

La influencia del contexto en la transmisión intergeneracional educativa en un país en desarrollo: tres aproximaciones empíricas para Uruguay

Santiago Soto¹

DOI: 10.13043/DYS.92.3

Resumen

Se analiza la influencia del contexto familiar y barrial en el que se desarrolla el individuo (educación de padres, circunstancias observables e inobservables) en los resultados educativos formales para las cohortes nacidas entre 1955 y 1989 en un país en desarrollo: Uruguay. Se explota la información proveniente de la Encuesta Longitudinal de Protección Social que contiene información de padres, hijos y hermanos independientemente si cohabitan o no. Se analizan tres aproximaciones complementarias. Se utiliza como medida de resumen el porcentaje de la varianza de los años de educación. Se encuentra que la educación del padre explica 28.6 % y la de la madre el 29.2 %. Desde un enfoque de igualdad de oportunidades, dicho valor es 39.6 %. Los contextos familiares y barriales compartidos por hermanos se estimaron en un 63 %. La importancia del contexto crece consistentemente en las últimas cohortes estudiadas. No se encontraron diferencias relevantes para hombres y mujeres.

Palabras clave: movilidad social, igualdad de oportunidades, oportunidades educacionales, parentesco.

Clasificación JEL: I21, I24, I30, J62.

1 Universidad Católica del Uruguay, Montevideo, Uruguay. Correo electrónico: Santiago.sotob@ucu.edu.uy

Este artículo fue recibido el 10 de diciembre del 2021, revisado el 14 de marzo del 2022 y finalmente aceptado el 6 de septiembre del 2022.

Backgrounds and intergenerational educational mobility in a developing country: Three empirical approaches for Uruguay

Santiago Soto²

DOI: 10.13043/DYS.92.3

Abstract

This paper analyzes the influence of backgrounds (i.e., parents' education, observable and non-observable circumstances) on formal educational outcomes for cohorts born between 1955 and 1989 in a developing country: Uruguay. The information is taken from the Longitudinal Survey of Social Protection which contains information on parents, children, and siblings (regardless of cohabitation). Three complementary approaches are analyzed. The percentage of the variance of the years of education explained by each model is used as a summary measure. The father's education explains 28.6% of the total variance and the mother's 29.2%. Based on an equality opportunities approach using a broad set of observable circumstances, this value was estimated at 39.6%. In turn, family and neighborhood contexts shared by siblings were estimated at 63% of the variance of the years of education. The study of the importance of backgrounds has been growing consistently for the last cohorts. No relevant differences were found between men and women.

Keywords: Social mobility, Equal opportunities, Educational opportunities, kinship.

JEL Classification: I21, I24, I30, J62.

2 Universidad Católica del Uruguay, Montevideo, Uruguay. Email: Santiago.sotob@ucu.edu.uy

This paper was received on December 10, 2021, revised on March 10, 2022, and finally accepted on September 6, 2022.

Introducción

La movilidad se ha definido como los cambios en el estatus de interés de un período a otro o de una generación a otra (Fields y Ok, 1999). En el caso de la movilidad intergeneracional, se supone que existe un proceso de transferencia de estatus entre ciertas características contextuales e hijos (Becker y Tomes, 1979). El contexto queda definido en torno a elementos tales como la educación de los padres, las circunstancias observables (sexo, edad, etnia, entre otros) e inobservables (características barriales, tratamiento familiar común a hijos, entre otros) (Mogstad y Torsvik, 2021)³.

La movilidad intergeneracional educativa entre padres e hijos puede ser vista como la "punta del iceberg" de la influencia más amplia del contexto familiar y barrial en los resultados educativos de las nuevas generaciones. Resulta importante articular enfoques que complementen y muestren con mayor profundidad dicha influencia en la transmisión intergeneracional educativa (Björklund y Jäntti, 2020). A nivel conceptual y empírico, la influencia de los años de educación de los padres sobre los hijos puede ser vista como un caso particular de un modelo de igualdad de oportunidades, cuando solamente se incluye como circunstancia la educación de los padres. Un conjunto más amplio de circunstancias observables permite ahondar en dicho análisis, incorporando nuevos elementos. Los modelos de correlación entre hermanos posibilitan analizar el grado en que los contextos familiares y barriales (observables y no observables) compartidos por hermanos determinan los resultados educativos de estos.

El artículo realiza una contribución novedosa a la literatura sobre movilidad en la región en dos direcciones. En primer lugar, la información disponible para países en desarrollo no permite ahondar generalmente en este tipo de análisis, en particular, por no contar con información sobre miembros del hogar no cohabitantes. Los registros administrativos de los países en desarrollo suelen ser inexistentes o de mala calidad, y las encuestas de hogares, en general, recopilan únicamente información sobre familiares que cohabitan, lo cual puede generar importantes problemas de estimación (Emran y Shilpi, 2017).

3 En la literatura anglosajona se suele referir como *background* a lo que aquí se denomina como "contexto" (Björklund y Jäntti, 2020). Otra traducción posible del término podría ser "trasfondo familiar" o "trasfondo barrial". Sin embargo, en este artículo se optó por utilizar contexto familiar y contexto barrial como sinónimos de lo que en la literatura específica se conoce como *family background* o *neighborhood background*.

Este estudio explora la existencia de información proveniente de la Encuesta Longitudinal de Protección Social de Uruguay (ELPS) acerca de padres, hijos y también de hermanos (independientemente de que cohabiten o no) para un país latinoamericano en desarrollo: Uruguay. La educación en este país determina fuertemente los resultados laborales y constituye una de las "utopías fundadoras" de su sociedad democrática en el marco de un sistema educativo abarcador, público, gratuito y de libre ingreso de larga data (Filgueira y Rama, 1991). Sin embargo, aunque los niveles educativos de la población uruguaya han aumentado en el mediano plazo, suele señalarse el estancamiento de esta tendencia en las últimas décadas (Arim *et al.*, 2014; Sapelli y Burkstein, 2011).

En segundo lugar, el trabajo contribuye a la literatura existente mediante el estudio comparable (entre sí y con la literatura existente) de la influencia del contexto familiar y barrial en los logros educativos de distintas cohortes desde distintas perspectivas. Para ello, se considera: (i) el estudio de la evolución de la movilidad intergeneracional educativa medido a través de los años de educación formal y, en particular, de la convergencia (divergencia) entre origen y destino educativo de padres e hijos; (ii) una aproximación directa de igualdad de oportunidades, inspirada en Roemer (1998) para explorar hasta qué grado las desigualdades en resultados educativos pueden ser atribuidas a las circunstancias observables fuera del control de los individuos, y (iii) la correlación educativa entre hermanos, como aproximación más amplia a la evolución de la influencia del contexto familiar y barrial sobre el logro educativo.

Se analizan las tres aproximaciones complementarias con el fin de obtener una imagen más completa de la influencia de los contextos familiares y barriales. Se utiliza como medida de resumen de cada enfoque el porcentaje de la varianza de los años de educación explicado por cada modelo tal como plantean Björklund y Jäntti (2020). En primer lugar, la educación del padre explica 28.6 % y la de la madre el 29.2 % de la varianza de los años de educación del hijo. Estos valores posicionan a Uruguay en un lugar de mayor movilidad respecto a la región latinoamericana (Neidhöfer *et al.*, 2017); pero es intermedio respecto a países europeos más móviles como Noruega, o más inmóviles como Italia (Hertz *et al.*, 2007). A su vez, también se observa un "desacople" respecto a la tendencia al aumento de la movilidad educativa así definida en el resto de la región (Neidhöfer *et al.* 2017).

En segundo lugar, se incluyó en el análisis un conjunto más amplio de circunstancias observables desde un enfoque de igualdad de oportunidades a

la Roemer (1998). Estas fueron agrupadas en tres: innatas, de redes y características de los padres. Cuando se consideran dichas circunstancias sucesivamente, el modelo logra explicar el 1.5 %, 8.5 % y 39.6 % de la varianza de años de educación del entrevistado. Los valores estimados son levemente superiores a los estimados por Daude y Robano (2015) con base en los datos de Latinobarómetro. Esta diferencia sugiere la existencia de mayores niveles de desigualdad de oportunidades en Uruguay que los estimados en las comparaciones internacionales que cuentan con menor información acerca de las características observables de los hogares e individuos.

En tercer lugar, cuando se realiza una aproximación de la influencia de los contextos familiares y barriales compartidos por hermanos, estos logran explicar un 63 % de la varianza de los años educativos. El valor estimado resulta similar al encontrado para países como Estados Unidos y Alemania, y superior a estimaciones de otros países como Suecia y Noruega, donde se ubican en valores cercanos al 40 %. Este resultado es particularmente novedoso para la literatura de un país en desarrollo y en el contexto latinoamericano. Uruguay es un país de ingreso relativamente alto y con una baja desigualdad de ingresos comparado con la región. Sin embargo, la influencia contextual en sentido amplio captada por la correlación entre hermanos en la transmisión intergeneracional educativa es relativamente alta.

En términos generales se observaron ciertas heterogeneidades. En primer lugar, el estudio por cohortes evidencia que la importancia del contexto familiar y barrial ha venido creciendo de forma consistente bajo cualquiera de las tres aproximaciones en las últimas cohortes estudiadas. En segundo lugar, no se encontraron diferencias relevantes en las estimaciones para hombres y mujeres por separado. Finalmente, las estimaciones resultaron robustas a no linealidades en educación y diferentes construcciones de las cohortes estudiadas.

El trabajo está organizado en cinco secciones. En la primera, se presenta la revisión de la literatura existente y el aporte del presente artículo a dicha literatura. En la segunda se presentan los principales aspectos teóricos. En la tercera sección, la estrategia de análisis y datos utilizados. En la cuarta sección se presentan los resultados. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones y posibles extensiones que se derivan de dichos resultados.

I. Revisión de la literatura

A nivel internacional existe un amplio conjunto de estudios empíricos que analizan la movilidad intergeneracional educativa. Dentro de estos, se destaca el trabajo pionero de Hertz *et al.* (2007), quienes realizan un análisis de 50 años para 42 países de diversas regiones del mundo. Este trabajo ha sido actualizado por Narayan *et al.* (2018) ampliando el alcance a 148 países que representan a más del 95 % de la población mundial. A nivel global, se observa una mayor movilidad intergeneracional educativa absoluta y relativa en las economías de ingreso alto que en las economías en desarrollo, pese a que la brecha absoluta de años de educación se ha ido acortando⁴. Según los autores, en el mundo en desarrollo la movilidad absoluta ha dejado de crecer desde la década de los sesenta y los países en desarrollo están cada vez más rezagados en términos de movilidad relativa. A su vez, existen diferencias importantes en cuanto a la movilidad educativa dentro del mundo en desarrollo para las generaciones actuales, aunque la movilidad más baja se observa en las economías más pobres. Por último, la inmovilidad entre quienes tienen padres con grados educativos bajos se ha fortalecido.

En las últimas décadas han aumentado los estudios para Latinoamérica según las encuestas realizadas por la Corporación Latinobarómetro que presentan información reportada por los entrevistados sobre niveles educativos de sus progenitores. Neidhöfer *et al.* (2017) utilizan observaciones de Latinobarómetro y analizan las tendencias en la movilidad educativa en 18 países para las cohortes de nacimiento de los últimos 50 años. Encuentran que la movilidad es baja para las cohortes más viejas, pero que ha aumentado hacia las cohortes más jóvenes. En particular, encuentran que se han beneficiado de este aumento los hijos de familias menos educadas. Sin embargo, Jiménez y Jiménez (2019) estiman para los mismos países que los hijos de padres menos educados no han mejorado sus logros educativos de forma más acelerada que los del resto de la distribución. En relación al vínculo con la desigualdad, Neidhöfer (2018) encuentra que las cohortes que experimentaron un entorno de mayor desigualdad del ingreso cuando jóvenes muestran mayor movilidad intergeneracional educativa, y viceversa.

4 La movilidad absoluta no toma en cuenta la ampliación que ha sufrido la varianza de los años de educación en el largo plazo, mientras que la relativa sí.

Muchos trabajos se han centrado en el estudio de la movilidad intergeneracional a partir de medidas basadas en el supuesto de que una sociedad inmóvil reforzaría la correlación entre hermanos y, a la inversa, una sociedad muy móvil la debilitaría (Conconi *et al.*, 2007; Dahan y Gaviria, 1999). Estos trabajos estiman niveles y evoluciones de la movilidad y también encuentran fuertes asociaciones entre los logros educativos y los contextos familiares. Los resultados muestran, en general, mayores niveles de persistencia intergeneracional que la encontrada en los estudios de correlación educativa entre padres e hijos. Estos resultados son consistentes con la idea de que la correlación entre hermanos captura un conjunto más amplio de factores referidos a los contextos familiares e, incluso, barriales compartidos por hermanos que los capturados en los estudios de movilidad entre padres e hijos (Björklund y Jäntti, 2020; Björklund *et al.*, 2008).

