

La influencia del contexto en la transmisión educativa en Uruguay: tres aproximaciones empíricas

Santiago Soto Baracchini

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Investigación Estudiantil

Julio, 2020

DIE03/2020

ISSN: 2301-1963

(en línea)

Este documento resume los resultados de mi Tesis de Maestría en Economía de FCEA-Udelar. Agradezco a mi tutor Gonzalo Salas, a los docentes de Seminario de Tesis Cecilia Parada y Rodrigo Ceni, así como a los integrantes del tribunal Christian Daude y Martín Leites por sus enriquecedores comentarios. También agradezco especialmente a Martina, a mi hermana y a mis padres, que tal como se muestra en este mismo trabajo, explican una gran parte de los resultados obtenidos.

Forma de citación sugerida para este documento: Soto, S. (2020). “La influencia del contexto en la transmisión educativa en Uruguay: tres aproximaciones empíricas”. Serie Documentos de investigación estudiantil, DIE 03/2020. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

La influencia del contexto en la transmisión educativa en Uruguay: tres aproximaciones empíricas

Santiago Soto Baracchini *

Resumen

El presente trabajo analiza la influencia del contexto en los resultados educativos medidos a través de los años de educación formal para las cohortes nacidas entre 1955 y 1989 en Uruguay utilizando la Encuesta Longitudinal de Protección Social. Se analizan tres aproximaciones complementarias de modo de obtener una imagen más completa de dicha influencia. Se utiliza como medida de resumen de cada enfoque el porcentaje de la varianza de los años de educación explicado por cada modelo. Se encuentra que la educación del padre explica 28.6% y la de la madre el 29.2%. Si se considera un conjunto amplio de circunstancias observables desde un enfoque de igualdad de oportunidades a la Roemer dicho valor se estimó en 39.6%. A su vez, los contextos familiares y barriales compartidos por hermanos se estimaron en un 63% de la varianza de los años educativos. El estudio por cohortes evidencia que la importancia del contexto ha venido creciendo de forma consistente bajo cualquiera de las tres aproximaciones en las últimas cohortes estudiadas. No se encontraron diferencias relevantes en las estimaciones para hombres y mujeres por separado.

Palabras clave: Movilidad intergeneracional; Igualdad de oportunidades; Correlación entre hermanos; Educación.

Código JEL: J62, I21

Abstract

This study focuses on the influence of contexts on educational results (measured by the years of formal schooling) in Uruguay using the Longitudinal Survey of Social Protection for the cohorts born between 1955 and 1989. Three complementary approaches are used in order to get a clearer picture of these influences. The percentage of the variance in years of education explained by each model is used as a summary measure of each approach. The results show that father's education explains 28.6% and mother's 29.2%. When a broad set of observable circumstances is considered from an equality of opportunities approach, this value was estimated at 39.6%. The family and neighbourhood contexts shared by siblings were estimated at 63% of the variance of the schooling years. The analysis of subsequent cohorts shows that the importance of contexts has been growing consistently under any of the three approaches in the last cohorts studied. No relevant differences were found in the estimates for men and women separately.

Keywords: Intergenerational mobility; Equality of Opportunity; Sibling Correlation; Education

JEL Classification: J62, I2

(*) Correo electrónico: ss.santiagosoto@gmail.com

Introducción

El presente trabajo tiene como objetivo analizar la influencia del contexto en los logros educativos en Uruguay para las personas nacidas entre 1955 y 1989.

El concepto de igualdad de oportunidades constituye uno de los elementos centrales del análisis de movilidad. Esta perspectiva fue inicialmente planteada por Arneson (1989), y luego desarrollado en la literatura económica por Van de Gaer (1993) y Roemer (1998; 1993). Esta distingue entre “circunstancias” o elementos que no pueden ser controlados por los individuos, y “esfuerzo” o elecciones propias. Las desigualdades que provienen de las circunstancias serán consideradas no aceptables éticamente, mientras que las restantes serán tolerables. Los trabajos que abordan la temática de la movilidad no siempre vinculan explícitamente este enfoque. Sin embargo, el vínculo entre movilidad e igualdad de oportunidades ha sido abordado teóricamente (Van de Gaer, Schokkaert, & Martinez, 2003), y constituye el centro de interés de diversos estudios sobre movilidad (Torche, 2019).

La forma en que se aborda la movilidad en la teoría y en la práctica no resulta trivial. La movilidad ha sido definida como los cambios en el estatus de interés de un período a otro o de una generación a otra (Fields & Ok, 1999). De esta forma, se reconocen dos tipos de movilidad: una intrageneracional, que refiere a cambios a lo largo del ciclo de vida; y otra intergeneracional, que refiere a cambios desde padres a hijos. En el segundo caso, donde se supone que existe un proceso de transferencia de estatus entre contextos familiares e hijos (Becker & Tomes, 1979), suele plantearse como medida algún indicador de correlación entre la dimensión de interés (en general ingreso o nivel educativo) de padres e hijos.

Sin embargo, 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. Björklund & Jäntti (2020) plantean la importancia de articular enfoques que complementen y muestren en mayor profundidad la influencia del contexto en la transmisión intergeneracional educativa. Por ejemplo, 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 permiten ahondar en dicho análisis, incorporando nuevos elementos. Asimismo, 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 éstos.

El presente documento es un aporte en esta dirección de ampliar la mirada sobre la influencia del contexto en la transmisión intergeneracional educativa en Uruguay, al ser el primer trabajo realizado a partir de tres enfoques empíricos de forma simultánea y comparable. Para realizar dicho análisis se utilizan de forma novedosa las dos olas de la Encuesta Longitudinal de Protección Social de Uruguay, una base de datos que permite obtener información acerca de padres, hijos y también de hermanos, independientemente que cohabiten o no. Se parte de las estimaciones del modelo de movilidad intergeneracional educativa (similares los calculados por Urraburu (2019) y Bellomo (2018), para Uruguay pero adicionando algunas cohortes), que sirve como punto de partida y comparación para avanzar en el análisis. Esta complementación de miradas permite dimensionar la influencia de las circunstancias atribuibles a la educación de los padres, a circunstancias observables más generales (que incluyen los logros educativos de los padres), así como al conjunto de factores correspondientes a los entornos familiares y barriales (observables o no), y a la evolución de cada uno de estos en el tiempo.

El trabajo está organizado en cuatro capítulos. En el primer capítulo llamado fundamentos teóricos, se presentan los antecedentes y justificación, y el marco teórico que guió el presente trabajo. En el segundo capítulo, estrategia de análisis, se presenta la metodología y la base de datos utilizada. En tercer capítulo se presentan los principales resultados. Finalmente, en el último capítulo se presentan las conclusiones y posibles extensiones que se derivan de dichos resultados.

1. Fundamentos Teóricos

Antecedentes y justificación

Algunos hallazgos

A nivel internacional existe un amplio conjunto de estudios empíricos que analizan la movilidad intergeneracional educativa. Dentro de éstos, 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 acortando¹. Según los autores, en el mundo en desarrollo la movilidad absoluta ha dejado de crecer desde la década de 1960 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 de la mano de 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 contexto de mayor desigualdad del ingreso cuando jóvenes muestran mayor movilidad intergeneracional educativa y viceversa.

Otros 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 (Dahan & Gaviria, 1999; Conconi, Cruces, Olivieri, & Sánchez, 2007). 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

¹ 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.

en los estudios de movilidad entre padres e hijos (Björklund, Lindahl, & Lindquist, 2008; Björklund & Jäntti, 2020).

Por otro lado, Daude y Robano (2015) utilizan datos de Latinobarómetro del año 2008 para estudiar la desigualdad de oportunidades en 18 países de América Latina. Para el cálculo de un índice de desigualdad de oportunidades incluyen variables que se encuentran fuera del control de los individuos como raza, género, contexto familiar de ingresos de los padres, y obtienen que tales variables explican cerca del 40% de la varianza observada de la educación, lo que hallan alto en términos internacionales. 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 & Cardozo, 2019). Por su parte, Urraburu (2019) utiliza la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) de Uruguay para el estudio de la movilidad educativa y ocupacional, y encuentra que la transmisión intergeneracional educativa es más fuerte por parte de la madre y la ocupacional por parte del padre. Tanto el parámetro de movilidad intergeneracional educativa como el coeficiente de *Pearson*, muestran para las distintas especificaciones una tendencia decreciente, ubicándose en el entorno de 0.5 para las generaciones más jóvenes. Las mujeres lograron fuerte movilidad educativa ascendente en las últimas cohortes estudiadas, pero no así en sus ocupaciones. Asimismo, señala fuertes niveles de persistencia de logros educativos en los extremos de la distribución y en particular en el extremo superior. Por su parte, con base en la primera ola de la ELPS, Bellomo (2018) estima valores de movilidad entre padres e hijos, obteniendo estimaciones similares en el entorno de 0.5 para la correlación educativa entre padres e hijos. También encuentra mayor movilidad en Montevideo respecto al interior y una menor movilidad entre la población afrodescendiente respecto al resto de la población. Por el contrario, González y Sanroman (2010) encuentran mayor movilidad educativa en la población afrodescendiente.

Contribución

La estimación de los parámetros de movilidad educativa con base en la correlación de resultados entre padres e hijos, si bien es interesante y de fácil interpretación, en general permite explicar una parte relativamente pequeña de la desigualdad en los años

educativos². Por su parte, el modelo de igualdad de oportunidades permite observar un panorama mayor al incluir otras circunstancias observables en el análisis de la movilidad. Sin embargo, los factores inobservables siguen siendo relevantes, por lo que el estudio de la correlación entre hermanos en general permite explicar un porcentaje mayor de la variación en los años de educación y por tanto de la influencia que tienen los contextos familiares y barriales en la determinación de los logros educativos de los hijos³.

Como plantean a Björklund y Jäntti (2020), la complementación de enfoques permite tener una mirada más comprensiva para ilustrar la influencia del contexto en la transmisión intergeneracional educativa. Esta mirada complementaria para Uruguay permite tener una aproximación original a la temática, haciendo uso además de la información sobre hermanos presente en la segunda ola de la ELPS, y que resulta un aporte adicional de este trabajo a la literatura sobre el tema en Uruguay.

En este sentido, el uso de las dos olas de la ELPS de Uruguay permite estudiar de forma comparable y desde distintas perspectivas, la influencia del contexto familiar y barrial en los logros educativos de distintas cohortes en Uruguay. Así, 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. Estos abordajes permiten una mirada más amplia y completa que la presente en los estudios de movilidad existentes para Uruguay hasta el momento.

Marco Teórico

En esta sección se presentan miradas teóricas sobre la movilidad, su vínculo con la desigualdad en general, y en particular sus relaciones con el enfoque de igualdad de oportunidades. Estos conceptos constituyen la base teórica de la presente investigación.

² A través de valores de R_2 en general no superiores a 0,25.

³ Suele argumentarse que la correlación entre hermanos constituye una cota inferior de la influencia general de la familia en los resultados educativos, ya que no todos los factores familiares son compartidos (Björklund, Lindahl, & Lindquist, 2008).

