.565*** (0.0145)	0.474*** (0.0100)	0.398*** (0.0080)	0.436*** (0.0086)	0.586*** (0.0182)
<i>Todos sin corregir</i>	0.509*** (0.0078)	0.611*** (0.0141)	0.519*** (0.0123)	0.439*** (0.0088)	0.462*** (0.0098)	0.623*** (0.0181)
<i>Varones</i>	0.348*** (0.0096)	0.460*** (0.0185)	0.378*** (0.0158)	0.291*** (0.0141)	0.329*** (0.0155)	0.463*** (0.0197)

CUADRO A9. Estimaciones de la EII promedio
y por cuantiles entre madres e hijos/as
a partir de información de la ENAJ^a (continúa)

Hijos	Media	Cuantiles				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Mujeres corregidas por sesgo de selección	0.590*** (0.0107)	0.674*** (0.0295)	0.575*** (0.0201)	0.502*** (0.0181)	0.563*** (0.0194)	0.688*** (0.0313)
Mujeres sin corregir	0.641*** (0.0112)	0.725*** (0.0310)	0.611*** (0.0205)	0.529*** (0.0181)	0.630*** (0.0191)	0.731*** (0.0330)

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. 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. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A10. Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles
entre padres e hijos/as a partir de información de la ECH^a

Hijos	Media	Cuantiles				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos corregidos por sesgo de selección	0.534*** (0.0074)	0.562*** (0.0175)	0.519*** (0.0098)	0.454*** (0.0075)	0.493*** (0.0080)	0.617*** (0.0161)
Todos sin corregir	0.570*** (0.0080)	0.602*** (0.0181)	0.541*** (0.0095)	0.478*** (0.0081)	0.531*** (0.0089)	0.639*** (0.0162)
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 corregidas por sesgo de selección	0.654*** (0.0122)	0.691*** (0.0178)	0.625*** (0.0137)	0.581*** (0.0123)	0.641*** (0.0131)	0.738*** (0.0206)
Mujeres sin corregir	0.681*** (0.0148)	0.746*** (0.0190)	0.651*** (0.0141)	0.616*** (0.0133)	0.666*** (0.0139)	0.770*** (0.0209)

^a Entre paréntesis se computan los errores estándar robustos para las regresiones medias y los estimados mediante la técnica de *bootstrap* para las regresiones por 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. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ECH 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A11. Estimaciones de la EII promedio y por cuantiles entre madres e hijos/as a partir de información de la ECH^a

Hijos	Media	Cuantiles				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Todos corregidos por sesgo de selección	0.521*** (0.0075)	0.606*** (0.0139)	0.511*** (0.0101)	0.439*** (0.0083)	0.523*** (0.0079)	0.642*** (0.0142)
Todos sin corregir	0.554*** (0.0081)	0.645*** (0.0141)	0.543*** (0.0119)	0.471*** (0.0089)	0.539*** (0.0091)	0.671*** (0.0145)
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 corregidas por sesgo de selección	0.627*** (0.0101)	0.723*** (0.0221)	0.612*** (0.0180)	0.536*** (0.0117)	0.615*** (0.0178)	0.747*** (0.0239)
Mujeres sin corregir	0.670*** (0.0124)	0.759*** (0.0240)	0.640*** (0.0198)	0.569*** (0.0137)	0.639*** (0.0185)	0.772*** (0.0255)

^a Errores estándar estimados mediante la técnica de *bootstrap* entre paréntesis. 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. *** es el nivel de significancia a 1%, ** es el nivel de significancia a 5% y * es el nivel de significancia al 10 por ciento.

FUENTE: elaboración propia a partir de la ECH 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A12. Matriz de transición por quintiles para los hijos e hijas de 25 a 29 años de edad y sus padres^a

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
2	19.2	28.4	19.8	18.7	13.9
3	16.8	19	26.9	20.5	16.8
4	10.7	17.6	20.7	30	21
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

CUADRO A12. *Matriz de transición por quintiles para los hijos e hijas de 25 a 29 años de edad y sus padres^a (continúa)*

Quintil de ingreso laboral del padre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Varones				
	1	2	3	4	5
4	12.8	17	19.2	29.7	21.3
5	6.3	13.1	23.3	24.9	32.4
	Mujeres				
	1	2	3	4	5
	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	21.1	17.4
4	8.2	18	22.7	30.2	20.9
5	6.4	10.5	22.5	26.2	34.4

^a Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos con la ENAJ 2013 como fuente principal y la ECH 1993 como fuente secundaria. 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 la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