Otros trabajos han centrado su estudio en la movilidad para América Latina desde el enfoque de igualdad de oportunidades. Por ejemplo, Daude y Robano (2015) construyen un índice de desigualdad de oportunidades para 18 países de América Latina donde incluyen variables que se encuentran fuera del control de los individuos. Estos incluyen: raza, género, contexto familiar de ingresos de los padres. Según sus estimaciones, las circunstancias explican cerca del 40 % de la varianza observada en los resultados educativos. Este resultado es relativamente alto en términos internacionales. También encuentran variaciones importantes en la región. En un extremo, en Costa Rica las circunstancias explican 15 % de la desigualdad, mientras que en Chile explican el 50 %.

En cuanto a la movilidad en Uruguay, los trabajos pioneros en la materia corresponden a la sociología (Boado, 2008) y en general encuentran baja movilidad educativa desde orígenes sociales desfavorecidos (Menese, 2017; Menese y Cardozo, 2019). Para el caso de la movilidad educativa y ocupacional, la transmisión intergeneracional educativa es más fuerte por parte de la madre y la ocupacional por parte del padre (Urraburu, 2019). En el caso de Uruguay, la movilidad educativa resulta mayor en la población afro que en la no afro (González y Sanromán, 2010).

No existen antecedentes de estimación conjunta de estos enfoques para un país latinoamericano. Esta mirada complementaria para un país en desarrollo como Uruguay permite tener una aproximación original a la temática, haciendo uso de la información pocas veces disponible sobre hermanos (independiente-

mente de si cohabitan o no). La complementación de enfoques permite tener una mirada más comprehensiva para ilustrar la influencia del contexto familiar y barrial en la transmisión intergeneracional educativa.

II. Marco teórico

Desde el punto de vista de las doctrinas económicas liberales, la movilidad constituye un factor positivo de eficiencia del sistema económico. Esto vinculado al proceso de avance de la racionalidad capitalista. Aaberge *et al.* (2002) señalan que, para Friedman, la movilidad ascendente y descendente es una señal de una economía eficiente porque el capitalismo de libre empresa sustituye la "economía de estatus" por economías de cambios dinámicos.

La discusión respecto a la existencia de un nivel óptimo de movilidad social no se encuentra saldada desde la teoría económica. Piketty (2000) sostiene que existe en general acuerdo en el deseo de altos niveles de movilidad. Para algunas visiones estos resultados solamente pueden obtenerse mediante políticas redistributivas, pero, para otras, forma parte de la asignación de talentos y oportunidades en el marco de la economía de mercado. Si la redistribución es costosa y las habilidades se transfieren fuertemente entre padres e hijos, los niveles bajos de movilidad no son necesariamente indeseables. Sin embargo, en términos generales, entre dos economías con igual grado de desigualdad en la distribución del ingreso, suele afirmarse que aquella que presente mayor movilidad es preferible en términos de bienestar (Black y Devereux, 2010).

La temática de la movilidad ha sido ampliamente estudiada desde la sociología y la economía y existen diversos marcos normativos a la hora de abordar dicho fenómeno (Torche, 2015). Los fundamentos intelectuales son comunes entre ambas disciplinas (Morgan, 2006), y refieren a la siguiente pregunta: ¿movilidad entre qué cosas? Desde las corrientes de la sociología se suele responder en relación con los títulos ocupacionales, clases sociales, o al acceso a estatus. Por otro lado, desde las corrientes económicas, la pregunta se responde de modo más unificado a partir de los trabajos de Becker y Tomes (1979) quienes articularon la teoría del capital humano con la de modelos dinásticos de inversión para el comportamiento de las familias.

La literatura en el campo económico se ha centrado en la movilidad de ingresos o educativa (Torche, 2015). En el caso de la educación, se ha argumentado su

importancia, ya que los ingresos salariales están determinados de forma muy importante por el capital humano, por lo que las diferencias en este último, y en particular, en los niveles de educación, resulta crucial para poder entender las desigualdades (Daude, 2011). También se ha argumentado a favor de unas aproximaciones más "realistas" que "elegantes" las cuales favorezcan enfoques no monetarios frente a monetarios en el estudio de la transmisión intergeneracional (Garcés Velástegui, 2018).

En esta investigación se opta por la perspectiva de igualdad de oportunidades planteada por Roemer (1998). Esta constituye un enfoque normativo de interés para el análisis de la movilidad y, en particular, otorga un marco de interpretación que se considera adecuado para el estudio de la influencia de los contextos familiares y barriales en el traspaso educativo. Se distingue entre "esfuerzo" y "circunstancias". Siguiendo la línea argumental de Roemer y Trannoy (2013), esto se remite a la discusión de dos paradigmas asociados a los conceptos de "nivelar el campo de juego" o al "principio de no discriminación". Desde Rawls (1971) emerge una nueva concepción del igualitarismo que inserta la responsabilidad individual como un calificador importante del grado de igualdad que es deseable éticamente. Ahí surge el concepto de igualdad de oportunidades. La discusión post Rawls-Dworkin cambió el foco al afirmar que solo algunos tipos de desigualdad son objetables éticamente, y si los economistas ignoran esta distinción entonces estarán midiendo algo que no es significativo éticamente. En términos del pensamiento igualitarista, la distinción entre la desigualdad moralmente aceptable y la que no, es la contribución más importante de los últimos 40 años a dicha corriente de pensamiento (Roemer y Trannoy, 2013).

No todo parecido entre los padres y los hijos se debe a una desigualdad de oportunidades. Incluso, en una sociedad perfectamente móvil, todavía existiría la transmisión de gustos y talentos de padres a hijos, así como los componentes genéticos y los aspectos vinculados con la socialización. De esta forma, se ha planteado que un grado total de movilidad no requiere necesariamente que el coeficiente de correlación sea cero, debido a la influencia de los componentes antes señalados. Sin embargo, la evidencia que sugiere que las dotaciones al inicio de la vida son moldeadas de forma crítica por el entorno socioeconómico está cuestionando esta visión (Torche, 2015). Los descubrimientos recientes sugieren que la transmisión exógena de dotaciones es escasa y relativamente constante en el tiempo (Torche, 2015), por lo que, el

análisis comparativo de movilidad resulta informativo sobre la desigualdad de oportunidades en una sociedad.

III. Estrategia de análisis

A. Traspaso educativo de padres a hijos

La evolución de la igualdad de oportunidades a partir de la transmisión del estatus educativo de padres a hijos se estimará a través del estudio de la evolución de la movilidad intergeneracional educativa. Esta se ha definido de varias formas. Una definición posible refiere a la relación existente (o ausente) entre los atributos educativos de dos generaciones que pertenecen a la misma unidad familiar. Por tanto, dicha relación suele formalizarse (Becker y Tomes, 1979; Behrman *et al.*, 1999; Goldberg, 1989) a través de un proceso autorregresivo de primer orden:

$$S_{it} = \alpha + \beta S_{it-1} + u_{it} \quad i = 1 \dots N \quad (1)$$

Donde S_{it} es la variable de estatus educativo del hijo, S_{it-1} la misma variable para su progenitor o progenitores, α el componente constante, la letra i indexa a las distintas familias y u_{it} un componente aleatorio. En este marco, el parámetro β indica una medida de movilidad intergeneracional comúnmente conocida como coeficiente de persistencia educativa, estimado habitualmente a través de MCO, que en sus valores extremos $\beta = 0$ o $\beta = 1$ refieren a los estados de máxima movilidad e inmovilidad, respectivamente.

Debido a la ampliación de los años de escolarización durante las últimas décadas, habitualmente suele utilizarse una segunda medida de movilidad que intenta considerar este aumento de la varianza de los años educativos (σ_t^2 , σ_{t-1}^2), por lo que suele computarse el coeficiente de *Pearson*, ρ , como coeficiente de correlación intergeneracional educativa.

La diferencia entre ambas medidas puede expresarse de la siguiente forma:

$$\rho_{intergeneracional} = \beta \frac{\sigma_{t-1}}{\sigma_t} \quad (2)$$

Adicionalmente, el R-cuadrado de la regresión puede interpretarse como el porcentaje de la varianza de la educación de los hijos explicada por educación de los padres (que a su vez, en este caso es el coeficiente de correlación de *Pearson* al cuadrado).

B. Igualdad de oportunidades inspirado en Roemer (1998)

A partir de la idea planteada por Roemer (1998), parte de la literatura se ha encargado de estimar modelos que intentan diferenciar entre aquellos aspectos que dependen del "esfuerzo individual" (E) de los individuos, respecto a los correspondientes a sus "circunstancias" (C) y que se encuentran fuera de su control. De esta forma, suele partirse del siguiente modelo estructural:

$$S_i = \alpha C_i + \beta E_i \quad (3)$$

$$E_i = \delta C_i + v_i \quad (4)$$

En este caso, la desigualdad de resultados educativos de los individuos i es producto de la suma de dos factores: esfuerzo y circunstancias. Como punto de inicio, no es necesario incluir un término de error, ya que esta clasificación abarca al conjunto de las variables que explican los resultados en este modelo (Björklund y Jäntti, 2020). Por otra parte, en la segunda ecuación estructural se permite que las circunstancias influyan en el esfuerzo de los individuos y se suma un componente aleatorio v_i . Si bien el modelo estructural es posible de ser estimado, en este trabajo resulta de interés la estimación de la forma reducida del mismo:

$$S_i = (\alpha + \beta\delta)C_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

En este caso, la desigualdad educativa puede ser vista como un porcentaje de la desigualdad de las circunstancias (cuando la influencia del esfuerzo en las circunstancias tiende a cero). Por lo tanto, el caso de la movilidad intergeneracional educativa puede ser vista como un caso particular cuando se utiliza como única variable de circunstancias la educación de los padres y la varianza como indicador de desigualdad. En este caso ε_i corresponde a un término de error aleatorio y las estimaciones también suelen realizarse a través de MCO.

C. Correlación entre hermanos

Siguiendo a Björklund y Jäntti (2020), la correlación entre hermanos puede ser vista como una medida amplia de la influencia del contexto familiar y barrial sobre el resultado educativo de las personas. Sea S_{ij} el resultado educativo del hermano i de la familia j , entonces:

$$S_{ij} = a_j + b_{ij} \quad i = 1 \dots N \quad (6)$$

Donde a_j es un componente común para todos los hermanos de la familia j y b_{ij} es un componente único para los individuos i de la familia j que captura las desviaciones individuales del componente familiar. Por construcción ambos componentes son ortogonales y la varianza de S_{ij} es, por tanto, la suma de las varianzas del componente familiar y el componente individual:

$$\sigma_s^2 = \sigma_a^2 + \sigma_b^2 \quad (7)$$

Por tanto, el porcentaje de la varianza de la educación atribuible al efecto del contexto familiar es:

$$\rho_{hermanos} = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_b^2} \quad (8)$$

Según se observa, esta proporción que se denomina comúnmente como correlación entre hermanos, incluye la varianza de todo lo que comparten los hermanos (influencia de sus padres, componentes barriales, de educación, entre otros). Es por esta razón por la que se puede pensar en la correlación entre hermanos como una medida de los efectos familiares y de contexto barrial. Sin embargo, como plantean Björklund y Jäntti (2020), cabe aclarar que los efectos de cambios en el tiempo de la composición familiar, los tratos diferenciales a los hermanos, los componentes genéticos no compartidos por los hermanos, entre otros, quedan capturados por el componente individual, aunque en realidad son familiares. Es por esto por lo que suele especificarse que ρ es un límite inferior de los elementos familiares y de contexto barrial.

Otra forma de mirar la correlación entre hermanos es la derivada por Solon (1999) que plantea el vínculo con el β de transmisión intergeneracional:

Correlación entre hermanos = $\rho_{intergeneracional}^2$ + otros factores compartidos que están incorrelacionados con la variable parental

Para la estimación del modelo se utilizará un modelo mixto que asume ambos componentes a_j y b_{ij} como efectos aleatorios independientes y se incluye una media fija y constante para S_{ij} . Los componentes de la varianza necesarios para calcular la correlación entre hermanos se estiman mediante el método de máxima verosimilitud restringido (conocido como *REML*, por sus siglas en inglés), utilizado habitualmente en la literatura para este tipo de estimaciones (Bredtmann y Smith, 2016)⁵.