Movilidad y desigualdad

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). Siguiendo la revisión realizada por Morgan (2006), los fundamentos intelectuales son comunes entre ambas disciplinas y refieren a la siguiente pregunta: ¿Movilidad entre qué cosas? Desde las corrientes de la sociología se suele responder refiriendo a 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) que unieron la teoría del capital humano y de modelos dinásticos de inversión para el comportamiento de las familias.

Desde el punto de vista de las doctrinas económicas liberales, la movilidad constituye un factor positivo de eficiencia del sistema económico, 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. Como plantean Black y Devereux (2010), 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 & Devereux, 2010).

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). A su vez, la educación tiene un rol protagónico en el debate sobre los logros sociales de padres e hijos. Sin embargo, como plantean Emran y Shilpi (2019), los retornos educativos

pueden variar por sexo, grupo social y en el tiempo. Por ejemplo, los niños en contextos diversos desde el punto de vista socioeconómico, pueden tener similares niveles de calificación y niveles de ingresos distintos en sus vidas debido a efectos de redes y de referencias en el mercado laboral.

A partir de los desarrollos de Becker y Tomes (1979), Solon (2004) presenta una adaptación parsimoniosa del modelo original consistente con la interpretación de los resultados de la investigación contemporánea en relación a los niveles de movilidad de ingresos. En el marco del modelo planteado por Solon (2004), se otorga una interpretación teórica al grado de transmisión intergeneracional de ingresos (comúnmente conocido como " β "). Este parámetro puede interpretarse en el marco del modelo como una función: (i) creciente de la productividad de la inversión en capital humano, de los retornos al capital y de la persistencia en la herencia de las habilidades y otras características relevantes, y (ii) decreciente de la progresividad de la inversión pública en educación. Diferencias entre países y en el tiempo dentro de cada país, deben asociarse a esos factores.

Al referirse al vínculo entre movilidad y distribución del ingreso, Conconi et al. (2007) indican que un punto importante del modelo de Solon (2004) es que los mismos factores que afectan positivamente a la movilidad afectan negativamente a la desigualdad, medida como la dispersión de ingresos corrientes. La relación inversa presente entre desigualdad y movilidad es denominada comúnmente como "La curva del Gran Gatsby" debido a un informe de Alan Krueger, presidente del Consejo de Asesores Económico de la Casa Blanca de la Administración Obama (Krueger, 2012)⁴.

El estudio de la movilidad y sus parámetros a nivel social dirigieron la mayor parte de la literatura sobre el tema. Sin embargo, otra parte dio un giro hacia el estudio de los mecanismos subyacentes de la movilidad (Black & Devereux, 2010).

Si bien en este trabajo no se estudian los efectos causales subyacentes a nivel individual en el traspaso intergeneracional, la discusión "Naturaleza vs. Crianza" ha estado presente en los desarrollos desde la teoría económica, y como plantean Björklund y Salvanes (2010), se pueden identificar al menos los siguientes cinco grandes mecanismos de transmisión intergeneracional por parte de las familias al logro educativo de los hijos: (i)

⁴ Sin embargo, Berman (2017) ha señalado que esta relación es mecánica, ya que medir la desigualdad utilizando el coeficiente de Gini y la movilidad utilizando regresiones intergeneracionales resulta en el fondo equivalente.

elecciones educativas de los padres, (ii) habilidades genéticas de los padres transmitidas a los hijos, (iii) cultura general de las familias, (iv) dotaciones que se traspasan intergeneracionalmente que pueden levantar restricciones de crédito como la riqueza, y (v) recursos e inversiones públicas que interactúan con las elecciones educativas de los padres.

Movilidad intergeneracional e igualdad de oportunidades

Como plantean Van de gaer et al (2003), los estudios sobre movilidad intergeneracional se han concentrado en tres aproximaciones: (i) una estadística, que construye medidas *ad hoc* de movilidad, (ii) una axiomática que estudia las propiedades de los índices de movilidad, y (iii) una basada en el concepto de bienestar. Sin embargo, ninguna de las tres aproximaciones incluye explícitamente su preocupación por el tema igualdad de oportunidades. No obstante, aunque no resulte directo, el principal interés de muchos trabajos que estudian la movilidad radica en su vínculo con la igualdad de oportunidades (Torche, 2019).

Si bien existen diversas aproximaciones teóricas al concepto de igualdad de oportunidades (Roemer & Trannoy, 2013), en esta investigación se opta por la perspectiva de igualdad de oportunidades planteada por Roemer, ya que 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 en el traspaso educativo. Roemer (1998) distingue entre "esfuerzo" y "circunstancias". Siguiendo la línea argumental de Roemer y Trannoy (2013), remiten 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 solamente 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 desigualdad moralmente aceptable y no, es la contribución más importante de los últimos 40 años a dicha corriente de pensamiento (Roemer & Trannoy, 2013).

No todo parecido entre hijos y padres 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 a 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 anteriormente señalados. Sin embargo, como plantea Torche (2015), 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. 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.

2. Estrategia de análisis

Metodología

La metodología presentada a continuación permite estimar la evolución de la igualdad de oportunidades a través de un set amplio de medidas complementarias: (i) traspaso educativo entre padres e hijos, (ii) estimación de la influencia de las circunstancias en los resultados educativos de los hijos, y (iii) correlación entre hermanos.

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 realizará 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 & Tomes, 1979; Behrman, Birdsall, & Székely, 1999; Goldberg, 1989) a través de un proceso autorregresivo de primer orden:

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

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 ($\sigma_t^2, \sigma_{t-1}^2$), 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:

$$\rho_{intergeneracional} = \beta \frac{\sigma_{t-1}}{\sigma_t}$$

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).

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:

$$S_i = \alpha C_i + \beta E_i$$

$$E_i = \delta C_i + v_i$$

En este caso, la desigualdad de resultados educativos de los individuos i es producto de la suma de dos factores: esfuerzo y circunstancias. No es necesario como punto de inicio incluir un término de error ya que esta clasificación abarca al conjunto de las variables que explican los resultados en este modelo (Björklund & 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:

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

La desigualdad educativa en este caso 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.

Correlación entre hermanos

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

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

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:

$$\sigma_s^2 = \sigma_a^2 + \sigma_b^2$$

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

$$\rho_{hermanos} = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_b^2}$$

Como puede verse, 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 que se puede pensar en la correlación entre hermanos como una medida de los efectos familiares y de contexto. Sin embargo, como plantean Björklund & 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 que suele especificarse que ρ es un límite inferior de los elementos familiares y de contexto.

Otra forma de mirar la correlación entre hermanos, es la derivada por Solon (1999) y 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 & Smith, 2016)⁵.

Datos

Bases utilizadas

Las encuestas de hogares suelen contener información solamente de padres, hijos y hermanos corresidentes, lo cual se ha argumentado genera problemas importantes en el tipo de estimaciones que se propone realizar en este trabajo (Emran & Shilpi, 2017). Para superar esta limitación, se utilizarán datos provenientes de la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) de Uruguay ⁶. Para el análisis propuesto se cuenta con información acerca de los años de educación y otras variables de contexto 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 setiembre 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 & Smith, *Inequalities in Educational Outcomes: How Important Is the Family?*, 2016).

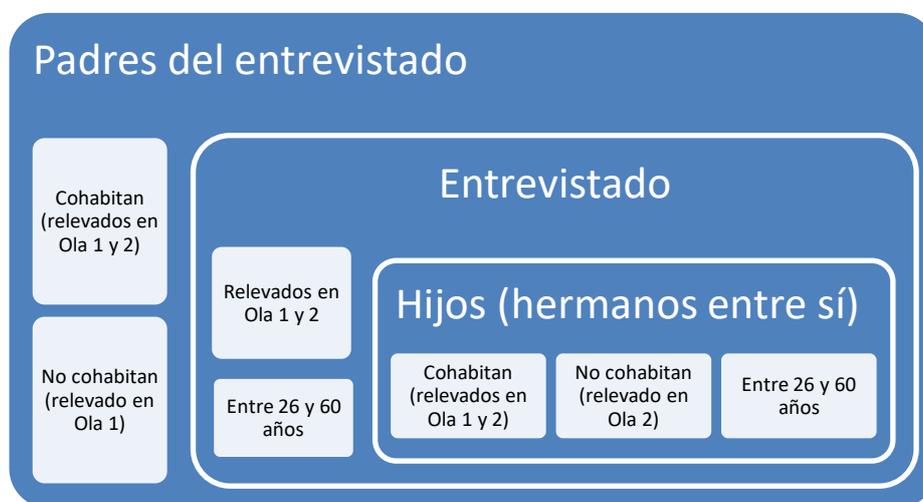
⁶ Toda la información referente a la ELPS se encuentra disponible en el siguiente [link](#).

personas de la Ola 1. 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 Ilustración 1, el hijo se corresponde a la persona entrevistada cuando tiene entre 26 y 60 años de edad. La información de educación del entrevistado se obtiene de ambas olas de la ELPS. El padre corresponde en ese caso 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 caso del 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 de edad. La información de los hijos del entrevistado se obtiene de ambas olas de la ELPS en el caso que cohabiten, o de la información sobre los hijos que no cohabitan aportada por el entrevistado en la Ola 2.

ILUSTRACIÓN 1: ESTRUCTURA DE PARENTESCO DE LOS DATOS DE LA ELPS UTILIZADOS



Fuente: Elaboración propia

Para la construcción de la información sobre educación de padres e hijos se utiliza la información disponible en la ELPS, donde se pregunta a los entrevistados por su educación y la educación de sus padres (ver Anexo 1). Para la construcción de la

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 13.833.

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 (ver Anexo 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 cómo 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 (ver Anexo 3). 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 a sus años de educación, cuánto del nivel educativo de los individuos corresponde a lo compartido por el entorno familiar y comunitario de crianza.

Finalmente, en relación a 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 1989⁸.

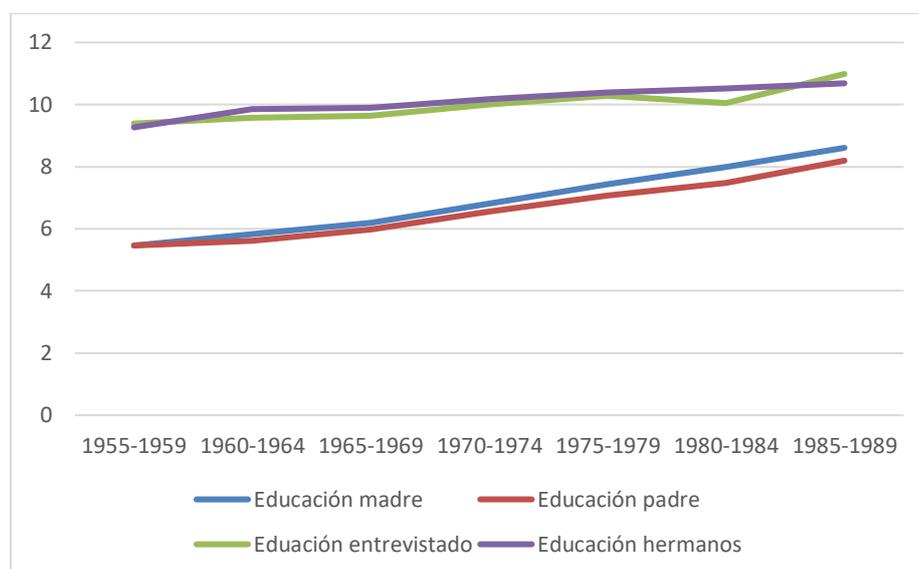
Descriptivos básicos años de educación

En esta subsección se presentan algunas medidas descriptivas de la variable de interés años de educación en la base de datos utilizada. Como es habitual en la literatura, se agrupan las observaciones por cohortes de edad de a 5 años.