CUADRO A13. *Matriz de transición por quintiles para los hijos e hijas de 25 a 29 años de edad y sus madres^a*

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
2	18	28.8	21.1	19.1	13
3	16.5	20.1	27.9	20	15.5
4	11.6	19.7	20.2	28.4	20.1
5	6.1	14	17.2	26.1	36.6
	Varones				
	1	2	3	4	5
	1	2	3	4	5
1	31.8	25.8	19	16.1	7.3

CUADRO A13. *Matriz de transición por quintiles para los hijos e hijas de 25 a 29 años de edad y sus madres^a (continúa)*

Quintil de ingreso laboral de la madre	Quintil de ingreso laboral de los hijos				
	Varones				
	1	2	3	4	5
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	19.2
5	6.5	16.4	20.9	23.6	32.6
	Mujeres				
	1	2	3	4	5
	1	2	3	4	5
1	37.7	21.4	19.6	15.3	6
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	19.8	30.2	20.9
5	5.4	11.8	14.1	27.3	41.4

^a Las matrices se construyen a partir de la estimación de los ingresos laborales de padres e hijos con la ENAJ 2013 como fuente principal y la ECH 1993 como fuente secundaria. 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 la ENAJ 2013 y la ECH 1993.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Angrist, J. D., y Krueger, A. B. (1992). The effect of age at school entry on educational attainment: An application of instrumental variables with moments from two samples. *Journal of the American Statistical Association*, 87, 328-336.
- Arellano, M., y Meghir, C. (1992). Female labor supply and on-the-job search: An empirical model estimated using complementary data set. *The Review of Economic Studies*, 59, 537-559.
- Arias, O., Sosa, W., y Hallock, K. (2001). Individual heterogeneity in the returns to

- schooling: instrumental variables quantile regression using twins data. *Empirical Economics*, 26(1), 7-40.
- Atkinson, A., y Bourguignon, F. (2000). Income distribution and economics. En A. Atkinson y F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution* (pp. 1-50). Ámsterdam: Elsevier.
- Becker, G. (1987). *Tratado sobre la familia*. Madrid: Alianza Editorial, 1987.
- Becker, G., y Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G., y Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1-S39.
- Behrman, J., y Taubman, P. (1985). Intergenerational earnings mobility in the United States: Some estimates and test of Becker's intergenerational endowments model. *Review of Economics and Statistics*, 67, 144-151.
- Bielby, W., y Hauser, R. (1977). Responses error in earnings functions for nonblack male. *Sociological Methods and Research*, 6, 241-280.
- Birch, E. R. (2005). Studies of labor supply of Australian women: What have we learned? *Economic Record*, 81(252), 65-84.
- Björklund, A., y Jäntti, M. (1997). Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. *The American Economic Review*, 87(5), 1009-1018.
- Bonino, N., Roman, C., y Willebald, H. (2012). *PIB y estructura productiva en Uruguay (1870-2011): revisión de series históricas y discusión metodológica* (series de documento de trabajo. DT 05/12). Uruguay: Instituto de Economía y Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.
- Buchinsky, M. (1998). The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics*, 13, 1-30.
- Cervini, M. (2009). *Measuring intergenerational earnings mobility in Spain: A selection-bias-free approach* (working paper 2009-04). Barcelona: Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales de la Universitat Autònoma de Barcelona.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., y Saez, E. (2014a). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E., y Turner, N. (2014b). Is the United States still a land of opportunity? *American Economic Review*, 104(5), 141-147.

- Corak, M. (2006). *Do poor children become poor adults? Lessons from a cross country comparison of generational earnings mobility* (discussion paper 1993). Institute for the Study of Labor.
- Corak, M. (2015). *Income inequality, equality of opportunity and intergenerational mobility* (discussion paper 7520). Institute for the Study of Labor.
- Dahl, M., y De Leire, T. (2008). *The association between children's earnings and father's lifetime earnings: Estimating using administrative data* (discussion paper 1342-08). Madison, Wisconsin: Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- De Luca, G., y Peracchi, F. (2007). *A sample selection model for a unit and item nonresponse in cross-sectional surveys* (working paper 99). CEIS.
- Dearden, L., Machin, S., y Reed, H. (1997). Intergenerational mobility in Britain. *Economic Journal*, 107(440), 47-64.
- Dunn, C. E. (2007). The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2), 1-42.
- Durlauf, S., Kourtellos, A., y Tan, C. M. (2016). *Status traps* (working paper 16-13). The Rimini Center for Economics Analysis.
- Ermisch, J., y Nicoletti, C. (2005). *Intergenerational earnings mobility: Changes across cohorts in Britain* (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* (Series de Documento de Trabajo. DT 03/11). Uruguay: Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República.
- Fields, G. (2008). Income mobility. En L. Blume y S. Durlauf (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (art. 453). Nueva York: Palgrave Macmillan.
- Fields, G., y Ok, E. A. (1999). The measurement of income mobility: An introduction to the literature. En J. Silver (ed.), *Handbook on income inequality measurement* (pp. 557-596). Massachusetts: Kluwer Academia Publisher.
- Fortin, N., y Lefebvre, S. (1998). Intergenerational income mobility in Canada. En M. Corak (ed.), *Labor market, social institution and the future of Canada's children*. Ottawa: Statistics of Canada.
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press.
- Gandelman, N., y Robano, V. (2014). Intergenerational mobility, and entrepreneurship in Uruguay. *Latin American Journal of Economics*, 5, 195-226.