D. Datos

Las encuestas de hogares suelen contener información solamente de padres, hijos y hermanos corresidentes, lo que se ha argumentado que genera problemas importantes en el tipo de estimaciones que se propone realizar en este trabajo (Emran y Shilpi, 2017). Para superar esta limitación, se utilizarán datos provenientes de la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) de Uruguay⁶. Para el análisis propuesto se cuenta con información acerca de los años de educación y otras variables de padres e hijos, así como de hermanos.

La ELPS es representativa para el total país, estratificada por conglomerados en tres o cuatro etapas de selección. Esta encuesta fue realizada por el Banco de Previsión Social de Uruguay para obtener estimaciones confiables –con desagregación departamental, por sexo y por tramos de edad– para los temas de seguridad social, actividad económica, ingresos, educación y salud. La primera ola fue realizada entre octubre de 2012 y mayo de 2013, con un total de 18 428 entrevistas a personas de 14 años y más años de edad. La segunda ola se realizó entre septiembre de 2015 y junio de 2016, y se revisitaron a 14 647

5 Se ha argumentado que este método de estimación es superior al de análisis de varianza (ANOVA, por su sigla en inglés) cuando los datos no son balanceados –como en este caso– donde las distintas cantidades de hermanos cambia la cantidad de miembros de las familias (Bredtmann y Smith, 2016).

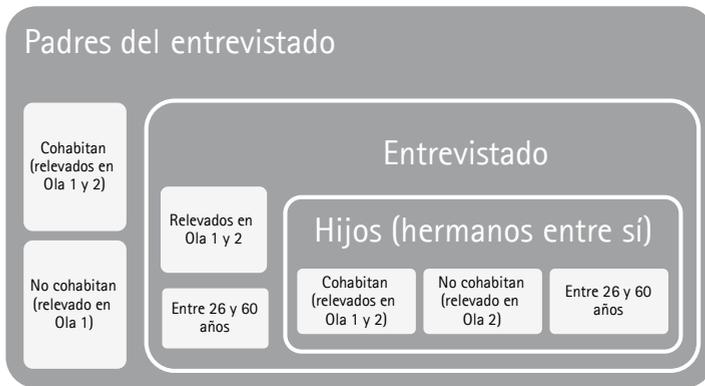
6 Toda la información referente a la ELPS se encuentra en <https://www.elps.org.uy>

personas de la Ola 1⁷. En este trabajo se utilizará la información de la Ola 2, así como algunas variables de la Ola 1 que se consideran invariantes en el tiempo.

De modo de explotar de mejor forma la información disponible, se agrupa por cohortes de nacimiento y se limita la muestra a personas encuestadas entre 26 y 60 años de edad. En el caso del límite inferior, se restringe allí debido a que es la edad teórica de finalización de los estudios por parte de jóvenes; y en el superior, ya que se posee menor número de observaciones y se considera que pueden sesgar los resultados.

Como se muestra en la figura 1, el hijo corresponde a la persona entrevistada cuando tiene entre 26 y 60 años. La información de educación del entrevistado se obtiene de ambas olas de la ELPS. En ese caso, el padre corresponde a la persona que el entrevistado declara como tal dentro del hogar, o la información provista por el entrevistado sobre los padres que no cohabitan en la Ola 1. En el análisis de la correlación entre hermanos, la base de datos utilizada corresponde a los hijos de los entrevistados que tienen entre 26 y 60 años. La información de los hijos del entrevistado se obtiene de ambas olas de la ELPS, en el caso de que cohabiten, o de la información sobre los hijos que no cohabitan aportada por el entrevistado en la Ola 2.

Figura 1. Estructura de parentesco según los datos de la ELPS



Fuente: elaboración propia.

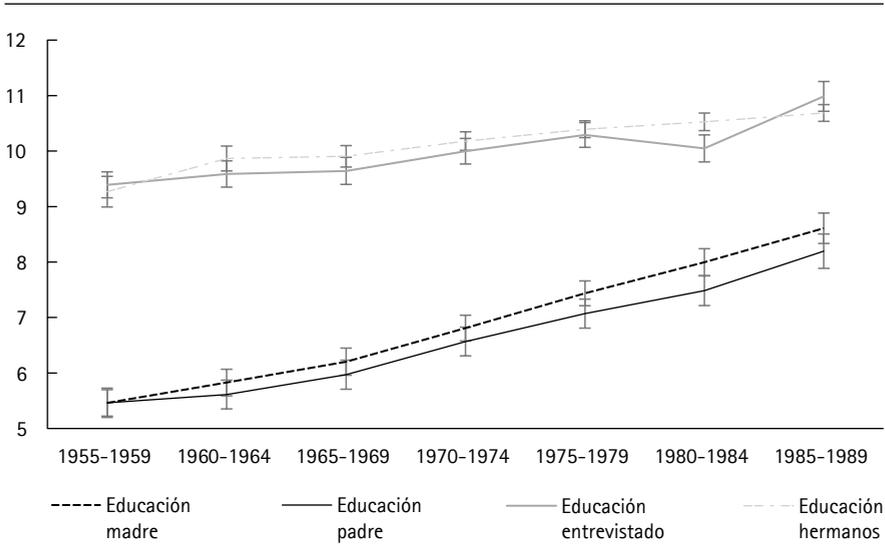
7 De los entrevistados de la Ola 1 efectivamente rastreados en la Ola 2, 736 fallecieron y 79 viven en un residencial. El universo final de análisis por tanto es de 13833.

Para la construcción de la información sobre educación de padres e hijos se utiliza la información disponible en la ELPS, en la que se pregunta a los entrevistados por su educación y la educación de sus padres (véanse estadísticos descriptivos en anexo 1). Para la construcción de la educación de hermanos, se utiliza la información declarada por el entrevistado respecto a los hijos que cohabitan y no cohabitan que son hermanos por parte del entrevistado (véase anexo 2). Esta información es declarada por el entrevistado en relación con el resto de los miembros de su familia. Los problemas de reporte de años de educación para miembros del hogar suelen ser habituales y por tanto conocidos. Sin embargo, los problemas de reporte para no corresidentes requieren una mirada particular. En el caso de la ELPS, la información proveniente del reporte de los años de educación de los entrevistados y sus padres ha sido minuciosamente validada *vis a vis* con las Encuestas Continuas de Hogares en un trabajo previo (Urraburu, 2019, pp. 81-83)⁸. Adicionalmente, el promedio de años educativos de entrevistados y hermanos por cohortes resulta similar (véase figura 2).

La información disponible permite el cálculo de medidas promedio de movilidad educativa como β y ρ . La ELPS también permite incluir otras circunstancias de los individuos. Para el modelo de circunstancias se identificaron tres grupos de variables presentes en la ELPS: (i) innatas, que incluyen sexo, origen étnico y discapacidades congénitas; (ii) redes, a través de qué medios consiguió su primer empleo y el lugar de residencia al nacer, y (iii) contexto familiar, que incluye la información de la educación y la ocupación de los padres (véase anexo 2). Esto permite explicar el nivel educativo del entrevistado con base en un conjunto más amplio de circunstancias. Asimismo, la información de hermanos permite calcular con base en sus años de educación, cuánto del nivel educativo de los individuos corresponde a lo compartido por el entorno familiar y comunitario de crianza.

8 En cuanto a los años de educación del encuestado, se observa una distribución similar en la ELPS que en las encuestas de hogares, con una media de años de educación que presenta una diferencia de 0.1 años entre ambas encuestas. En cuanto a la educación declarada de padre y madre en la ELPS, comparadas con los años de educación de las generaciones en las encuestas de hogares correspondientes, existen diferencias levemente superiores a las encontradas respecto a la educación del entrevistado. Sin embargo, la distribución general es similar, aunque estas diferencias mayores resultan esperables debido a que las muestras comparan cosas no necesariamente equivalentes (la ELPS es representativa de hijos y no necesariamente de padres). Respecto a la coherencia interna de los datos de la ELPS en relación con los años de educación por generaciones véase figura 2.

Figura 2. Años promedio de educación según cohortes



Nota. Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de los hermanos, la muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Intervalos de confianza al 95 %. Observaciones: educación madre (6477), educación padre (6012), educación entrevistado (1175), educación hermanos (13390). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Finalmente, en relación con las muestras a utilizar, para las estimaciones de movilidad educativas y de igualdad de oportunidades, considera a aquellos individuos pertenecientes a las cohortes 1955-1989 que tienen entre 26 y 60 años en la segunda ola de la ELPS. Mientras tanto, la muestra utilizada en el estudio de la correlación entre hermanos es seleccionada entre aquellos individuos que tienen hijos (que serán los hermanos entre sí) y que corresponden a las mismas cohortes nacidas entre 1955 y 1989⁹.

9 En relación con la selección de la muestra en el caso de los hermanos, cabe realizar los siguientes comentarios habituales en la literatura que hace este tipo de análisis (Björklund, Jäntti y Lindquist, 2007; Björklund, Lindahl y Lindquist, 2008; Bredtmann y Smith, 2016). Primero, que la representatividad de la muestra está dada en cuanto a los padres (entrevistados) para quienes fue diseñada y no para los hijos. Segundo, en cuanto a los hijos únicos, se seguirá la costumbre de incluirlos de modo de mejorar la precisión de la estimación del componente familiar de la varianza. Tercero, se utilizará en el análisis a los hermanos relativamente cercanos, no espaciados por más de siete años de diferencia construyendo cohortes solapadas. Si los cambios en el tiempo no implican cambios importantes en el tratamiento diferencial de los hermanos (u otros fenómenos diferenciales), estos no tienen por qué quedar reflejados en las grandes tendencias por cohortes. Sin embargo, las estimaciones del componente

Los niveles educativos han crecido de forma importante durante el período considerado. Para los entrevistados, nacidos entre 1955 y 1989, sus promedios educativos se encontraban levemente encima de nueve años de educación y el de sus padres en el entorno de los seis años, mientras que las cohortes de entrevistados más jóvenes se encuentran en promedio en los 11 años de educación y sus padres apenas superan los ocho. Los años educativos de entrevistados y hermanos ordenados por cohortes de nacimiento resultan muy similares, lo que constituye una validación adicional de los años educativos de hermanos. Adicionalmente, puede observarse que los años de educación de padres e hijos han venido convergiendo en el tiempo analizado.

IV. Resultados

A. Traspaso educativo de padres a hijos

Según los resultados obtenidos, el coeficiente de movilidad intergeneracional alcanza a 0.516 en el caso de considerar como regresor la educación del padre y 0.549 en el caso de la educación de la madre (véase cuadro A5). A su vez, dichas regresiones explican respectivamente un 28.6 % y 29.2 % de la varianza de los años de educación de todos los hijos considerados (cohortes 1955-1989).

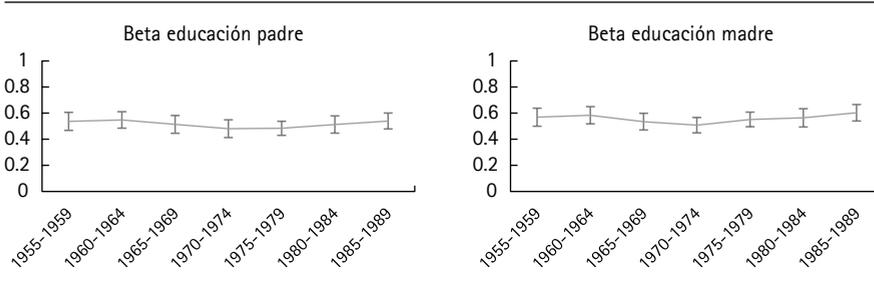
En la figura 3 se presentan los resultados de la estimación del coeficiente beta de la regresión de los años de educación alcanzados por los hijos según las cohortes de nacimiento seleccionadas, respecto al nivel educativo alcanzado por el padre y la madre, respectivamente (véase anexo 3).

Las estimaciones de movilidad obtenidas muestran valores consistentes con los encontrados en estudios anteriores para Uruguay (Bellomo, 2018; Urraburu, 2019). Las estimaciones del parámetro beta de movilidad intergeneracional educativa oscilan entre 0.481 y 0.548 en el caso de la educación de la madre (véase cuadro A6), y entre 0.508 y 0.603 en el caso de la educación del padre (véase cuadro A7). A su vez, la evolución del parámetro muestra una tendencia descendente (mayor movilidad) hasta las generaciones nacidas en

individual podrían verse sistemáticamente afectadas por cambios en el tratamiento diferencial de los mismos en estructuras familiares más pequeñas.

los inicios de los años setenta y creciente (menor movilidad) a partir de allí. El crecimiento reciente del parámetro beta para las generaciones más jóvenes obtenido resulta más nítido que en estudios anteriores que utilizan únicamente la primera ola de la ELPS.