⁸ En relación a la selección de la muestra en el caso de los hermanos, cabe realizar los siguientes comentarios habituales en la literatura que realiza este tipo de análisis (Björklund, Lindahl, & Lindquist, 2008; Björklund, Jäntti, & Lindquist, 2007; Bredtmann & Smith, Inequalities in Educational Outcomes: How Important Is the Family?, 2016). Primero, que la representatividad de la muestra está dada en cuanto a los padres (entrevistados) para la cual fue diseñada y no a 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 7 años de diferencia construyendo cohortes solapadas.

En el Gráfico 1 se observa que los niveles educativos han crecido de forma importante en el período considerado. Para los entrevistados nacidos entre 1955 y 1959 sus promedios educativos se encontraban levemente encima de 9 años de educación y el de sus padres en el entorno de los 6 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 8. 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.

GRÁFICO 1: AÑOS PROMEDIO DE EDUCACIÓN SEGÚN COHORTES

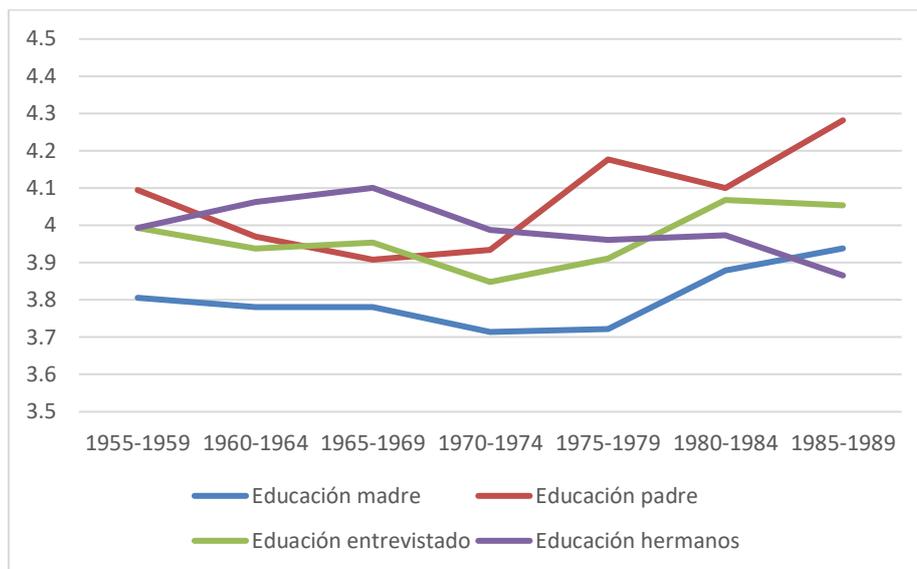


Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. Nota: Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone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

Por otra parte, en el Gráfico 2 se observa el desvío estándar de los años de educación que se ha incrementado en el tiempo en el caso de padres y madres. En el caso de los entrevistados se ha mantenido más estable y se observan pequeñas diferencias entre el desvío calculado para los años de educación por cohortes para la muestra de entrevistados y para la de hermanos⁹.

⁹ Las diferencias no superan 0.1 años, excepto en la última cohorte donde alcanza a 0.2. En dicha cohorte el desvío de años de educación de la muestra de hermanos resulta inferior a la de los entrevistados. Estas pequeñas diferencias parecerían ser atribuibles a diferencias en la construcción de ambas muestras.

GRÁFICO 2: DESVÍO ESTÁNDAR DE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN SEGÚN COHORTES



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

3. Resultados

En este capítulo se desarrollan los principales resultados del trabajo. En primer lugar, se presentan las estimaciones de traspaso educativo entre padres e hijos medidos a través del coeficiente de movilidad intergeneracional, así como el coeficiente de correlación de *Pearson*. En segundo lugar, se presentan y analizan los resultados de las estimaciones de algunos modelos de circunstancias inspirados en Roemer, que incluyen distintos *sets* de circunstancias. En ambas secciones se presenta el poder explicativo de dichas regresiones a través del coeficiente R-cuadrado. En tercer lugar, se exhiben los resultados de los modelos construidos a partir de la correlación educativa entre hermanos, que dan cuenta de la influencia de los contextos familiares y barriales en los niveles educativos de forma más amplia. En cuarto lugar, con base en la varianza de los años de educación explicada por cada modelo, se resumen los resultados obtenidos en las tres aproximaciones anteriores para obtener una mirada más comprehensiva de la influencia del contexto en los años de educación en Uruguay para las cohortes seleccionadas. Finalmente se realizan algunas consideraciones respecto a la robustez de los resultados obtenidos.

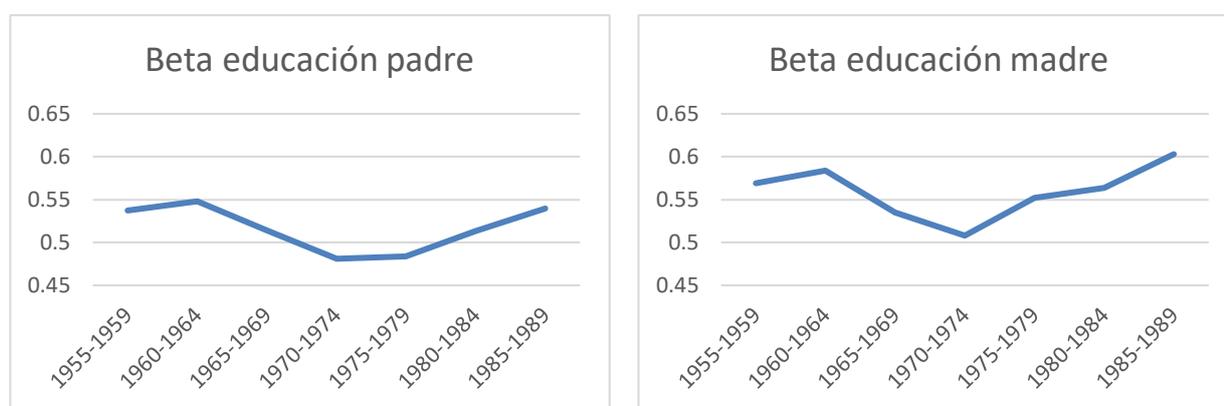
Traspaso educativo de padres a hijos

En la Tabla A 5 se presentan estimaciones para toda la muestra del coeficiente de movilidad intergeneracional que, según los resultados obtenidos, 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. 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 el Gráfico 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. Los resultados completos de las regresiones se encuentran disponibles en el Anexo 4.

GRÁFICO 3: COEFICIENTE BETA DE LA REGRESIÓN DE LA EDUCACIÓN DEL HIJO RESPECTO A LA EDUCACIÓN DE PADRE Y MADRE SEGÚN COHORTES



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

Las estimaciones de movilidad obtenidas muestran valores consistentes con los encontrados en estudios anteriores para Uruguay (Urraburu, 2019; Bellomo, 2018). Esto se observa en general tanto para: (i) los niveles de movilidad estimados, y para (ii) los patrones de evolución temporal. También resulta consistente con la literatura previa que la movilidad es menor (mayor valor del parámetro beta de la regresión) cuando se considera (i) la educación de la madre que la del padre (ver Tabla A 5), y (ii) el desempeño de las hijas respecto a los hijos (ver Tabla A 8).

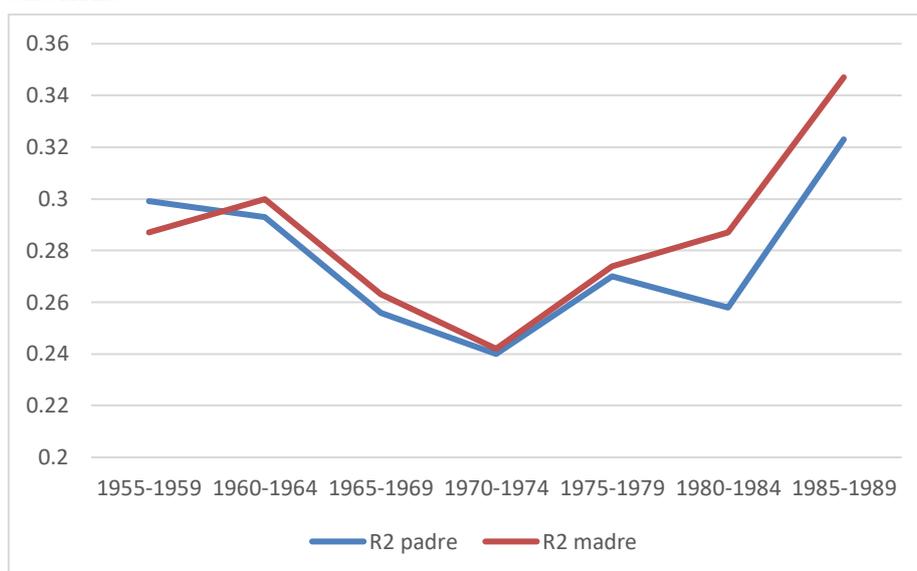
Las estimaciones del parámetro beta de movilidad intergeneracional educativa oscilan entre 0.508 y 0.603 en el caso de la educación del padre (ver Tabla A 6), y entre 0.481 y 0.548 en el caso de la educación de la madre (ver Tabla A 7). A su vez, tal como se ha visto en otros estudios para Uruguay (Urraburu, 2019), la evolución del parámetro muestra una tendencia descendente (mayor movilidad) hasta las generaciones nacidas en los inicios de los años 70 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. Cabe

recordar que en el presente estudio se incluyeron dos cohortes adicionales en el análisis, así como los años de educación de los hijos obtenidos entre la primera y la segunda ola de la ELPS.

En relación a 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 (0.67) (Hertz, y otros, 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, Serrano, & Gasparini, 2017).

Por otra parte, en el Gráfico 4 se presenta el valor del coeficiente R-cuadrado de la regresión de movilidad intergeneracional, que en este caso equivale al cuadrado del coeficiente de *Pearson*. Este último es un indicador de movilidad relativa al tomar en cuenta los cambios en la varianza de los años de educación de cada generación. Los cambios resultan menos pronunciados tal como se observa en las estimaciones de este tipo a nivel mundial (Narayan, y otros, 2018). De todas formas, 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 en base a los resultados de la educación de sus padres oscila en el entorno del 30%.

GRÁFICO 4: R-CUADRADO DE LA REGRESIÓN DE MOVILIDAD EDUCATIVA DE PADRE Y MADRE SEGÚN COHORTES



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

Igualdad de oportunidades à la Roemer

Este enfoque resulta el más directo para vincular los resultados obtenidos a la literatura de igualdad de oportunidades, ya que se incluyen explícitamente un conjunto de variables que son consideradas parte de las circunstancias fuera del control de los individuos para explicar sus resultados educativos en un modelo multivariado (Björklund & Jäntti, 2020). 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.