- González, C., y Sanromán, G. (2010). *Movilidad intergeneracional y raza en Uruguay* (documento de trabajo 2010-13). Uruguay: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Grawe, N. D. (2004). Intergenerational mobility for whom? The experience of high and low earning sons in international perspective. En M. Corak (ed.), *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Haider, S., y Solon, G. (2006). Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings. *The American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.
- Hauser, R., y Sewell, W. (1975). *Education, occupation and earnings: Achievement in the early career*. Nueva York: Academic Press.
- Heckman, J. (1979). Sample selection as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Jäntti, M., y Jenkins, S. P. (2013). *Income mobility* (discussion paper 7730). Institute for the Study of Labor.
- Jenkins, S. P., y Siedler, T. (2007). *The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries* (discussion paper 693). Alemania: German Institute for Economic Research.
- Jiménez, M. (2011). *Un análisis empírico de las no linealidades en la movilidad intergeneracional del ingreso: El caso de Argentina* (documento de trabajo 2011-114). La Plata: Centro de Estudios Distributivos y Laborales de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata.
- Jiménez, M., y Jiménez, M. (2009). *La movilidad intergeneracional del ingreso: Evidencia para Argentina* (documento de trabajo 2009-84). La Plata: Centro de Estudios Distributivos y Laborales de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata.
- Lefranc, A., y Trannoy, A. (2004). *Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?* (working paper 0401). Marsella: Institut d'Economie Publique.
- 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), 235-255.
- Mitnik, P., Bryant, V., Weber, M., y Grusky, D. B. (2015). *New estimates of intergenerational mobility using administrative data*. Stanford: Stanford Center on Poverty & Inequality.
- Mocetti, S. (2007). *Intergenerational income mobility in Italy*. Italia: Società Italiana di Economia Pubblica.

- Murphy, K., y Topel, R. (1985). Estimation and inference in two-step econometrics models. *Journal of Business and Economics Statistics*, 3, 370-379.
- Nicoletti, C., y Francesconi, M. (2006). Intergenerational mobility and sample selection in short panels. *Journal of Applied Econometrics*, 21(8), 1265-1293.
- Núñez, J., y Miranda, L. (2007). *Recent findings on intergenerational income and educational mobility in Chile*. Chile: Departamento de Economía de la Universidad de Chile.
- Nybom, M., y Stuhler, J. (2016). Heterogeneous income profiles and life-cycle bias in intergenerational mobility estimation. *Journal of Human Resources*, 51(1), 239-268.
- Piraino, P. (2006). *Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy* (working papers 471). Siena: University of Siena Economics.
- Roemer, J. (2004). Equal opportunity and intergenerational mobility: Going beyond intergenerational income transition matrices. En M. Corak (ed.), *Generational income mobility in North America and Europe* (pp. 48-57). Cambridge: Cambridge University Press.
- Roemer, J. (2012). What is the justification of studying intergenerational mobility of socioeconomic status? En J. Ermisch, M. Jäntti y T. Smeeding (eds.), *From parents to children: The intergenerational transmission of advantage* (pp. 482-487). Nueva York: Russell Sage Foundation.
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393-408.
- Solon, G. (2004). A model of intergenerational mobility variation over time and place. En M. Corak (ed.), *Generational income mobility in North America and Europe* (cap. 2). Cambridge: Cambridge University Press.
- Vogel, T. (2006). *Reassessing intergenerational mobility in Germany and the United States: The impact of differences in lifecycle earnings patterns* (discussion papers 649). Berlín: Sonderforschungsbereich, Humboldt University.
- Zimmerman, D. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature. *The American Economic Review*, 82(3), 409-429.