Figura 3. Coeficiente beta de la regresión de la educación del hijo respecto a la educación del padre y de la madre según cohortes

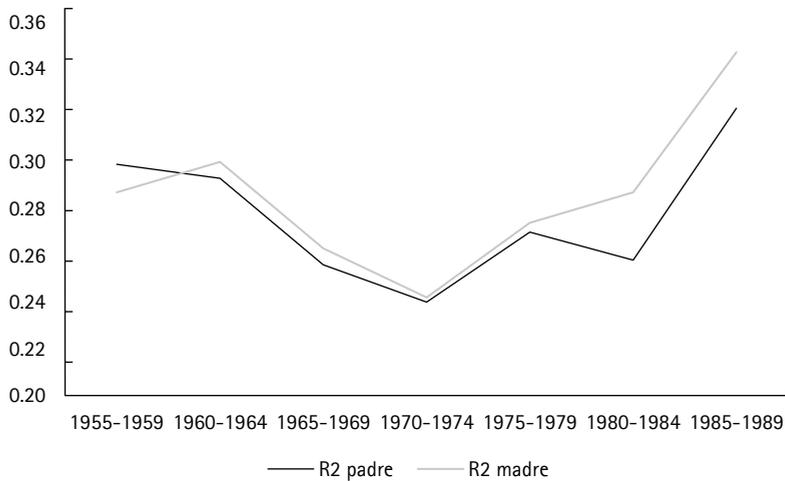


Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Intervalos de confianza al 95 %. Observaciones: beta educación padre (6012), beta educación madre (6447). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

De acuerdo con la comparación internacional, el coeficiente de movilidad para Uruguay se sitúa en un camino intermedio entre sociedades europeas más móviles como Noruega (0.4) y más inmóviles como Italia (0.7) (Hertz *et al.*, 2007). Sin embargo, a nivel regional, la tendencia creciente para Uruguay en los últimos años evidencia cierto "desacople" respecto a la tendencia al aumento de la movilidad en el resto de los países latinoamericanos (Neidhöfer *et al.*, 2017).

Los cambios en el valor del coeficiente R-cuadrado de la regresión de movilidad intergeneracional, que en este caso equivale al cuadrado del coeficiente de *Pearson*, resultan menos pronunciados (véase figura 4). Esto resulta consistente con lo observado en las estimaciones de este tipo a nivel mundial (Narayan *et al.*, 2018). Este es un indicador de movilidad relativa al tomar en cuenta los cambios en la varianza de los años de educación de cada generación. De todas formas, para el caso de Uruguay puede observarse un leve decrecimiento hacia las generaciones nacidas entre 1970 y 1974, y un crecimiento hasta la generación más joven nacida entre 1985 y 1989. Adicionalmente, el porcentaje de la varianza explicada de los años de educación de los hijos con base en los resultados de la educación de sus padres oscila en el entorno del 30 %.

Figura 4. R-cuadrado de la regresión de movilidad educativa de padre y madre según cohortes



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Observaciones: R2 padre (6012), R2 madre (6447). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

B. Igualdad de oportunidades à la Roemer

El valor del coeficiente R-cuadrado de la regresión, en este caso, también muestra el poder explicativo de las circunstancias en la varianza de años de educación del hijo. Este enfoque resulta el más directo para vincular los resultados obtenidos con la literatura de igualdad de oportunidades, ya que se incluye explícitamente un conjunto de variables que hacen parte de las circunstancias fuera de control de los individuos para explicar sus resultados educativos en un modelo multivariado (Björklund y Jäntti, 2020).

Los resultados obtenidos muestran, en general, signos consistentes a los encontrados en la literatura (véase anexo 4)¹⁰. Para la estimación del modelo de igualdad de oportunidades se realizaron regresiones de los años de educación

¹⁰ En general, los signos resultan: (i) positivos para mujer, años de educación de los padres y categorías ocupacionales superiores; y (ii) negativos para discapacidad, ascendencia afro, departamentos del interior del país, los que encuentran trabajo por conocidos y categorías ocupacionales inferiores de padres.

de los hijos para tres conjuntos de circunstancias: (i) innatas, (ii) redes y (iii) padre y madre. En el cuadro 1 se agrupan las variables de la ELPS utilizadas según los tipos de circunstancias analizados.

Cuadro 1. Variables de circunstancias utilizadas según tipo

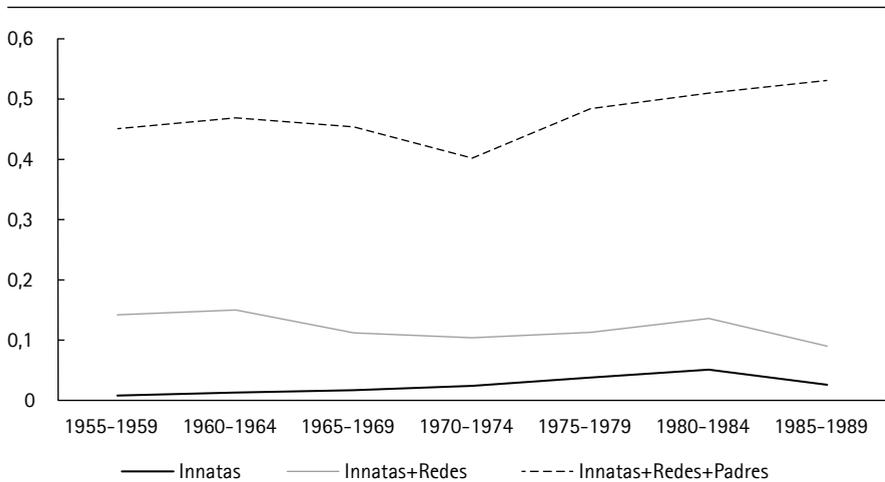
Innatas	Redes	Padres
Ascendencia étnico racial: afro	Departamento	Educación madre
Mujer	Primer trabajo por redes de conocidos	Ocupación madre
Discapacidad congénita o connatal		Educación padre
		Ocupación padre

Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Las circunstancias adicionadas amplían el poder explicativo de las regresiones respecto a la varianza de los años de educación de los entrevistados. En la figura 5 se presenta el ajuste de las regresiones de circunstancias al incluir sucesivamente las circunstancias innatas, de redes y de padre y madre, medido a través del coeficiente R-cuadrado. Cuando se consideran sucesivamente las circunstancias innatas, las redes y las de los padres, el modelo logra explicar el 1.5 %, 8.5 % y 39.6 % de la varianza de años de educación del entrevistado, respectivamente (véase cuadro A9).

Cuando se consideran únicamente las circunstancias innatas, el coeficiente R-cuadrado resulta relativamente bajo, aunque levemente creciente para las cohortes más jóvenes del presente estudio. Al adicionar las circunstancias de redes, el poder explicativo aumenta, pero únicamente a niveles superiores al 10 % de la varianza de los años de educación (véase cuadro A10). Sin embargo, al sumar también las características observables de padre y madre, se alcanzan niveles cercanos al 50 %, con tendencias similares a las obtenidas en los resultados de las regresiones de movilidad intergeneracional para las diferentes cohortes en estudio. En particular, se observa el mismo descenso del poder explicativo de las circunstancias hasta las generaciones nacidas entre 1970 y 1974 y un aumento desde allí hasta alcanzar un valor de 51 % en las cohortes más jóvenes nacidas entre 1985 y 1989 (véase cuadro A11). En cuanto a los resultados por sexo, en el caso de los hombres se obtiene un poder explicativo levemente mayor del conjunto de las circunstancias (41.2 %) que en el caso de las mujeres (39.2 %) (véase cuadro A12).

Figura 5. R-cuadrado de la regresión de movilidad educativa respecto a circunstancias seleccionadas según cohortes



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Observaciones: innatas (7403), innatas+redes, (7399) innatas+redes+padres (5707). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Los valores del coeficiente R-cuadrado del conjunto de circunstancias hallados resultan más elevados que los estimados, por ejemplo, por Daude y Robano (2015) para Uruguay con base en los datos de Latinobarómetro (R-cuadrado de 0.32). Resulta relevante señalar que, en el caso de dicho trabajo, por ser una comparación internacional cuenta con una base de datos que dispone de un número más limitado de circunstancias, así como de una muestra mucho más reducida. De todas formas, las diferencias con los resultados de dicho trabajo pueden ser interpretados como un indicativo de la posible existencia de mayores niveles de desigualdad de oportunidades en Uruguay que los estimados en las comparaciones internacionales de este tipo.

C. Correlación entre hermanos

Como tercera aproximación a la influencia del contexto familiar y barrial en los resultados educativos de los hijos, en esta sección se presentan los resultados del estudio de la correlación entre hermanos. La varianza explicada de los años de educación mediante este modelo resulta todavía mayor al del modelo de circunstancias observables a la Roemer (véase anexo 5). El porcentaje de la varianza que logran explicar los contextos familiares y barriales al considerar

el conjunto de las cohortes del presente estudio (1955-1989) alcanza al 63 % (véase cuadro A13). El valor estimado resulta similar a los de países como Estados Unidos y Alemania, y superior a estimaciones de otros países como Suecia y Noruega, donde se ubican en valores cercanos al 40 %¹¹.

La medida de correlación educativa entre hermanos indica de forma comprensiva cuánto afecta a la educación de los hijos la influencia de un amplio conjunto de condiciones familiares y barriales. Esta medida suele interpretarse como un "piso" de dichas condiciones, ya que incluye la variación de todo lo compartido por hermanos como los recursos parentales y las influencias tanto las observables como las que no, aunque no aplican otros factores relacionados con el barrio y la familia como los componentes genéticos no compartidos por hermanos, tratamientos diferenciales de hermanos y cambios en el tiempo en la familia, el barrio y la educación (Bredtmann y Smith, 2016).

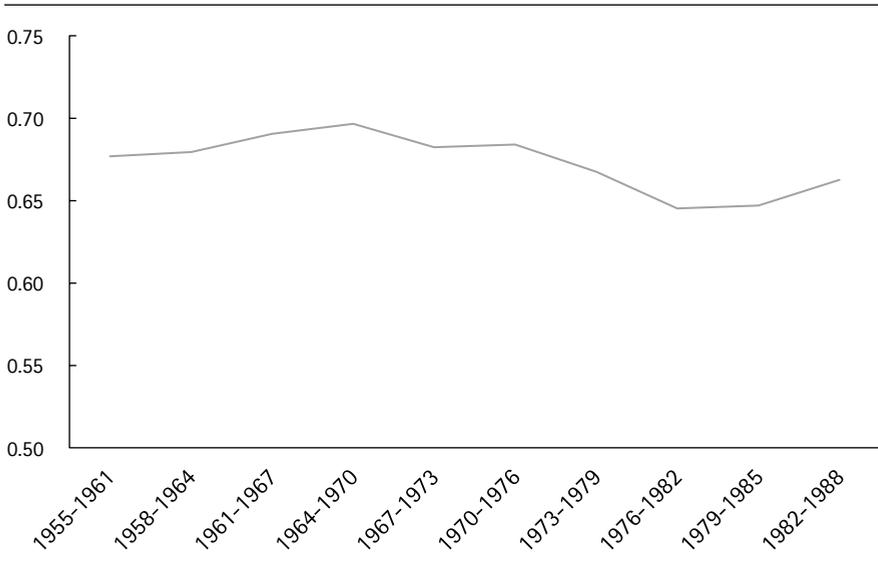
Siguiendo lo realizado por Björklund *et al.* (2007), se tomaron hermanos espaciados con un máximo de siete años de diferencia en generaciones solapadas para el estudio de la evolución temporal. La primera cohorte está constituida por aquellos hermanos nacidos entre 1955 y 1961, la segunda entre 1958 y 1964 y así sucesivamente hasta las cohortes nacidas entre 1982 y 1988.

La proporción de la varianza de los años de educación explicada por parte de los contextos familiares y barriales representa una porción muy relevante de la misma, alcanzando niveles siempre superiores o cercanos al 65 % para todas las cohortes. En la figura 6 se presentan los resultados de la medida de correlación entre hermanos para dichas cohortes. En las sucesivas cohortes se puede observar que, luego de obtener los valores más elevados de la serie hasta las generaciones nacidas entre 1964 y 1970, el descenso se detiene en las generaciones nacidas entre 1976 y 1982, y resulta creciente desde allí en adelante (véase cuadro A14).