Para la estimación del modelo de igualdad de oportunidades se realizaron regresiones de los años de educación de los hijos para tres conjuntos de circunstancias: (i) innatas, (ii) redes y (iii) padre y madre. En el Anexo 3 se presenta una descripción de las variables consideradas como circunstancias, así como sus descriptivos básicos.

En la Tabla 1 se agrupan las variables de la ELPS utilizadas según los tipos de circunstancias analizados. A su vez, como puede observarse en el Anexo 4, los resultados muestran en general signos consistentes a los encontrados en la literatura¹⁰. En el Anexo 5 se muestran los resultados completos de las regresiones.

TABLA 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

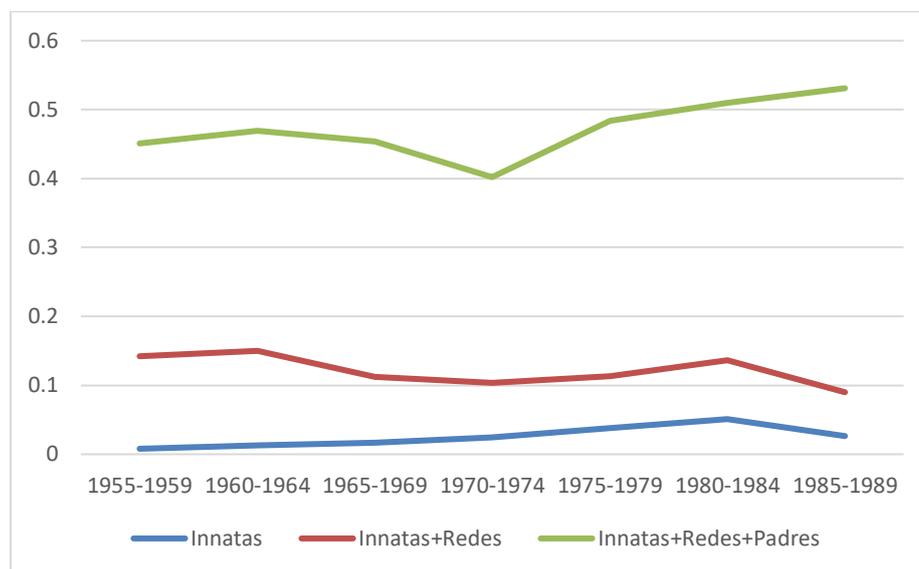
Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2.

En el Gráfico 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. Como puede observarse, las circunstancias adicionadas amplían el poder explicativo de las regresiones respecto a la varianza de los años de educación de los entrevistados. Cuando se consideran sucesivamente las circunstancias

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.

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 (ver Tabla A 9).

GRÁFICO 5: R-CUADRADO DE LA REGRESIÓN DE MOVILIDAD EDUCATIVA RESPECTO A CIRCUNSTANCIAS SELECCIONADAS SEGÚN COHORTES



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

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 (ver Tabla A 10). 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 (ver Tabla A 11). 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%) (ver Tabla A 12).

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 una sugerencia de la posible existencia de mayores niveles de desigualdad de oportunidades en Uruguay que los estimados en las comparaciones internacionales de este tipo.

Correlación entre hermanos

Como tercera aproximación a la influencia del contexto 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. El porcentaje de la varianza que logran explicar los contextos familiares y barriales en el caso de considerar el conjunto de las cohortes del presente estudio (1955-1989) alcanza al 63% (ver Tabla A 13). 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%¹¹.

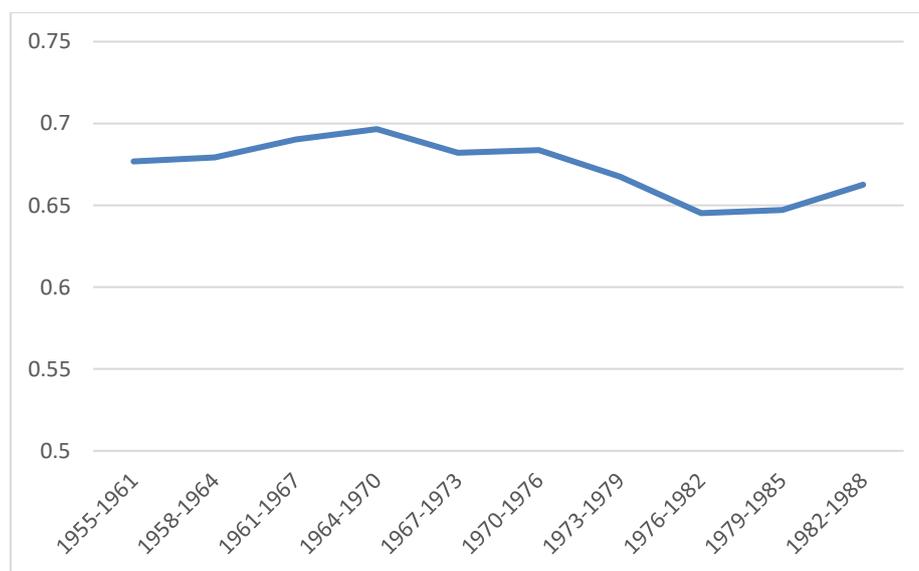
La medida de correlación educativa entre hermanos indica de forma comprehensiva cuánto afecta a la educación de los hijos la influencia de un amplio conjunto de condiciones familiares y barriales. Esta medida suele interpretarse como un “piso” de dichas condiciones, ya que incluye la variación de todo lo compartido por hermanos como los recursos parentales y las influencias tanto observables como no, pero no así otros factores relacionados al 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 & Smith, 2016).

Siguiendo lo realizado por Björklund et al. (2007), se tomaron hermanos espaciados con un máximo de 7 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.

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 (Dahan & Gaviria, 1999; Conconi, Cruces, Olivieri, & Sánchez, 2007).

En el Gráfico 6 se presentan los resultados de la medida de correlación entre hermanos para dichas cohortes. Como puede apreciarse, 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. Asimismo, 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 (ver Tabla A 14).

GRÁFICO 6: CORRELACIÓN ENTRE HERMANOS SEGÚN COHORTES SOLAPADAS



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

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 (ver Tabla A 15).

Una mirada conjunta

Como puede apreciarse en la Tabla 2, 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 (Björklund & 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 de padre o 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 la Tabla 2. Una excepción a esto lo 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.

TABLA 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%

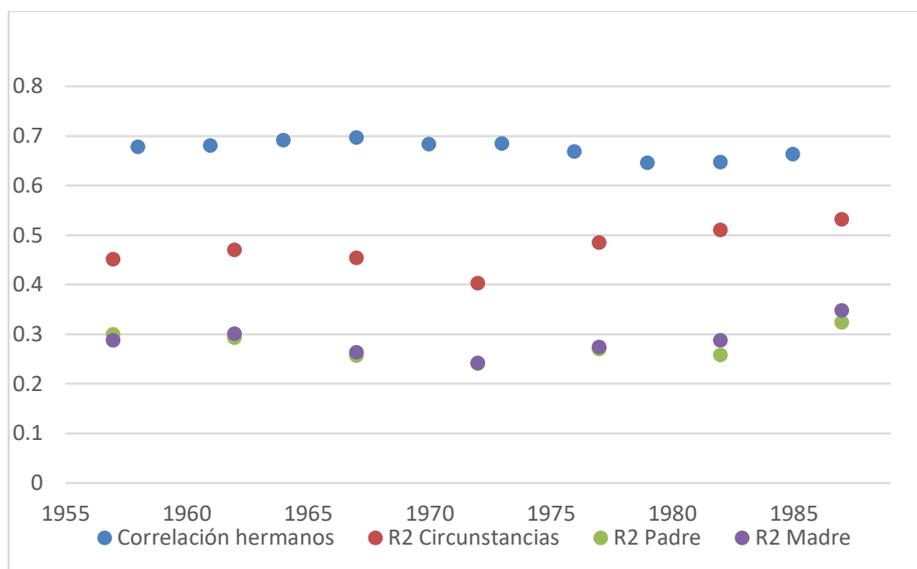
Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. Nota: Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone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

En cuanto a la evolución en el tiempo, en el Gráfico 7 se presentan los resultados de forma ilustrativa para las generaciones nacidas entre 1955 y 1989¹². En el caso de la correlación entre hermanos, las variaciones temporales resultan menos pronunciadas. 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 en los resultados

¹² A modo ilustrativo, de forma de poder observar conjuntamente las cohortes agrupadas por las tres aproximaciones, se coloca la estimación de cada medida para cada grupo de cohortes en el año central de cada intervalo generacional.

educativos de los uruguayos en el largo plazo se encontraba descendiendo, pero hacia las últimas cohortes estudiadas se produjo un aumento.

GRÁFICO 7: VARIANZA EXPLICADA DE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN DE SEGÚN COHORTES



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

Análisis de robustez

En primer lugar, en relación al primer abordaje empírico, se volvieron a estimar los modelos de movilidad intergeneracional para otras especificaciones. En la Tabla A 16 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 5 años no solapadas utilizadas en el cuerpo del presente trabajo). Los resultados, presentados en el Gráfico A 6 y en el Gráfico A 7, 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 de a un máximo de 5 y 9 años, en vez de 7 años como las utilizadas en cuerpo del presente trabajo. Los resultados, que pueden verse en el Gráfico A 8, 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 a 5 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.

4. Conclusiones y posibles extensiones

El presente trabajo se centró en la identificación de la influencia del contexto 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 del contexto. Este abordaje permitió obtener una visión más profunda sobre la influencia del contexto 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 utiliza en cierto como como modelo inicial de referencia, da cuenta de 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 el contexto latinoamericano, 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, donde 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 en 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 el contexto latinoamericano.

El tercer 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 a países como Estados Unidos o Alemania. Esta es una media comprensiva, aunque suele considerarse una cota inferior de la influencia del contexto en los resultados.

La mirada conjunta de estos enfoques permite observar que los contextos 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 bajo cualquiera de las tres aproximaciones. Sin embargo, no se encontraron diferencias relevantes entre hombres y mujeres.

Como línea de investigación futura, resulta 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. Esto resulta particularmente 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.

Trabajos citados

- 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.
- 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.
- Behrman, J., Birdsall, N., & Székely, M. (1999). Intergenerational Mobility in Latin America: Deeper Markets and Better Schools Make a Difference. *WDR on Poverty and Development*.
- 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 N° 59* (págs. 29-64). Montevideo.
- Berman, Y. (2017). *Understanding the mechanical relationship between inequality and intergenerational mobility*. Obtenido de SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2796563>
- Björklund, A., & Jäntti, M. (2020). *Intergenerational mobility, intergenerational effects, sibling correlations, and equality of opportunity: a comparison of four approaches*. Obtenido de Research in Social Stratification and Mobility : <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100455>
- Björklund, A., & Salvanes, K. (2010). Education and Family Background: Mechanisms and Policies. *IZA DP No. 5002*.
- 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)*.
- Björklund, A., Lindahl, L., & Lindquist, M. (2008). What More Than Parental Income? An Exploration of What Swedish Siblings Get from Their Parents. *IZA DP, 3735*.
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2010). Recent developments in intergenerational mobility. *NBER Working Paper Series, Working Paper 15889*.
- Boado, M. (2008). *La movilidad social en el Uruguay contemporáneo*. Montevideo.

- Bredtmann, J., & Smith, N. (2016). Inequalities in Educational Outcomes: How Important Is the Family? *IZA DP(10286)*.
- Bredtmann, J., & Smith, N. (2016). Inequalities in Educational Outcomes: How Important Is the Family? *IZA DP(10286)*.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S., & Sánchez, R. (2007). E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina. *Documento de Trabajo Nro. 62*.
- Dahan, M., & Gaviria, A. (1999). Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America. *Inter-American Development Bank*.
- Daude, C. (2011). *Ascendance by descendants? On intergenerational education mobility in Latin America*. Paris: OCDE, Working Paper No. 297.
- Daude, C., & Robano, V. (2015). *On intergenerational (im)mobility in Latin America*. V. *Lat Am Econ Rev* 24: 9. doi:10.1007/s40503-015-0030-x.
- 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).
- Emran, S., & Shilpi, F. (2019). *Economic approach to intergenerational mobility*. Helsinki: ONU-WIDER.
- Fields, G., & Ok, E. (1999). The measurement of income mobility: an introduction to the literature. En e. J. Silver, *Handbook on income inequality measurement* (págs. 557-596). Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Goldberg, A. (1989). Economics and Mechanical Models of Intergenerational Transmission. *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 3, 504-513.
- González, C., & Sanromán, G. (2010). Movilidad intergeneracional y raza en Uruguay. *Documento No. 13/10*.
- 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: Vol. 7: Iss. 2 (Advances)*, Article 10.

- Jiménez, M., & Jiménez, M. (2019). Intergenerational educational mobility in Latin America. *Cuadernos de Economía* 38(76), enero-junio, 289-329.
- Krueger, A. (2012). *The rise and Consequences of Inequality in the United States*. Obtenido de Obama White House: https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/krueger_cap_speech_final_remarks.pdf
- 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.
- Menese, P., & Cardozo, S. (2019). Tendencias en la desigualdad de oportunidades educativas en Uruguay. *Estudios Sociológicos XXXVII*, 99-132.
- 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* (págs. 3-23). California: Stanford University Press.
- Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocar, A., Lakner, C., Redaelli, S., Mahler, D. G., . . . Thewissen, S. (2018). *Fair Progress? : Economic Mobility Across Generations Around the World*. Washington: Banco Mundial.
- Neidhöfer, G. (2018). *Intergenerational Mobility and the Rise and Fall of Inequality: Lessons from Latin America*. Mannheim : ZEW Centre for European Economic Research.
- Neidhöfer, G., Serrano, J., & Gasparini, L. (2017). *Educational Inequality and Intergenerational Mobility in Latin America: A New Database*. La Plata: CEDLAS.
- Piketty, T. (2000). Theories of persistent inequality and intergenerational mobility. En Atkinson, & Bourguignon, *Handbook of Income Distribution* (Vol. 1, págs. 429-476). North-Holland.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J. (1993). A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner. *Philosophy & Public Affairs*, 22(2), 144-166.

- Roemer, J. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Roemer, J., & Trannoy, A. (2013). Equality of opportunity. En A. Atkinson, & F. Bourguignon, *Handbook of Income Distribution* (págs. 217-300). Oxford: Elsevier.
- Solon, G. (1999). Intergenerational Mobility in the Labor Market. En O. Ashenfelter, & D. Card, *Handbook of Labor Economics* (págs. 1761–1800). Amsterdam: Elsevier.
- Solon, G. (2004). A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place. En M. Corak, *Generational mobility in North America and Europe* (págs. 38-48). Cambridge: Cambridge University Press.
- Torche, F. (2015). Intergenerational Mobility and Equality of Opportunity. *European Journal of Sociology*, 56(3), 343-371.
- Torche, F. (2019). *Educational mobility in developing countries*. Helsinki: WIDER Working Paper 2019/88.
- Urraburu, J. (2019). *Movilidad educativa y ocupacional intergeneracional en Uruguay*. Montevideo: Tesis de Maestría en Economía Internacional (FCS-UDELAR).
- Van de Gaer, D. (1993). *Equality of opportunity and investment in human capital*. Leuven, Faculteit der Economische: Ph.D. thesis,.
- Van de Gaer, D., Schokkaert, E., & Martinez, M. (2003). Three Meanings of Intergenerational Mobility. *Económica*, 68(272), 519-538.

Anexos

Anexo 1: Construcción de la variable años de educación

En general la variable años de educación se construyó a partir de dos tipos de preguntas: (i) nivel educativo cursado y (ii) años aprobados en el mismo. Para la construcción de la variable años de educación de padres, hijos y también hermanos, se siguieron los siguientes criterios generales: (i) un tope de 6 años en primaria, (ii) topes de 3 años en ciclo básico y bachillerato, (iii) tope de 4 años en magisterio o profesorado, (iv) tope de dos años en posgrado, y (v) se considera 22 años de educación como el máximo nivel educativo admitido. En la Tabla A 1 pueden observarse los estadísticos descriptivos básicos de años de educación, restringiendo la muestra a personas entre 26 y 60 años. Asimismo, se observa el promedio de años de educación registrados por los entrevistados, en los casos en que no se cuenta con la información de la educación del padre o madre. Este resulta levemente superior al del conjunto de los entrevistados¹³.

TABLA A 1: ESTADÍSTICOS SELECCIONADOS DE VARIABLES DE AÑOS DE EDUCACIÓN

Variable	Obs	Media	Desvío	Min	Max
Años de educación (ola 1)	7,176	9.85	3.88	0	22
Años de educación (ola 1 y 2)	7,175	9.90	3.96	0	22
Años de educación (ola 1 y 2) sin <i>missing</i> madre	6,477	10.04	3.98	0	22
Años de educación (ola 1 y 2) sin <i>missing</i> padre	6,012	10.17	3.99	0	22
Años de educación madre	6,478	6.74	3.87	0	20
Años de educación padre	6,013	6.40	4.08	0	21
Años de educación de hermanos	13,390	10.27	3.99	0	22

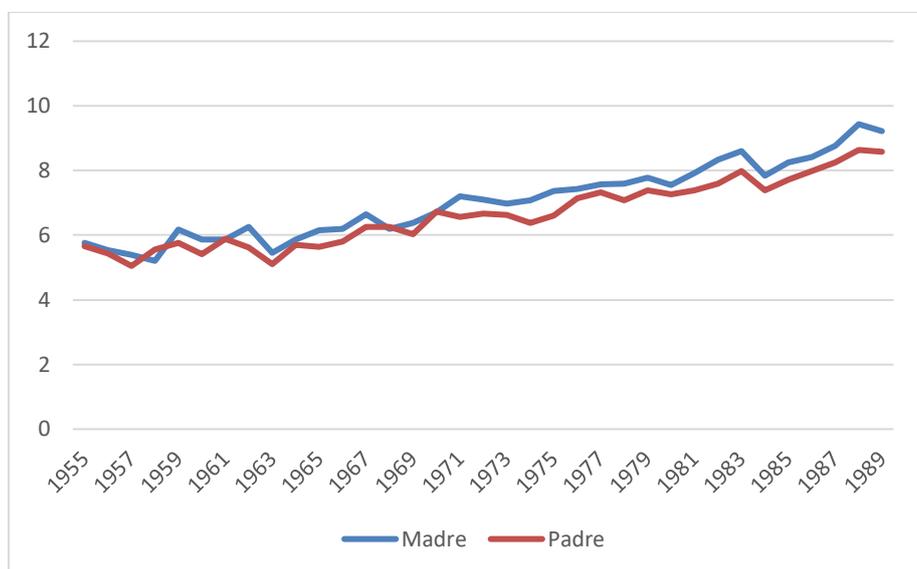
Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. Nota: Para la educación de la madre, padre y entrevistado, la muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. En el caso de la educación de hermanos, la muestra se compone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

En el caso de la educación de los padres del entrevistado, esta proviene de dos partes distintas del cuestionario de la Ola 1, dependiendo si se trata de padres que cohabitan o no con el entrevistado. La forma de preguntar por la educación en ambas partes del cuestionario tiene algunas pequeñas diferencias, y en particular cambia en lo que refiere

¹³ Si bien en el trabajo de Urraburu (2019) se realizan imputaciones de los valores faltantes de años de educación de los padres, dichos modelos incluyen como variables explicativas regresores que en este caso se incluirán luego en la estimación del modelo de igualdad de oportunidades à la Roemer (oficio del padre, etnia, departamento, estrato, entre otros). Adicionalmente, el trabajo de Urraburu (2019) arroja diferencias relativamente poco importantes en magnitud en el parámetro beta de persistencia educativa en el modelo que utiliza con y sin datos imputados. En términos generales obtiene valores de persistencia levemente mayores cuando imputa los datos faltantes, pero con valores de beta no mayores a 0.03 respecto al modelo sin imputaciones. En el caso de la constante, en general se encuentra 0.2 por debajo en un modelo respecto al otro. Por estas razones, en este caso se optó por trabajar sin imputar los datos faltantes de la educación de los padres.

a los requisitos de enseñanza técnica, que son preguntados a los cohabitantes, pero no para los padres que no cohabitan. En este caso, al igual que en otros trabajos, se optó por sumar los años de educación técnica asumiendo que el requisito necesario para dichos estudios fue la culminación de enseñanza primaria (requisito más frecuente, 6 años). Por otra parte, cuando los entrevistados declaran que el máximo nivel educativo de sus padres fue primaria, existe un número relativamente alto de entrevistados que no recuerdan el número de años cursados por sus progenitores (en el total de entrevistados 1.466 en el caso del padre y 1.291 en el caso de la madre). En este caso, también se imputó la moda de años de educación de los padres para ese nivel (3 años de primaria). En el Gráfico A 1 pueden observarse los años educativos promedio de los padres por cohorte de edad del entrevistado para los entrevistados mayores de 26 y menores de 60.