Finalmente, los valores encontrados para la correlación utilizando únicamente la muestra de hermanas resulta levemente superior a la de los hermanos, alcanzando el valor de 67.7 % y 66.1 %, respectivamente (véase cuadro A15).

11 Las comparaciones de este indicador para los estudios de la región resultan de menor utilidad, tanto por utilizar distinta metodología a la aquí aplicada, como por computarse en general para muestras con jóvenes que únicamente cohabitan y por tanto de menor edad (Conconi *et al.*, 2007; Dahan y Gaviria, 1999).

Figura 6. Correlación entre hermanos según cohortes solapadas



Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Observaciones: correlación de hermanos (13 553). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

D. Una mirada conjunta a los tres modelos y conexión entre los resultados encontrados

El porcentaje de la varianza de los años educativos explicado por las distintas medidas para Uruguay resulta consistente con lo observado a nivel de la investigación internacional, tal como puede apreciarse en el cuadro 2 (Björklund y Jäntti, 2020). En primer lugar, los contextos familiares y barriales captados por la correlación de años de educación de hermanos arrojan un resultado de casi dos tercios de la varianza de los años de educación (62.2 %). En segundo lugar, cuando se considera un enfoque explícito de igualdad de oportunidades a través de un modelo que considera un conjunto amplio de circunstancias observables, se alcanza a explicar un 41.2 % de la varianza. Finalmente, la educación de los padres, que puede verse como un caso particular del anterior donde la única circunstancia que se toma en cuenta son los años educativos del padre o la madre, se explica un 28.6 % y 29.2 %, respectivamente.

Las diferencias por sexo resultan relativamente pequeñas en todos los casos, en algunos casos a favor de los hombres o las mujeres tal como se observa en el

cuadro 2. Una excepción la constituye el modelo de circunstancias cuando se incluyen únicamente aquellas que se denominaron innatas y de redes, donde se encuentra una diferencia mayor a favor de los hombres. Esta diferencia probablemente pueda atribuirse a la participación mayor de los hombres en el mercado de trabajo y la inclusión de una circunstancia vinculada al modo de obtención del primer empleo dentro de las circunstancias de redes.

Cuadro 2. Varianza explicada de los años de educación de todas las cohortes (1955-1989) y según sexo

	Hombres %	Mujeres %	Total %
<i>Traspaso educativo padres a hijos</i>			
Padre	30.3	28.4	28.6
Madre	29.6	30.0	29.2
<i>Igualdad de oportunidades à la Roemer</i>			
Innatas, redes y padres	41.2	39.2	39.6
Innatas y redes	10.1	7.4	8.5
Innatas	1.3	1.5	1.5
<i>Correlación entre hermanos</i>			
Rho	65.8	67.6	63.0

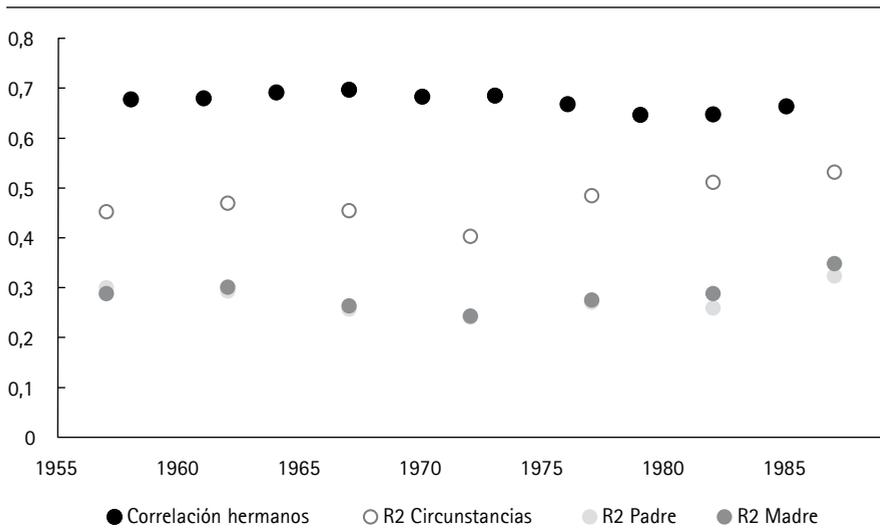
Nota. Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

En el caso de la correlación entre hermanos, las variaciones temporales resultan menos pronunciadas. En la figura 7 se presentan los resultados de forma ilustrativa para las generaciones nacidas entre 1955 y 1989. Se observa un leve decrecimiento en el tiempo de las cohortes más viejas a las más jóvenes, hasta que se produce un crecimiento para las últimas cohortes estudiadas. Por otra parte, tanto para el caso del modelo de circunstancias completo y de movilidad intergeneracional, se observa un decrecimiento hacia las cohortes en el entorno de 1970 y un aumento desde allí. Estos resultados sugieren que la importancia del contexto familiar y barrial en los resultados educativos de los uruguayos en el largo plazo estaba descendiendo, pero en las últimas cohortes estudiadas se produjo un aumento.

El análisis precedente arroja una visión más amplia sobre el rol de los contextos familiares y barriales en el *iceberg* de la movilidad intergeneracional edu-

cativa para el caso de Uruguay¹². La "punta del *iceberg*" de dicho fenómeno, la movilidad intergeneracional educativa capturada por la correlación entre la educación de padres e hijos explica una parte importante, aunque relativamente pequeña del traspaso intergeneracional educativo en Uruguay. Estas estimaciones posicionan a Uruguay en niveles de mayor movilidad frente a la región, pero todavía lejos de otros países de renta alta y con mejores niveles de distribución del ingreso.

Figura 7. Varianza explicada de los años de educación según cohortes



Nota. Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone de los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cuando se mira en mayor profundidad, el tamaño del *iceberg* comienza a ensancharse. De esta forma, al tomar en consideración otras variables observables fuera del control de los individuos, la parte sobre la desigualdad en los resultados educativos explicada por dichas variables es aún mayor que la que explican únicamente la educación de los padres. Estos resultados devuelven una imagen de Uruguay menos móvil educativamente. Esto es así tanto res-

12 La metáfora de la movilidad intergeneracional como un "iceberg" que puede ser analizado en varios niveles ha sido planteada en varias oportunidades por Björklund en conferencias y simposios con base en el trabajo Björklund y Jäntti (2020).

pecto a otros estudios similares que solamente utilizan la educación de los padres como variable explicativa, como incluso respecto a aquellos que utilizan más circunstancias, pero con un set más restringido (de observaciones y de variables).

Finalmente, en mayor profundidad, con el agua menos clara, la medida de correlación entre hermanos muestra la magnitud aún mayor de la influencia de los contextos familiares y barriales (observables y no observables) en la transmisión intergeneracional educativa. El conjunto de características capturadas por esta medida, que es un piso de lo compartido por hermanos, nos da una visión más restringida de las posibilidades de moldear los propios resultados educativos de los uruguayos. A su vez, esta medida resulta similar a países desarrollados y tradicionalmente considerados más inmóviles como los Estados Unidos, y alcanza a explicar casi dos tercios de la varianza de los años de educación.

E. Análisis de robustez

En primer lugar, en relación al primer abordaje empírico, se volvieron a estimar los modelos de movilidad intergeneracional para otras especificaciones (véase anexo 6). En el cuadro A16 se aprecia que al agregar no linealidades a los años de educación de los padres no se observan cambios sustanciales de los parámetros de movilidad, y que los coeficientes asociados al cuadrado de los años de educación de madre y padre resultaron no significativos.

En segundo lugar, se estimaron nuevamente los parámetros de movilidad entre padres e hijos y el modelo de circunstancias innatas, de redes y de padres, para las especificaciones de cohortes solapadas utilizadas en la sección de hermanos (en lugar de las cohortes cada cinco años no solapadas utilizadas en el cuerpo del presente trabajo). Los resultados, presentados en las figuras A6 y A7, tampoco muestran diferencias en las tendencias observadas.

Finalmente, si bien las cohortes para el análisis de hermanos se construyeron siguiendo las aproximaciones estándar de la literatura, estas pueden resultar un tanto arbitrarias. Por esta razón, se reestimaron los modelos para otras especificaciones de las mismas. En primer lugar, se agruparon las cohortes de nacimiento para hermanos en intervalos solapados, pero para hermanos espaciados con un máximo de cinco y nueve años, en vez de siete años como las

utilizadas en el cuerpo del presente trabajo. Los resultados que se aprecian en la figura A8, dan cuenta de ciertas diferencias, pero sin mayores cambios en las tendencias descritas para la especificación original. En particular, resulta interesante señalar que en el caso de la especificación de cohortes solapadas de cinco años, el patrón temporal parece ser el que más se asemeja a lo observado en las especificaciones de los modelos de padres y circunstancias para cohortes no solapadas.

V. Conclusiones y posibles extensiones

Este trabajo se centró en la identificación de la influencia del contexto familiar y barrial en los resultados educativos medidos a través de los años de educación formal de las personas uruguayas nacidas entre 1955 y 1989, utilizando las dos olas de la ELPS. Para estudiar este fenómeno se utilizaron de forma complementaria tres aproximaciones empíricas que capturan diferentes componentes. Este abordaje permitió obtener una visión más profunda sobre la influencia del contexto familiar y barrial en la determinación de los resultados educativos de las nuevas generaciones en Uruguay, complementando las visiones tradicionales centradas en la influencia de los años educativos de los padres.

El primer abordaje que se utilizó como modelo inicial de referencia, arrojó que el porcentaje de la varianza explicada por la educación del padre o la madre se encuentra en el entorno del 30 %. Este resultado constituye un valor relativamente bajo para la región latinoamericana, pero alto en comparación con las sociedades más móviles de Europa. Si bien existen otros trabajos que estudian la movilidad intergeneracional educativa en Uruguay, el presente estudio muestra que dicha influencia permite explicar únicamente una fracción relativamente limitada de la desigualdad educativa medida a través de la varianza de los años de educación.

La inclusión de un conjunto más amplio de circunstancias observables fuera del control de los individuos, como su lugar de origen, ascendencia étnica, sexo, discapacidades innatas o congénitas, entre otras, permite ampliar el poder explicativo sobre la desigualdad de los resultados educativos. Esto brinda un panorama más completo sobre la influencia del contexto familiar y barrial, dado que las circunstancias observables logran explicar valores levemente inferiores al 40 % de la varianza de los resultados educativos. En este caso, el

resultado puede identificarse directamente desde el enfoque de igualdad de oportunidades, aunque el modelo resulta incompleto al captar el conjunto de circunstancias que enfrentan los individuos y que son inobservables. Los resultados se encuentran levemente por encima de estimaciones anteriores para Uruguay, pero en niveles relativamente bajos en la región latinoamericana.

El tercero y último enfoque consistió en estudiar la correlación entre hermanos y constituye una novedad de este trabajo no explorada anteriormente para Uruguay. Los resultados obtenidos sugieren que más del 60 % de la varianza de los resultados educativos se explica por factores observables y no observables del entorno familiar y barrial compartidos por los hermanos. Este valor resulta similar para países como Estados Unidos o Alemania. Esta es una medida comprehensiva, aunque suele considerarse una cota inferior de la influencia del contexto familiar y barrial en los resultados.

La mirada conjunta de estos enfoques permite observar que los contextos familiares y barriales juegan un papel muy relevante en la desigualdad educativa observada en Uruguay. Adicionalmente, el estudio por cohortes evidencia que dicha importancia ha venido creciendo y de forma consistente, aunque con diferencias no estadísticamente significativas en muchos casos, bajo cualquiera de las tres aproximaciones. Sin embargo, no se encontraron diferencias relevantes entre hombres y mujeres.

Como línea de investigación futura, resultaría de interés particular seguir explotando los resultados de la correlación entre hermanos, trabajando sobre la obtención de parámetros específicos que identifiquen efectos concretos a partir de su inclusión como efectos fijos (sexo, origen territorial, entre otros). Asimismo, nuevas olas de la ELPS permitirán la inclusión de cohortes más actuales y, eventualmente, la identificación de efectos causales de fenómenos sociales y políticas públicas. Esto resulta ciertamente interesante debido a que las edades de culminación de estudios por parte de la población permiten únicamente observar directamente los resultados de una película cuya última escena pertenece a un pasado relativamente lejano. En el caso de este trabajo, corresponde a las generaciones que cursaron sus estudios secundarios previo al período de fuerte crecimiento económico y de mejoras redistributivas observados en los primeros lustros del siglo XXI en Uruguay.