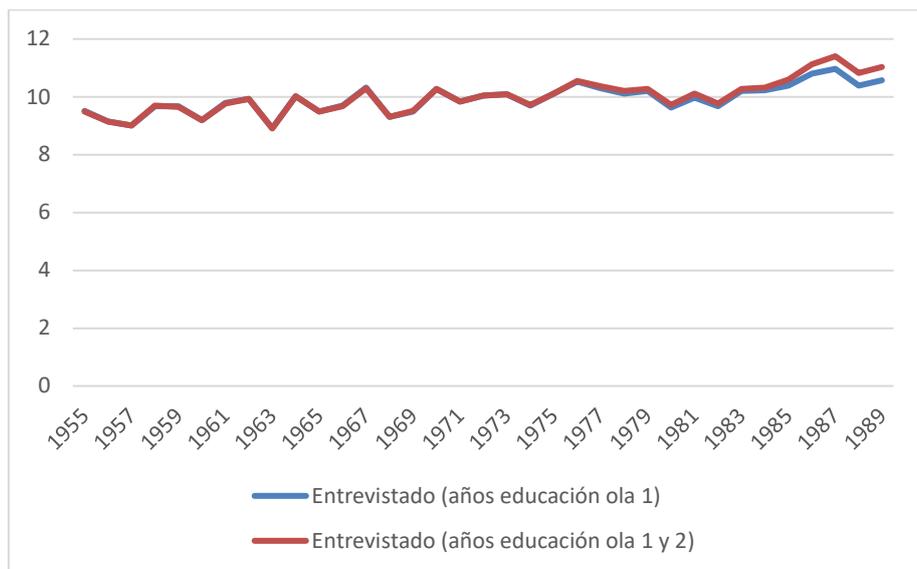
GRÁFICO A 1: AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE MADRE Y PADRE SEGÚN COHORTES



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

Los años de educación del entrevistado fueron construidos a partir de la información obtenida en la Ola 1, a la que fueron agregados los años adicionales declarados en la Ola 2. Para esto se sumaron los años declarados como completos de los niveles que el entrevistado indicó cursar o estar cursando. En el Gráfico A 2 puede observarse el promedio de años de educación por cohorte construidos en la Ola 1 y adicionando la información de la Ola 2. La información de la Ola 2 incrementa particularmente y de forma leve los años educativos de las cohortes más jóvenes.

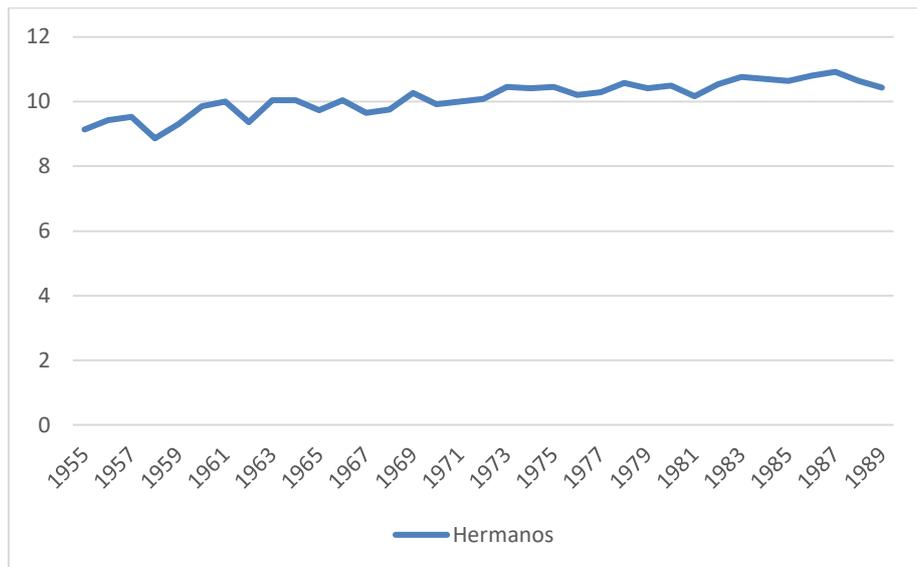
GRÁFICO A 2: AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO EN OLA 1 Y OLA 2 SEGÚN COHORTES



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

Los años de educación de hermanos provienen de la ola 2 pero también de distintas partes del formulario. En el caso de los hijos del entrevistado que cohabitan, los años de educación fueron construidos con la sección de información educativa de los miembros del hogar. En el caso de los hijos que no cohabitan, la información es relevada en un módulo específico del formulario. En el Gráfico A 3, se presentan los años de educación promedio de los hermanos (hijos del entrevistado o de ambos).

GRÁFICO A 3: AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE LOS HERMANOS SEGÚN COHORTES



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

En los casos comparables de la Ola 1, los años de educación resultan similares a los obtenidos por Urraburu (2019), que también resultan similares a los presentes en la encuesta de hogares.

Anexo 2: Construcción de la base de hermanos

Para la construcción del nivel de hermanos, se trabajó con la identificación de los hijos del entrevistado. La información disponible en la Ola 2 de la ELPS permite caracterizar a los hijos del entrevistado. En el caso de los hijos que cohabitan, se puede caracterizar con la información correspondiente al módulo de miembros del hogar, y en el caso que los hijos no cohabitan, con información preguntada en un módulo específico (edad, sexo, educación, entre otras).

La muestra de hijos corresponde a aquellas personas que comparten un padre/madre, esto debe ser tomado en cuenta para la validez externa de los resultados. En la diversidad de arreglos familiares actuales, resulta habitual la existencia de hermanos que no comparten a ninguno de sus padres, pero que se crían en una relación estrecha considerada de hermandad sobre todo en los casos que conviven en edades tempranas. Esta definición de hermanos, a través de compartir al menos un padre, se desprende de la estructura de los datos, ya que no es posible identificar a aquellos hermanos que no comparten padres, pero compartieron parte de su crianza.

En la Ola 2 las relaciones de parentesco son preguntadas en relación a la posición del jefe de hogar dentro de los miembros del hogar. Esta característica no permite identificar a todos los hijos dadas algunas relaciones del entrevistado con el jefe de hogar, la identificación alcanza a aproximadamente el 73% de la muestra, lo cual incluye la identificación de hijos que cohabitaban en la Ola 1 donde la relación de parentesco se preguntó respecto al entrevistado.

En total se identifican 27.173 hermanos, de los cuales 11.231 cohabitan (10.316 identificados en Ola 2 y 915 desde Ola 1) y los otros 15.942 son declarados por 10.402 entrevistados que declaran tener al menos un hijo. La muestra entonces se conforma de hogares que tienen al menos dos hermanos entre 26 y 60 años de edad (cohortes 1955-1989). Se cuenta con un total de 11.891 hermanos, pertenecientes a 3.968 padres entrevistados. Sobre todos los hermanos se posee información acerca de su edad, sexo, nivel educativo, lugar de residencia actual.

Anexo 3: Construcción de las variables de circunstancias y descriptivos básicos

Circunstancias innatas

En la Tabla A 2 se muestra el porcentaje de personas por circunstancias que son consideradas innatas: porcentaje de personas que declaran ascendencia afro, porcentaje de mujeres y porcentaje de personas que tienen al menos una discapacidad congénita o connatal. Se consideran las siguientes discapacidades: ceguera total, sordera (se exprese o no con lenguaje de señas), dificultad del habla, limitaciones para desplazarse (fuera o dentro del hogar) y limitaciones mentales (de aprendizaje o relacionamiento).

TABLA A 2: 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

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

Circunstancias de redes

En la Tabla A 3 se muestra la distribución por departamento al que se mudaron de forma inmediata al nacer cada uno de los entrevistados, incluyendo el exterior del país.

TABLA A 3: DISTRIBUCIÓN POR DEPARTAMENTO DE ORIGEN SEGÚN COHORTES

Dpto/Coh	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	Total
								38.5
Montevideo	37.3	35.3	36.5	38.6	39.8	37.9	43.6	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
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							

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

En la Tabla A 4 se muestra el porcentaje de entrevistados que consiguieron su primer trabajo a través de redes de amigos o familiares, lo cual se considera un *proxy* de capital social del entrevistado.

TABLA A 4: PORCENTAJE DE ENTREVISTADOS QUE CONSIGUEN SU PRIMER TRABAJO POR REDES

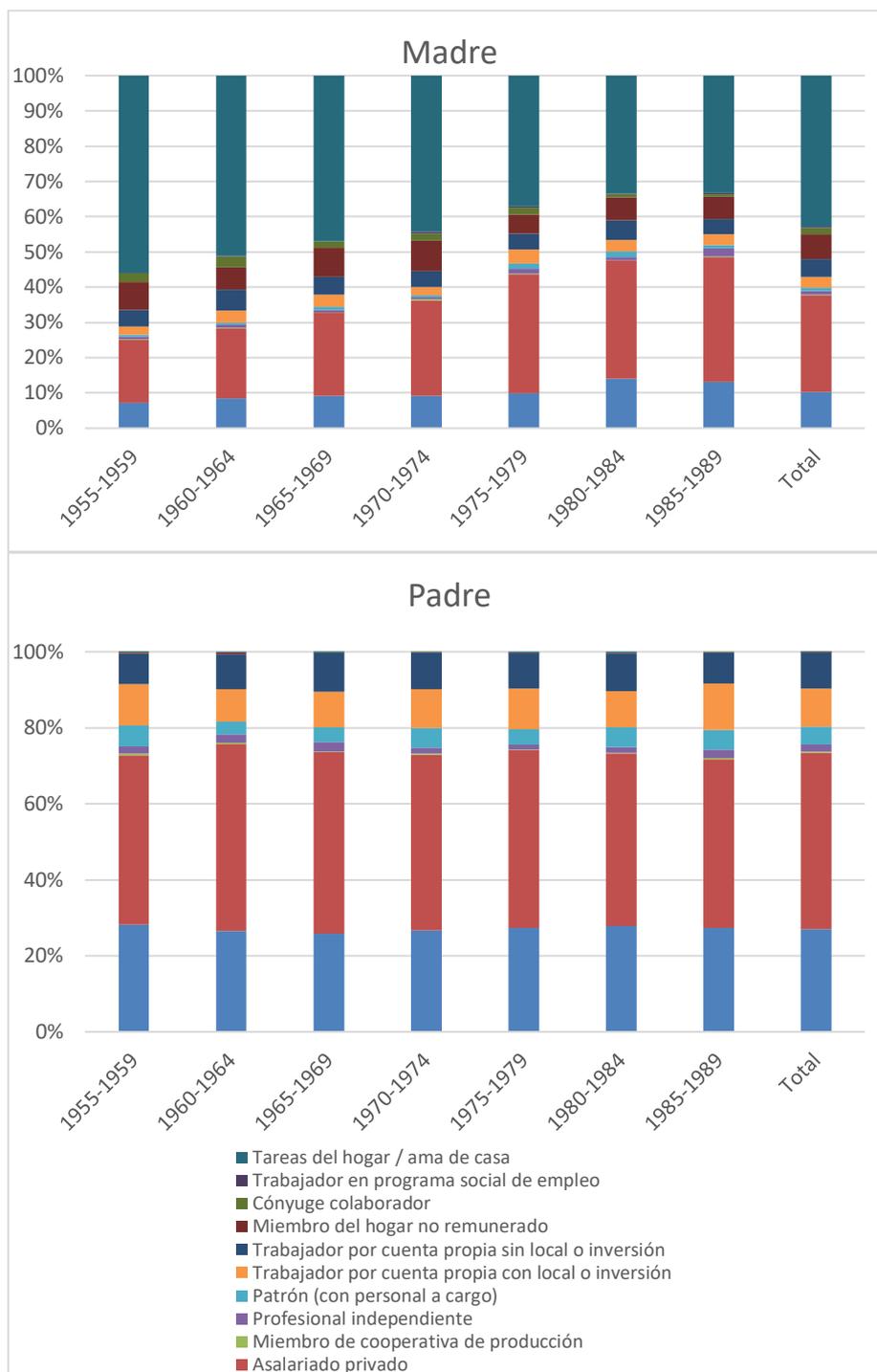
Cohorte/Primer empleo	No	Sí	Total
1985-1989	54.3	45.7	100.00
1980-1984	52.5	47.5	100.00
1975-1979	54.7	45.3	100.00
1970-1974	54.5	45.5	100.00
1965-1969	58.2	41.8	100.00
1960-1964	56.9	43.1	100.00
1955-1959	56.5	43.5	100.00
Total	55.4	44.6	100.00

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

Circunstancias de origen de los padres

Las circunstancias vinculadas al nivel educativo de padre y madre se encuentran explicadas en el Anexo 1. Las circunstancias vinculadas a la ocupación de padres y madres se toman directamente del módulo de información acerca de los padres declarado por el entrevistado en la Ola 1 de la ELPS. Se cuenta con dos tipos de informaciones declaradas por el entrevistado para su padre y madre de forma separada: oficio u ocupación y principal categoría ocupacional. En el Gráfico A 4 se muestran las categorías ocupacionales de padres y madres del entrevistado.

GRÁFICO A 4: CATEGORÍAS OCUPACIONALES DE MADRE Y PADRE DEL ENTREVISTADO SEGÚN COHORTES



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

En el Gráfico A 5, se muestra la ocupación de padres y madres del entrevistado según la principal categoría ocupacional declarada, agrupada por el primer dígito de la codificación.

GRÁFICO A 5: OCUPACIONES DE MADRE Y PADRE DEL ENTREVISTADO SEGÚN COHORTES



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

Anexo 4: Resultados de las regresiones de movilidad intergeneracional educativa

Generales

TABLA A 5: 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

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

Cohortes

TABLA A 6: 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

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

TABLA A 7: 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

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

Sexo

TABLA A 8: 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)	6.078*** (0.129)	7.163*** (0.107)	6.480*** (0.109)
Observaciones	2,550	2,680	3,650	3,995
R-cuadrado	0.303	0.296	0.284	0.300

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

Anexo 5: Resultados regresiones modelo de igualdad de oportunidades

General

TABLA A 9: REGRESIÓN DE MODELO DE IGUALDAD DE OPORTUNIDADES (TODAS LAS COHORTES 1955-1989)

	Modelo sólo circunstancias innatas	Modelo circunstancias innatas más redes	Modelo circunstancias innatas, redes y padres
Mujer	0.302*** (0.0678)	0.260*** (0.0656)	0.714*** (0.0630)
Discapacidad	-2.851*** (0.313)	-3.135*** (0.302)	-2.951*** (0.294)
Afro	-1.160*** (0.111)	-1.252*** (0.108)	-0.479*** (0.106)
Artigas		-1.660*** (0.202)	-0.267 (0.197)
Canelones		-1.857*** (0.114)	-0.645*** (0.108)
Cerro Largo		-2.470*** (0.189)	-0.478*** (0.182)
Colonia		-1.788*** (0.168)	-0.309* (0.160)
Durazno		-2.067*** (0.214)	-0.489** (0.217)
Flores		-1.596*** (0.330)	-0.299 (0.318)
Florida		-2.067*** (0.214)	-0.780*** (0.199)
Lavalleja		-2.296*** (0.207)	-0.384* (0.201)
Maldonado		-1.747*** (0.189)	-0.830*** (0.177)
Paysandú		-2.140*** (0.175)	-0.388** (0.169)
Río Negro		-1.942*** (0.246)	-0.308 (0.231)
Rivera		-2.352*** (0.179)	-0.517*** (0.175)
Rocha		-1.981*** (0.210)	-0.262 (0.206)
Salto		-1.603*** (0.159)	-0.117 (0.162)
San José		-2.491*** (0.197)	-0.880*** (0.192)
Soriano		-1.733*** (0.190)	-0.106 (0.187)
Tacuarembó		-2.518*** (0.171)	-0.239 (0.187)
Treinta y Tres		-1.982*** (0.245)	-0.539** (0.237)
Extranjero		-0.394 (0.255)	-0.0772 (0.251)
Proxy redes		-0.740*** (0.0666)	-0.299*** (0.0639)
Años de educación madre			0.247*** (0.0121)
<i>Ocupación madre:</i>			

Asalariado privado	-0.105 (0.141)
Miembro de cooperativa de producción	-0.524 (0.838)
Profesional independiente	-0.906***
Patrón (con personal a cargo)	(0.311) 1.183***
Trabajador por cuenta propia con local o inversión	(0.426) 0.672***
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión	(0.240) -0.123
Miembro del hogar no remunerado	(0.205) -0.203
Cónyuge colaborador	(0.254) 0.397 (0.274)
Trabajador en programa social de empleo	0.956 (0.715)
Tareas del hogar / ama de casa	0.464** (0.235)
<i>Categoría ocupación madre</i>	
Oficios en código 2	0.325 (0.328)
Oficios en código 3	0.242 (0.359)
Oficios en código 4	0.335 (0.327)
Oficios en código 5	0.0110 (0.307)
Oficios en código 6	-0.417 (0.413)
Oficios en código 7	0.418 (0.313)
Oficios en código 8	0.479 (0.448)
Oficios en código 9	-0.520* (0.304)
Oficios en código 10	-0.733** (0.345)
Años de educación padre	0.227*** (0.0114)
<i>Ocupación padre:</i>	
Asalariado privado	-0.0917 (0.0918)
Miembro de cooperativa de producción	0.205 (0.640)
Profesional independiente	0.469* (0.248)

Patrón (con personal a cargo)			0.558***
			(0.172)
Trabajador por cuenta propia con local o inversión			-0.130
			(0.136)
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión			-0.698***
			(0.133)
Miembro del hogar no remunerado			-1.881*
			(1.038)
Cónyuge colaborador			-2.479**
			(1.094)
Trabajador en programa social de empleo			-0.711
			(1.523)
<i>Categoría ocupación padre</i>			
Oficios en código 2			-0.300
			(0.216)
Oficios en código 3			-0.505**
			(0.217)
Oficios en código 4			-0.161
			(0.189)
Oficios en código 5			-1.203***
			(0.182)
Oficios en código 6			-1.613***
			(0.175)
Oficios en código 7			-1.227***
			(0.160)
Oficios en código 8			-1.216***
			(0.182)
Oficios en código 9			-1.932***
			(0.172)
Oficios en código 10			-1.496***
			(0.232)
Constante	9.443***	11.04***	8.201***
	(0.0503)	(0.0718)	(0.363)
Observaciones	13,824	13,813	10,297
R-cuadrado	0.015	0.085	0.396

Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. 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 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<0.1

Cohortes

TABLA A 10: REGRESIÓN DE MODELO DE IGUALDAD DE OPORTUNIDADES (INNATAS, INNATAS MÁS REDES) SEGÚN COHORTES

	Modelo sólo 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
Mujer	0.320 (0.238)	0.123 (0.242)	0.631** (0.248)	0.754*** (0.233)	0.409* (0.225)	0.376 (0.243)	0.750*** (0.271)	0.328 (0.226)	0.110 (0.228)	0.549** (0.240)	0.840*** (0.229)	0.341 (0.220)	0.167 (0.239)	0.693*** (0.268)
Discapacidad	-1.010 (1.458)	-1.827 (1.471)	-2.438** (1.127)	-2.829*** (1.053)	-4.513*** (0.989)	-5.012*** (0.955)	-0.890 (1.567)	-1.666 (1.379)	-2.918** (1.386)	-2.914*** (1.093)	-3.130*** (1.030)	-4.876*** (0.971)	-5.646*** (0.939)	-0.925 (1.561)
Afro	-0.989*** (0.379)	-1.340*** (0.393)	-1.054*** (0.396)	-1.119*** (0.368)	-1.550*** (0.343)	-1.819*** (0.356)	-1.677*** (0.422)	-0.972*** (0.361)	-0.985*** (0.374)	-1.333*** (0.391)	-1.206*** (0.363)	-1.646*** (0.337)	-2.055*** (0.353)	-1.822*** (0.421)
Artigas								-2.039*** (0.595)	-2.404*** (0.656)	-1.041 (0.720)	-1.029 (0.715)	-0.504 (0.681)	-1.231 (0.957)	-1.697** (0.787)
Canelones								-2.831*** (0.399)	-3.292*** (0.420)	-1.743*** (0.425)	-1.563*** (0.374)	-1.873*** (0.351)	-1.942*** (0.365)	-1.490*** (0.443)
Cerro Largo								-2.949*** (0.640)	-3.103*** (0.656)	-2.312*** (0.719)	-1.784** (0.742)	-1.633*** (0.627)	-0.495 (0.720)	-2.995*** (1.013)
Colonia								-2.743*** (0.551)	-1.731*** (0.636)	-2.246*** (0.634)	-2.332*** (0.550)	-0.553 (0.590)	-1.314** (0.575)	-1.432* (0.774)
Durazno								-2.926*** (0.691)	-3.339*** (0.785)	-0.412 (0.823)	-0.253 (0.754)	-1.314* (0.774)	-2.236** (0.991)	-1.752* (1.012)
Flores								-2.087 (1.431)	-2.848** (1.160)	-1.882* (1.111)	-1.215 (1.284)	-1.203 (0.970)	-0.543 (1.236)	-0.394 (1.469)
Florida								-1.914** (0.770)	-0.421 (0.845)	-2.994*** (0.768)	-1.579** (0.655)	-0.679 (0.877)	-2.427*** (0.722)	-2.285** (0.904)
Lavalleja								-2.281*** (0.626)	-2.215*** (0.586)	-2.347*** (0.756)	-1.488 (0.919)	1.483* (0.877)	-1.230 (0.873)	-1.086 (1.149)
Maldonado								-2.526*** (0.844)	-2.387*** (0.694)	-2.503*** (0.652)	-2.628*** (0.633)	-1.074 (0.759)	-2.434*** (0.669)	-0.778 (0.733)
Paysandú								-1.378** (0.581)	-2.823*** (0.654)	-3.171*** (0.650)	-2.820*** (0.597)	-1.047** (0.532)	-2.991*** (0.624)	-0.981 (0.779)
Río Negro								-1.954** (0.964)	-2.576*** (0.818)	-2.444** (1.041)	-2.564*** (0.784)	-3.078*** (0.867)	-1.100 (0.750)	-1.185 (0.958)
Rivera								-4.180***	-3.750***	-2.606***	-2.797***	-1.999***	-0.0653	-1.413**