Fuentes de financiación

Este artículo no contó con una fuente de financiamiento específico, aunque fue realizado mientras me encontraba becado por el programa Chevening del gobierno de Reino Unido cursando una maestría en Políticas Públicas en la Universidad de Oxford.

Agradecimientos

El autor agradece a la Universidad de la República (Uruguay). Sinceras gracias por sus valiosos comentarios a Rodrigo Ceni, Christian Daude, Martín Leites, Cecilia Parada, Martina Querejeta y Gonzalo Salas. Asimismo, agradece los enriquecedores comentarios realizados por quienes revisaron de manera anónima este artículo y al editor de la revista *Desarrollo y Sociedad* doctor Jorge H. Maldonado.

Referencias

1. Aaberge, R., Björklund, A., Jäntti, M., Palme, M., Pedersen, P. J., Smith, N., & Wennemo, T. (2002). Income inequality and income mobility in the Scandinavian countries compared to the United States. *Review of Income and Wealth*, 48(4), 443-469. <https://doi.org/10.1111/1475-4991.00063>
2. Arim, R., De Rosa, M., & Vigorito, A. (2014). *Labor income inequality and educational attainment in Uruguay. A cohort analysis* (Documento de Trabajo). IECON.
3. Arneson, R. J. (1989). Equality and equal opportunity for welfare. *Philosophical Studies: An International Journal for Philosophy in the Analytic Tradition*, 56(1), 77-93. <https://doi.org/10.1007/BF00646210>
4. Becker, G., & Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, 1153-1189. <http://www.jstor.org/stable/1833328>.

5. Behrman, J., Birdsall, N., & Székely, M. (1998). *Intergenerational mobility in Latin America: Deeper markets and better schools make a difference*. *WDR on Poverty and Development*. Inter-American Development Bank, Office of the Chief Economist, Mimeo.
6. Bellomo, F. (2018). Una aproximación a la movilidad educativa y la cotización a la seguridad social. Análisis utilizando datos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social 2012-2013 Uruguay. En A. G. BPS, *Comentarios de Seguridad Social*, 59, 29-64. https://www.researchgate.net/publication/353170727_Aproximacion_descriptiva_a_la_movilidad_educativa_en
7. Berman, Y. (2017). *Understanding the mechanical relationship between inequality and intergenerational mobility*. <https://ssrn.com/abstract=2796563>
8. Björklund, A., & Jäntti, M. (2020). *Intergenerational mobility, intergenerational effects, sibling correlations, and equality of opportunity: A comparison of four approaches*. *Research in Social Stratification and Mobility*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0276562419301544>
9. Björklund, A., & Salvanes, K. (2010). *Education and family background: Mechanisms and policies*. IZA DP No. 5002.
10. Björklund, A., Jäntti, M., & Lindquist, M. J. (2007). Family background and income during the rise of the welfare state: Brother correlations in income for Swedish Men Born 1932-1968. *IZA DP(3000)*. https://conference.iza.org/conference_files/InTrSS2007/59.pdf
11. Björklund, A., Lindahl, L., & Lindquist, M. (2008). *What more than parental income? An exploration of what Swedish siblings get from their parents*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1278936
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2010). *Recent developments in intergenerational mobility* (Working Paper 15889). NBER. <https://doi.10.3386/w15889>
12. Boado, M. (2008). *La movilidad social en el Uruguay contemporáneo*. https://www.researchgate.net/publication/265047422_LA_MOVILIDAD_SOCIAL_EN_EL_URUGUAY_CONTEMPORANEO

13. Bredtmann, J., & Smith, N. (2016). Inequalities in educational outcomes: How important is the family? *IZA DP*(10286). <https://www.iza.org/en/publications/dp/10286/inequalities-in-educational-outcomes-how-important-is-the-family>
14. Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S., & Sánchez, R. (2007). *E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina* (Documento de Trabajo No. 62). <https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=https%3A%2F%2Frevistas.unlp.edu.ar%2FEconomica%2Farticle%2Fview%2F5492%2F4498;h=repec:akh:journl:562>
15. Dahan, M., & Gaviria, A. (1999). Sibling correlations and social mobility in Latin America. *Inter-American Development Bank*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=192588
16. Daude, C. (2011). *Ascendance by descendants? On intergenerational education mobility in Latin America* (Working Paper No. 297). OCDE. https://www.academia.edu/67339111/Ascendance_by_Descendants_On_Intergenerational_Education_Mobility_in_Latin_America
17. Daude, C., & Robano, V. (2015). On intergenerational (im) mobility in Latin America. *Latin American Economic Review*, 24(1), 1-29. <https://doi.10.1007/s40503-015-0030-x>.
18. Emran, M. S., & Shilpi, F. (2017). *Estimating intergenerational mobility with incomplete data: Coresidency and truncation bias in rank-based relative and absolute mobility measures*. World Bank - Development Research Group (DECRG). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3015532
19. Emran, S., & Shilpi, F. (2019). *Economic approach to intergenerational mobility*. ONU-WIDER. <https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/Publications/Working-paper/PDF/wp-2019-98.pdf>
20. Fields, G., & Ok, E. (1999). The measurement of income mobility: An introduction to the literature. En E. J. Silver, *Handbook on income inequality measurement* (pp. 557-596). Kluwer Academic Publishers. https://doi:10.1007/978-94-011-4413-1_20

21. Filgueira, C., & Rama, G. (1991). *Los jóvenes en Uruguay: esos desconocidos*. CEPAL. <http://hdl.handle.net/11362/28717>
22. Garcés Velástegui, P. (2° semestre de 2018). Realismo sobre parsimonia: por qué indicadores no monetarios abordan la movilidad intergeneracional mejor que los monetarios. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 145-170. <https://doi.org/10.13043/dys.81.4>.
23. Goldberger, A. (1989). Economics and mechanical models of intergenerational transmission. *The American Economic Review*, 79(3), 504-513. <https://www.jstor.org/stable/1806859>
24. González, C., & Sanromán, G. (2010). Movilidad intergeneracional y raza en Uruguay. *Documento No. 13/10*. Microsoft Word - DT1310.doc (udelar.edu.uy)
25. Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N., & Verashchagina, A. (2007). The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2) (Advances), Article 10. <https://doi:10.2202/1935-1682.1775>
26. Jiménez, M., & Jiménez, M. (2019). Intergenerational educational mobility in Latin America. *Cuadernos de Economía*, 38(76), 289-329. 2248-4337-ceco-38-76-289.pdf (scielo.org.co)
27. Krueger, A. (2012). *The rise and consequences of inequality in the United States*. https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/krueger_cap_speech_final_remarks.pdf
28. Menese, P. (2017). Matriz de bienestar, escolarización formal y la movilidad social intergeneracional del Uruguay contemporáneo. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 15(4), 127-140. <https://doi.org/10.15366/reice2017.15.4.007>
29. Menese, P., & Cardozo, S. (2019). Tendencias en la desigualdad de oportunidades educativas en Uruguay. *Estudios Sociológicos XXXVII*, 99-132. <https://doi.org/10.24201/es.2019v37n109.1660>

30. Mogstad, M., & Torsvik, G. (2021). *Family background, neighborhoods and intergenerational mobility*. NBER. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3856855
31. Morgan, S. (2006). Mobility and inequality: Frontiers of research in sociology and economics. En S. Morgan, D. Grusky, & G. Fields, *Mobility and inequality: frontiers of research in sociology and economics* (pp. 3-23). Stanford University Press. https://www.researchgate.net/publication/281453274_Mobility_and_Inequality_Frontiers_of_Research_in_Sociology_and_Economics
32. Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocaru, A., Lakner, C., Redaelli, S., Mahler, D. G., & Thewissen, S. (2018). *Fair progress?: Economic mobility across generations around the world*. Banco Mundial. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/28428/211210ov.pdf>
33. Neidhöfer, G. (2018). *Intergenerational mobility and the rise and fall of inequality: Lessons from Latin America*. ZEW Centre for European Economic Research. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3289097
34. Neidhöfer, G., Serrano, J., & Gasparini, L. (2017). *Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database*. CEDLAS. https://www.researchgate.net/publication/318876640_Educational_Inequality_and_Intergenerational_Mobility_in_Latin_America_A_New_Database
35. Piketty, T. (2000). Theories of persistent inequality and intergenerational mobility. En Atkinson, & Bourguignon, *Handbook of Income Distribution*, 1, 429-476. North-Holland.
36. Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Harvard University Press. https://www.academia.edu/30312001/John_Rawls_A_Theory_of_Justice
37. Roemer, J. (1993). A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. *Philosophy & Public Affairs*, 22(2), 144-166. <http://www.jstor.org/stable/2265444>

38. Roemer, J. (1998). *Equality of opportunity*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.4159/9780674042872>
39. Roemer, J., & Trannoy, A. (2013). Equality of opportunity. En A. Atkinson, & F. Bourguignon, *Handbook of Income Distribution* (pp. 217-300). Elsevier. <https://doi.org/10.1257/JEL.20151206>
40. Sapelli, C., & Burkstein, D. (2011). El estancamiento de la inversión en capital humano en Uruguay, un análisis de cohortes. *Revista de Economía*, (18), 111-152.
41. Solon, G. (1999). Intergenerational mobility in the labor market. En O. Ashenfelter, & D. Card, *Handbook of Labor Economics* (pp. 1761-1800). Elsevier. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1573446399030102>
42. Solon, G. (2004). A model of intergenerational mobility variation over time and place. En M. Corak, *Generational mobility in North America and Europe* (pp. 38-48). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511492549.003>
43. Torche, F. (2015). Intergenerational mobility and equality of opportunity. *European Journal of Sociology*, 56(3), 343-371. <https://www.jstor.org/stable/26573215>
44. Torche, F. (2019). *Educational mobility in developing countries*. WIDER Working Paper 2019/88. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/724-8>
45. Urraburu, J. (2019). *Movilidad educativa y ocupacional intergeneracional en Uruguay* [Tesis de maestría en Economía Internacional, FCS-UDELAR].
46. Van de Gaer, D. (1993). *Equality of opportunity and investment in human capital* [Ph. D. Thesis, Leuven, Faculteit der Economische].
47. Van de Gaer, D., Schokkaert, E., & Martinez, M. (2003). Three meanings of intergenerational mobility. *Económica*, 68(272), 519-538. <https://doi.org/10.1111/1468-0335.d01-15>

Anexos

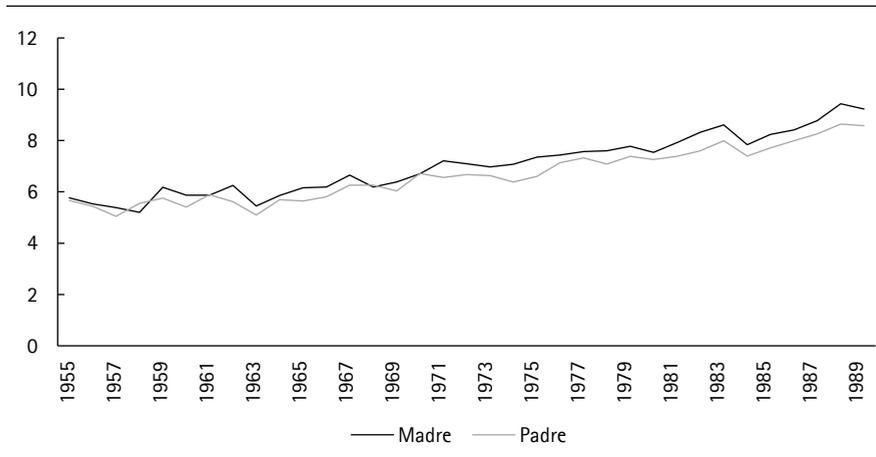
Anexo 1. Estadísticos descriptivos de años de educación

Cuadro A1. Estadísticos seleccionados de variables de años de educación

Variable	Obs.	Media	Desvío	Mín.	Máx.
Años de educación (ola 1)	7176	9.85	3.88	0	22
Años de educación (ola 1 y 2)	7175	9.90	3.96	0	22
Años de educación (ola 1 y 2) sin <i>missing</i> madre	6477	10.04	3.98	0	22
Años de educación (ola 1 y 2) sin <i>missing</i> padre	6012	10.17	3.99	0	22
Años de educación madre	6478	6.74	3.87	0	20
Años de educación padre	6013	6.40	4.08	0	21
Años de educación de hermanos	13 390	10.27	3.99	0	22

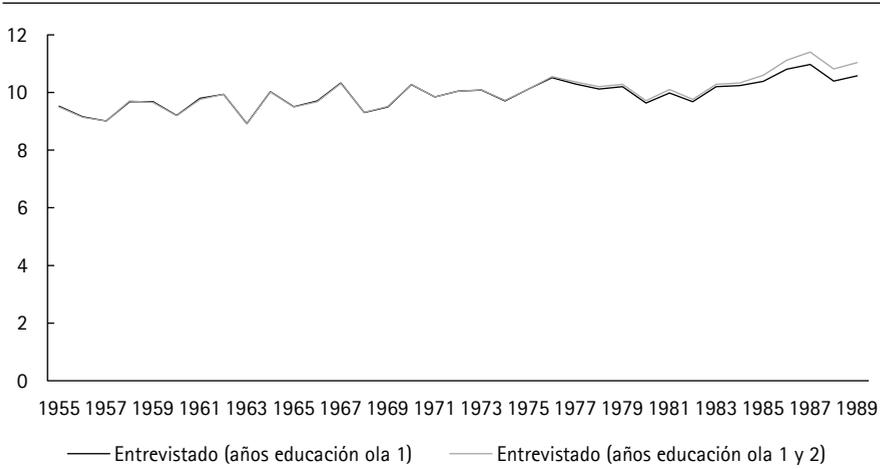
Nota. Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A1. Años de educación promedio de madre y padre según cohortes



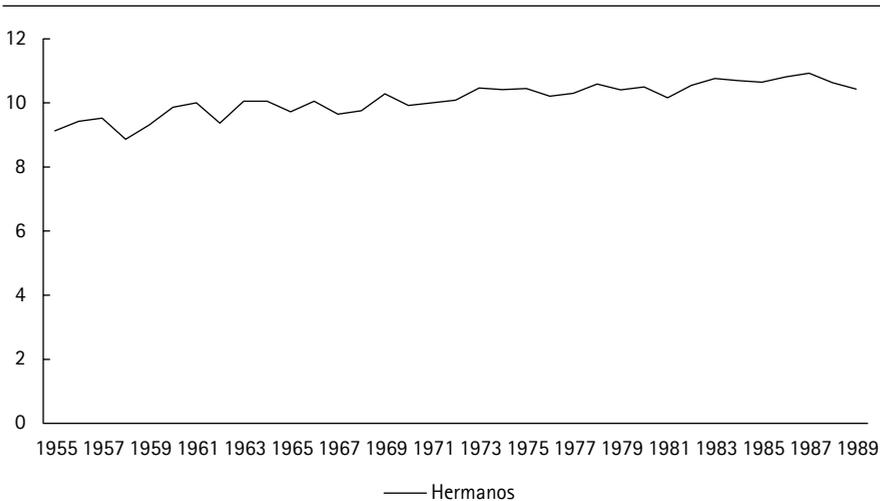
Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A2. Años de educación promedio en ola 1 y ola 2 según cohortes



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A3. Años de educación promedio de los hermanos según cohortes



Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Anexo 2. Construcción de las variables de circunstancias y descriptivos básicos

Circunstancias innatas

Cuadro A2. Circunstancias innatas según cohortes

Cohortes/Variable	Porcentaje ascendencia afro	Porcentaje de mujeres	Porcentaje discapacidad
1985-1989	11.7	51.1	0.8
1980-1984	13.4	51.2	1.6
1975-1979	12.2	54.0	1.3
1970-1974	11.3	49.3	1.2
1965-1969	11.0	48.5	1.2
1960-1964	10.4	54.2	0.7
1955-1959	11.1	49.7	0.7
Total	11.7	51.2	0.8

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 de la que se tiene información sobre cada variable seleccionada. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Circunstancias de redes

Cuadro A3. Distribución por departamento de origen según cohortes

Dpto/Coh	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	Total
Montevideo	37.3	35.3	36.5	38.6	39.8	37.9	43.6	38.5
Artigas	3.9	3.2	3.0	2.7	2.7	1.6	3.1	2.9
Canelones	10.0	9.1	10.0	11.8	12.7	14.1	11.4	11.3
Cerro Largo	3.3	3.3	3.0	2.5	3.2	2.9	1.8	2.8
Colonia	4.6	3.5	3.9	4.7	3.7	4.7	3.2	4.0
Durazno	2.8	2.2	2.2	2.4	2.1	1.4	1.8	2.1
Flores	0.6	1.0	1.2	0.8	1.3	0.9	0.8	1.0
Florida	2.3	1.9	2.6	3.2	1.6	2.8	2.3	2.4
Lavalleja	3.5	4.1	2.7	1.6	1.6	1.9	1.4	2.4
Maldonado	1.8	2.9	3.6	3.5	2.2	3.3	3.5	3.0
Paysandú	4.1	3.3	3.7	3.9	4.7	3.9	3.1	3.8
Río Negro	1.4	2.0	1.4	2.2	1.6	2.7	2.0	1.9
Rivera	3.0	5.6	4.3	3.1	2.5	2.8	4.2	3.6
Rocha	1.6	2.8	3.0	1.9	2.4	2.5	1.4	2.2
Salto	4.6	6.0	6.0	5.2	4.5	3.8	4.8	5.0

(Continúa)

Dpto/Coh	1955- 1959	1960- 1964	1965- 1969	1970- 1974	1975- 1979	1980- 1984	1985- 1989	Total
San José	2.9	1.7	2.0	3.8	3.8	2.6	2.7	2.8
Soriano	3.8	3.7	3.3	3.1	2.8	2.7	2.0	3.0
Tacuarembó	4.8	5.4	4.6	3.2	3.4	3.6	3.5	4.0
Treinta y Tres	2.4	2.1	2.3	1.2	1.5	1.9	1.5	1.8
Extranjero	1.2	1.0	0.9	0.8	2.0	2.1	2.0	1.4
Total	100	100	100	100	100	100	100	100

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 de la que se tiene información sobre departamento de origen. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

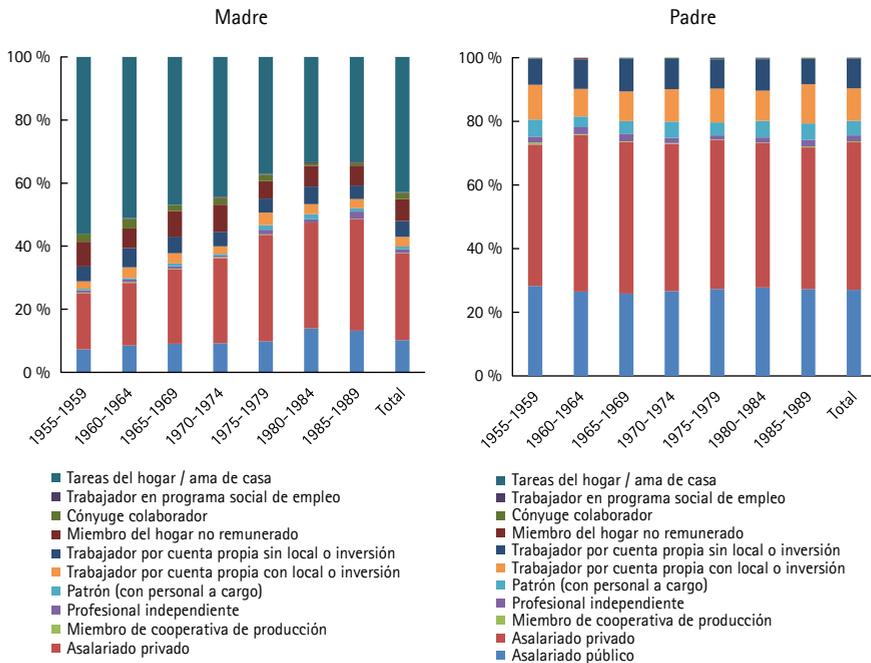
Cuadro A4. Porcentaje de entrevistados que consiguen su primer trabajo por redes

Cohorte/Primer empleo	No	Sí	Total
1985-1989	54.3	45.7	100.00
1980-1984	52.5	47.5	100.00
1975-1979	54.7	45.3	100.00
1970-1974	54.5	45.5	100.00
1965-1969	58.2	41.8	100.00
1960-1964	56.9	43.1	100.00
1955-1959	56.5	43.5	100.00
Total	55.4	44.6	100.00

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 de la que se tiene información sobre forma de obtener primer empleo. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

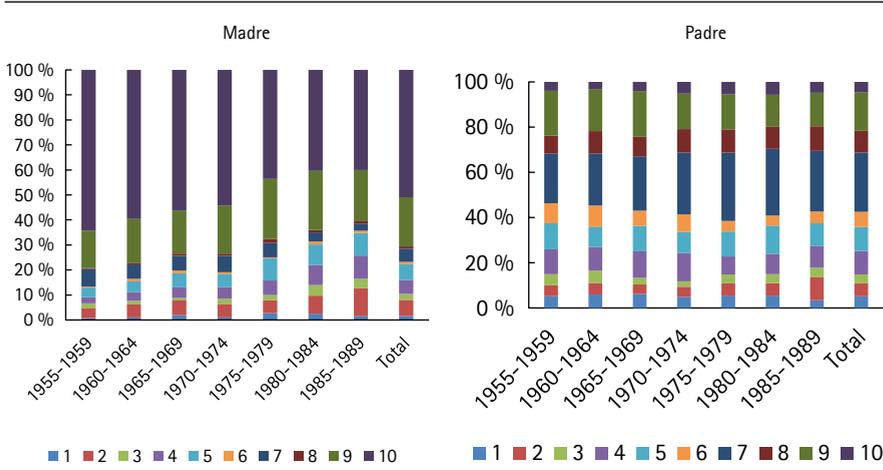
Circunstancias de origen de los padres

Figura A4. Categorías ocupacionales de madre y padre del entrevistado según cohortes



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la categoría ocupacional de sus padres. Fuente: elaboración propia con base en ELPs olas 1 y 2.

Figura A5. Ocupaciones de madre y padre del entrevistado según cohortes



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la ocupación principal de sus padres. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Anexo 3. Resultados de las regresiones de movilidad intergeneracional educativa

Generales

Cuadro A5. Regresión de años de educación del entrevistado (todas las cohortes 1955-1989)

	Modelo padre	Modelo madre
Años de educación padre	0.516*** (0.0120)	
Años de educación madre		0.549*** (0.0119)
Constante	6.837*** (0.0863)	6.315*** (0.0882)
Observaciones	6,200	6,675
R-cuadrado	0.286	0.292

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cohortes

Cuadro A6. Regresión (padre) de años de educación del entrevistado según cohortes

	1955– 1959	1960– 1964	1965– 1969	1970– 1974	1975– 1979	1980– 1984	1985– 1989
Años de educación padre	0.537*** (0.0351)	0.548*** (0.0322)	0.514*** (0.0347)	0.481*** (0.0349)	0.484*** (0.0273)	0.513*** (0.0337)	0.540*** (0.0313)
Constante	6.719*** (0.202)	6.796*** (0.208)	6.829*** (0.222)	7.099*** (0.235)	7.107*** (0.207)	6.417*** (0.275)	6.872*** (0.293)
Observaciones.	927	903	859	890	983	902	736
R-cuadrado	0.299	0.293	0.256	0.240	0.270	0.258	0.323

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cuadro A7. Regresión (madre) de años de educación del entrevistado según cohortes

	1955– 1959	1960– 1964	1965– 1969	1970– 1974	1975– 1979	1980– 1984	1985– 1989
Años de educación madre	0.569*** (0.0349)	0.584*** (0.0337)	0.535*** (0.0328)	0.508*** (0.0301)	0.552*** (0.0288)	0.564*** (0.0353)	0.603*** (0.0320)
Constante	6.445*** (0.205)	6.368*** (0.212)	6.394*** (0.223)	6.611*** (0.221)	6.338*** (0.234)	5.661*** (0.285)	5.877*** (0.295)
Observaciones.	980	953	920	987	1,065	977	793
R-cuadrado	0.287	0.300	0.263	0.242	0.274	0.287	0.347

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Sexo

Cuadro A8. Regresión educación según sexo

	Hombres		Mujeres	
Años de educación padre	0.513*** (0.0154)		0.530*** (0.0139)	
Años de educación madre	0.528*** (0.0157)		0.578*** (0.0140)	
Constante	6.427*** (0.124)		7.163*** (0.107)	
Observaciones	2,550		3,650	
R-cuadrado	0.303		0.300	

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Anexo 4. Resultados regresiones de modelo de igualdad de oportunidades

General

Cuadro A9. Regresión de modelo de igualdad de oportunidades (todas las cohortes 1955-1989)

	Modelo solo circunstancias innatas	Modelo circunstancias innatas más redes	Modelo circunstancias innatas, redes y padres
Años de educación madre			0.247*** (0.0121)
Años de educación padre			0.227*** (0.0114)
Constante	9.443*** (0.0503)	11.04*** (0.0718)	8.201*** (0.363)
R-cuadrado	0.015	0.085	0.396

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. La categoría omitida de departamento corresponde a Montevideo, la de categoría ocupacional de padre y madre a "Asalariado público", la de Proxy redes a quienes no consiguieron su primer trabajo a través de redes de amigos o conocidos, y la de oficio al "Código de oficio 1". Los oficios fueron agrupados según el primer dígito del clasificador CIUO-08: 1- Directores y gerentes, 2- Profesionales científicos e intelectuales, 3- Técnicos y profesionales de nivel medio, 4- Personal de apoyo administrativo, 5- Trabajadores de los servicios y vendedores de comercios y mercados, 6- Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios, forestales y pesqueros, 7- Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios, 8- Operadores de instalaciones y máquinas y ensambladores, 9- Ocupaciones elementales, 10- Ocupaciones militares. Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cohortes

Cuadro A10. Regresión de modelo de igualdad de oportunidades (innatas, innatas más redes) según cohortes

	Modelo solo circunstancias innatas					Modelos circunstancias innatas más redes								
	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989
Observaciones	1,122	1,066	1,011	1,074	1,178	1,075	877	1,122	1,065	1,011	1,074	1,178	1,073	876
R-cuadrado	0.008	0.013	0.017	0.024	0.038	0.051	0.026	0.142	0.150	0.112	0.104	0.113	0.136	0.090

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Estimaciones completas a disposición. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cuadro A11. Regresión de modelo de igualdad de oportunidades (circunstancias innatas, redes y padres) según cohortes

	Modelo circunstancias innatas, redes y padres						
	1955- 1959	1960- 1964	1965- 1969	1970- 1974	1975- 1979	1980- 1984	1985- 1989
Años de educación madre	0.349*** (0.0460)	0.227*** (0.0442)	0.237*** (0.0463)	0.190*** (0.0447)	0.205*** (0.0395)	0.256*** (0.0444)	0.260*** (0.0487)
Años de educación padre	0.218*** (0.0440)	0.307*** (0.0415)	0.184*** (0.0421)	0.284*** (0.0401)	0.215*** (0.0369)	0.234*** (0.0377)	0.263*** (0.0424)
Observaciones	852	841	794	834	900	819	667
R-cuadrado	0.451	0.469	0.454	0.402	0.484	0.510	0.531

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. La categoría omitida de departamento corresponde a Montevideo, la de categoría ocupacional de padre y madre a "Asalariado público", la de Proxy redes a quienes no consiguieron su primer trabajo a través de redes de amigos o conocidos, y la de oficio al "Código de oficio 1". Los oficios fueron agrupados según primer dígito del clasificador CIU0-08: 1- Directores y gerentes, 2- Profesionales científicos e intelectuales, 3- Técnicos y profesionales de nivel medio, 4- Personal de apoyo administrativo, 5- Trabajadores de los servicios y vendedores de comercios y mercados, 6- Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios, forestales y pesqueros, 7- Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios, 8- Operadores de instalaciones y máquinas y ensambladores, 9- Ocupaciones elementales, 10- Ocupaciones militares. Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Estimaciones completas a disposición. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Sexo

Cuadro A12. Regresión de modelo de igualdad de oportunidades (circunstancias innatas, e innatas más redes) según sexo

	Hombres	Mujeres
Años de educación madre	0.213*** (0.0186)	0.276*** (0.0159)
Años de educación padre	0.235*** (0.0176)	0.223*** (0.0150)
Constante	7.882*** (0.540)	9.247*** (0.491)
Observaciones	4,166	6,131
R-cuadrado	0.412	0.392

Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. La categoría omitida de departamento corresponde a Montevideo, la de categoría ocupacional de padre y madre a "Asalariado público", la de Proxy redes a quienes no consiguieron su primer trabajo a través de redes de amigos o conocidos, y la de oficio al "Código de oficio 1". Los oficios fueron agrupados según primer dígito del clasificador CIU0-08: 1- Directores y gerentes, 2- Profesionales científicos e intelectuales, 3- Técnicos y profesionales de nivel medio, 4- Personal de apoyo administrativo, 5- Trabajadores de los servicios y vendedores de comercios y mercados, 6- Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios, forestales y pesqueros, 7- Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios, 8- Operadores de instalaciones y máquinas y ensambladores, 9- Ocupaciones elementales, 10- Ocupaciones militares. Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Estimaciones completas a disposición. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Anexo 5. Resultados regresiones de modelo de correlación entre hermanos

General

Cuadro A13. Regresión modelo de correlación entre hermanos (todas las cohortes 1955-1989)

	Parámetros efectos aleatorios		
	Años de educación de hermanos	Ln desvío estándar (constante)	Ln desvío estándar (error)
Constante	10.72*** (0.0481)	1.146*** (0.0124)	0.880*** (0.00787)
Observaciones	13,553		
Número de familias	5,623		
Rho	0.630		

Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Cohortes

Cuadro A14. Regresión modelo de correlación entre hermanos según cohortes

		Número		
		Observaciones	de familias	Rho
1955-1961	Años de educación de hermanos	9.676***	(0.136)	
	Ln desvío estándar (constante)	1.188***	(0.0368)	1,237
	Ln desvío estándar (error)	0.819***	(0.0331)	788
1958-1964	Años de educación de hermanos	9.891***	(0.120)	
	Ln desvío estándar (constante)	1.199***	(0.0314)	1,586
	Ln desvío estándar (error)	0.824***	(0.0299)	1,035
1961-1967	Años de educación de hermanos	10.14***	(0.109)	
	Ln desvío estándar (constante)	1.221***	(0.0271)	2,047
	Ln desvío estándar (error)	0.820***	(0.0253)	1,288
1964-1970	Años de educación de hermanos	10.25***	(0.0989)	
	Ln desvío estándar (constante)	1.226***	(0.0247)	2,445
	Ln desvío estándar (error)	0.810***	(0.0237)	1,574
1967-1973	Años de educación de hermanos	10.36***	(0.0896)	
	Ln desvío estándar (constante)	1.193***	(0.0231)	2,835
	Ln desvío estándar (error)	0.811***	(0.0218)	1,829

(Continúa)

			Observaciones	Número de familias	Rho
	Años de educación de hermanos	10.52*** (0.0828)			
1970-1976	Ln desvío estándar (constante)	1.187*** (0.0218)	3,251	2,117	0.684
	Ln desvío estándar (error)	0.802*** (0.0208)			
	Años de educación de hermanos	10.63*** (0.0785)			
1973-1979	Ln desvío estándar (constante)	1.170*** (0.0211)	3,515	2,323	0.668
	Ln desvío estándar (error)	0.822*** (0.0200)			
	Años de educación de hermanos	10.59*** (0.0765)			
1976-1982	Ln desvío estándar (constante)	1.152*** (0.0217)	3,577	2,442	0.645
	Ln desvío estándar (error)	0.853*** (0.0205)			
	Años de educación de hermanos	10.72*** (0.0775)			
1979-1985	Ln desvío estándar (constante)	1.164*** (0.0220)	3,519	2,439	0.647
	Ln desvío estándar (error)	0.861*** (0.0211)			
	Años de educación de hermanos	10.86*** (0.0757)			
1982-1988	Ln desvío estándar (constante)	1.147*** (0.0214)	3,453	2,429	0.662
	Ln desvío estándar (error)	0.810*** (0.0214)			

Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Sexo

Cuadro A15. Regresión modelo de correlación entre hermanos según sexo

Variables	Hombre			Mujer		
	Años de educación de hermanos	Ln desvío estándar (constante)	Ln desvío estándar (constante)	Años de educación de hermanos	Ln desvío estándar (constante)	Ln desvío estándar (constante)
Constante	10.15*** (0.0571)	1.145*** (0.0157)	0.885*** (0.0134)	11.09*** (0.0603)	1.199*** (0.0155)	0.831*** (0.0137)
Observaciones	6,882			6,670		
Número de familias	4,182			4,084		
Rho	0.658			0.676		

Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

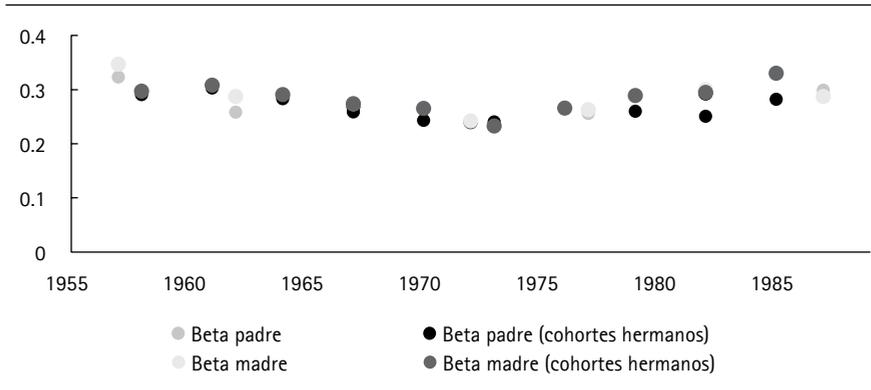
Anexo 6. Robustez

Cuadro A16. Regresión (madre y padre con no linealidades) de años de educación del entrevistado (todas las cohortes 1955-1989)

Modelo madre		Modelo padre	
Años de educación madre	0.539*** (0.0230)	Años de educación padre	0.511*** (0.0220)
Años de educación madre al cuadrado	-0.00118 (0.00135)	Años de educación padre al cuadrado	-0.000832 (0.00127)
Constante	6.068*** (0.0859)	Constante	6.480*** (0.0817)
Observaciones	12,145	Observaciones	11,279
R-cuadrado	0.283	R-cuadrado	0.278

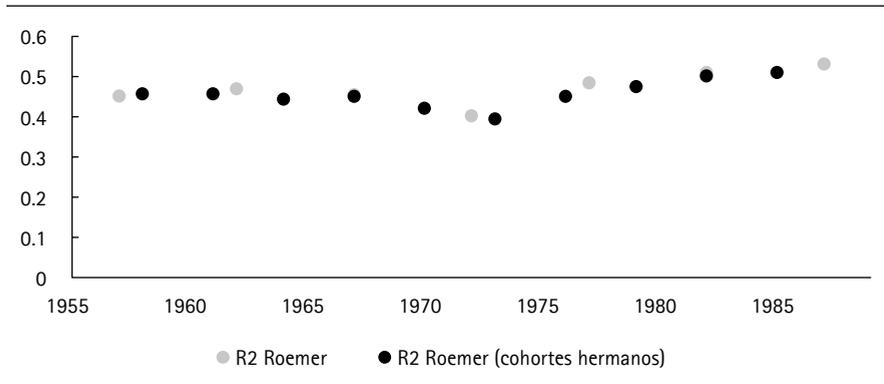
Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A6. Estimación del R-cuadrado del modelo de madre y padre según cohortes de 5 años y cohortes solapadas especificadas en el modelo de hermanos



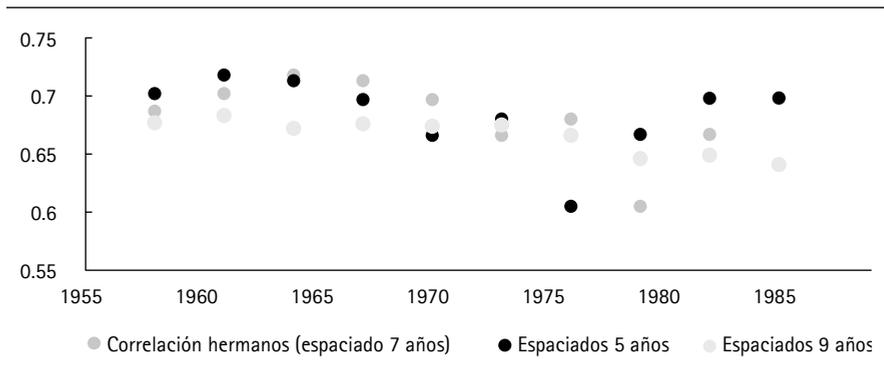
Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la ocupación principal de sus padres. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A7. Estimación del R-cuadrado del modelo de circunstancias innatas, redes y padres según cohortes de 5 años y cohortes solapadas especificadas en el modelo de hermanos



Nota. La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la ocupación principal de sus padres. Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

Figura A8. Porcentaje de varianza explicada por el modelo de hermanos según distintas especificaciones de cohortes de hermanos



Nota. La muestra se compone por los entrevistados en la ola 2 que declararon la educación de sus hijos (hermanos entre sí). Fuente: elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