								(0.670)	(0.515)	(0.605)	(0.670)	(0.706)	(0.734)	(0.677)
Rocha								-3.594***	-1.846***	-1.313*	-0.488	-1.965***	-0.972	-3.446***
								(0.911)	(0.703)	(0.713)	(0.836)	(0.726)	(0.763)	(1.145)
Salto								-2.866***	-3.110***	-1.455***	-1.750***	-1.724***	-0.671	-0.421
								(0.552)	(0.496)	(0.522)	(0.528)	(0.546)	(0.632)	(0.643)
San José								-3.221***	-2.870***	-1.972**	-2.616***	-2.365***	-2.159***	-2.513***
								(0.679)	(0.875)	(0.855)	(0.605)	(0.587)	(0.745)	(0.833)
Soriano								-1.916***	-2.852***	-1.258*	-1.133*	-1.593**	0.575	-1.424
								(0.602)	(0.619)	(0.686)	(0.671)	(0.675)	(0.731)	(0.966)
Tacuarembó								-3.458***	-3.707***	-3.578***	-2.996***	-1.840***	0.214	-2.271***
								(0.546)	(0.521)	(0.589)	(0.660)	(0.615)	(0.647)	(0.740)
Treinta y Tres								-2.948***	-2.115***	-2.335***	-0.349	-1.015	0.444	-2.231**
								(0.740)	(0.794)	(0.816)	(1.062)	(0.900)	(0.866)	(1.098)
Extranjero								0.173	-1.648	-0.896	0.342	2.075***	2.454***	1.113
								(1.024)	(1.130)	(1.278)	(1.241)	(0.795)	(0.822)	(0.970)
Proxy redes								-0.917***	-0.257	-0.713***	-0.177	-0.832***	-0.867***	-0.753***
								(0.229)	(0.231)	(0.245)	(0.232)	(0.224)	(0.239)	(0.272)
Constante	9.349***	9.672***	9.482***	9.786***	10.32***	10.18***	10.81***	11.40***	11.58***	11.17***	10.97***	11.57***	11.49***	12.02***
	(0.174)	(0.184)	(0.177)	(0.168)	(0.170)	(0.180)	(0.200)	(0.245)	(0.257)	(0.261)	(0.244)	(0.244)	(0.266)	(0.280)
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

Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. 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 y la de Proxy redes a quienes no consiguieron su primer trabajo a través de redes de amigos o conocidos. Entre paréntesis se reportan los errores estándar. Niveles de significación: * p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA A 11: 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
Mujer	0.325 (0.225)	0.429* (0.222)	0.752*** (0.225)	1.385*** (0.229)	0.730*** (0.201)	0.789*** (0.222)	1.439*** (0.243)
Discapacidad	-1.532 (1.465)	-1.922 (1.216)	-2.133** (0.970)	-2.646** (1.081)	-4.699*** (0.975)	-4.853*** (0.924)	-0.905 (1.289)
Afro	-0.371 (0.362)	-0.122 (0.362)	-0.583 (0.386)	-0.736** (0.356)	-0.391 (0.322)	-0.706** (0.339)	-0.383 (0.383)
Artigas	-0.319 (0.629)	-0.600 (0.662)	0.209 (0.676)	-0.392 (0.666)	0.0278 (0.610)	0.0116 (0.932)	0.0608 (0.679)
Canelones	-1.316*** (0.391)	-1.922*** (0.426)	-0.576 (0.393)	-0.485 (0.375)	-0.964*** (0.328)	-0.821** (0.346)	0.321 (0.401)
Cerro Largo	-1.567** (0.670)	-1.390** (0.658)	-0.703 (0.704)	-1.017 (0.692)	-0.770 (0.558)	0.507 (0.672)	-0.0909 (0.943)
Colonia	-0.785 (0.549)	-0.332 (0.601)	-1.367** (0.582)	-1.789*** (0.528)	0.124 (0.516)	-0.152 (0.535)	0.0227 (0.674)
Durazno	0.317 (0.849)	-1.901** (0.745)	-0.122 (0.816)	-0.250 (0.799)	0.340 (0.690)	-2.669*** (1.004)	-0.375 (0.900)
Flores	-0.157 (1.253)	-0.411 (1.197)	-0.754 (1.044)	-0.505 (1.118)	-0.215 (0.894)	-1.246 (1.232)	0.353 (1.502)
Florida	-0.875 (0.712)	-0.0199 (0.935)	-1.332* (0.732)	-0.254 (0.669)	-0.0754 (0.864)	-1.453** (0.617)	0.310 (0.819)
Lavalleja	-0.876 (0.642)	-0.359 (0.559)	-0.779 (0.691)	-0.728 (0.863)	1.133 (0.857)	0.666 (0.766)	0.0113 (1.670)
Maldonado	-1.083 (0.789)	-1.429** (0.618)	-1.504** (0.592)	-2.152*** (0.641)	0.0106 (0.639)	-1.927*** (0.616)	-0.183 (0.634)
Paysandú	0.545 (0.566)	-1.319** (0.652)	-0.990 (0.626)	-1.046* (0.616)	-0.267 (0.496)	-0.874 (0.618)	0.445 (0.657)
Río Negro	-0.514 (0.918)	-0.781 (0.748)	0.303 (1.012)	-1.411* (0.779)	-2.028*** (0.763)	-0.137 (0.668)	0.965 (0.779)
Rivera	-1.666** (0.662)	-1.600*** (0.515)	-0.522 (0.600)	-1.276* (0.753)	-0.986 (0.647)	1.680** (0.673)	0.699 (0.605)
Rocha	-1.907* (1.056)	-1.173* (0.638)	0.933 (0.714)	0.433 (0.801)	0.422 (0.701)	-0.806 (0.752)	-1.269 (1.007)
Salto	-1.030* (0.584)	-1.219** (0.515)	0.157 (0.509)	-0.724 (0.547)	-0.584 (0.533)	0.337 (0.615)	1.164** (0.570)
San José	-0.831 (0.707)	-1.846** (0.805)	-0.484 (0.750)	-0.934 (0.607)	-1.210** (0.547)	-0.866 (0.667)	-0.567 (0.805)
Soriano	-0.614 (0.638)	-1.211* (0.621)	-0.504 (0.634)	-0.337 (0.638)	0.205 (0.655)	0.557 (0.695)	-0.0945 (0.869)
Tacuarembó	-1.211* (0.625)	-1.010* (0.594)	-0.976 (0.630)	-1.626** (0.716)	-1.353** (0.607)	0.471 (0.635)	1.121 (0.742)
Treinta y Tres	-1.380* (0.745)	-0.281 (0.873)	-1.725** (0.749)	1.445 (1.018)	1.017 (0.956)	0.653 (0.828)	-0.674 (0.977)
Extranjero	-0.626 (1.253)	-2.531** (1.204)	1.333 (1.533)	-0.553 (1.286)	1.052 (0.708)	1.173 (0.733)	0.277 (0.807)
Proxy redes	-0.663*** (0.228)	0.0718 (0.228)	-0.722*** (0.231)	-0.0838 (0.235)	-0.682*** (0.205)	-0.537** (0.223)	-0.172 (0.240)
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)
<i>Ocupación madre:</i>							
Asalariado privado	0.251 (0.647)	0.699 (0.600)	-0.330 (0.538)	-0.275 (0.543)	-0.561 (0.450)	0.332 (0.406)	0.0277 (0.428)
Miembro de cooperativa de producción	-1.559 (3.035)	-1.593 (2.340)	0.507 (2.942)	0.662 (2.031)	5.236 (3.784)		-2.685 (2.412)

Profesional independiente	1.697 (1.382)	0.281 (1.302)	0.150 (1.265)	-1.500 (1.407)	-0.162 (0.943)	-1.422 (1.101)	-0.368 (0.977)
Patrón (con personal a cargo)	1.742 (1.540)	3.073 (2.290)	-3.205** (1.513)	1.781 (2.313)	0.306 (1.140)	1.308 (1.319)	2.508** (1.239)
Trabajador por cuenta propia con local o inversión	1.115 (0.962)	0.770 (0.943)	0.0901 (0.861)	0.673 (0.923)	-0.138 (0.732)	2.342*** (0.847)	1.303 (0.863)
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión	-0.206 (0.844)	1.137 (0.761)	-0.322 (0.741)	-0.464 (0.774)	-0.424 (0.668)	0.0408 (0.633)	-0.815 (0.730)
Miembro del hogar no remunerado	-0.290 (0.958)	0.259 (1.013)	-1.564* (0.895)	-1.304 (1.154)	-1.626* (0.858)	0.189 (0.844)	1.001 (1.014)
Cónyuge colaborador	1.121 (1.050)	1.872* (1.017)	-0.629 (1.028)	0.209 (1.000)	-0.146 (1.128)	0.880 (1.443)	3.115** (1.264)
Trabajador en programa social de empleo	-4.105 (5.441)	7.876*** (2.101)		2.799 (2.184)	3.096 (7.040)	-3.084 (2.046)	2.224 (4.225)
Tareas del hogar / ama de casa	0.188 (0.916)	0.815 (0.952)	-1.084 (0.835)	-0.662 (1.089)	-0.312 (0.777)	0.674 (0.756)	2.057** (0.941)
<i>Categoría ocupación madre</i>							
Oficios en código 2	-1.306 (1.439)	3.083* (1.580)	-1.308 (1.235)	1.063 (1.501)	-0.431 (1.025)	1.375 (1.092)	1.632 (1.332)
Oficios en código 3	0.199 (1.526)	2.273 (1.714)	-1.706 (1.498)	0.627 (1.585)	-1.438 (1.133)	0.281 (1.111)	1.464 (1.395)
Oficios en código 4	0.338 (1.524)	1.406 (1.579)	0.0369 (1.237)	0.303 (1.475)	-0.663 (0.990)	1.239 (1.052)	0.876 (1.344)
Oficios en código 5	-0.451 (1.406)	0.598 (1.452)	0.549 (1.129)	0.216 (1.403)	-1.086 (0.885)	-0.238 (1.002)	0.0448 (1.315)
Oficios en código 6	1.208 (1.952)	2.278 (1.973)	-0.207 (1.360)	-2.699 (1.765)	2.003 (1.696)	-0.523 (1.430)	0.184 (1.619)
Oficios en código 7	-0.210 (1.340)	0.995 (1.405)	-0.190 (1.098)	0.990 (1.406)	-2.070** (0.953)	-0.870 (1.068)	1.340 (1.434)
Oficios en código 8	-0.588 (1.934)	0.914 (2.062)	0.456 (1.644)	0.286 (1.804)	0.322 (1.187)	-1.062 (1.361)	0.574 (1.729)
Oficios en código 9	-1.148 (1.358)	0.665 (1.453)	-0.743 (1.117)	-0.432 (1.391)	-2.242** (0.924)	-0.702 (1.000)	-0.239 (1.327)
Oficios en código 10	-0.514 (1.453)	0.846 (1.619)	-0.144 (1.205)	0.322 (1.691)	-2.052* (1.103)	-0.913 (1.171)	-1.825 (1.545)
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)
<i>Ocupación padre:</i>							
Asalariado privado	-0.232 (0.312)	0.0122 (0.325)	-0.0141 (0.329)	-0.212 (0.333)	-0.148 (0.291)	0.258 (0.328)	0.325 (0.337)
Miembro de cooperativa de producción	-0.738 (1.573)	0.615 (1.944)	-6.998** (3.474)	-2.013 (2.696)	-1.646 (1.649)	2.098 (2.231)	2.839 (2.102)
Profesional independiente	-1.098 (0.906)	0.247 (0.844)	-1.078 (1.030)	0.718 (1.092)	1.455 (0.898)	0.744 (0.823)	0.965 (1.030)
Patrón (con personal a cargo)	-0.874 (0.612)	0.204 (0.652)	-0.00766 (0.599)	0.228 (0.717)	1.654*** (0.566)	1.120 (0.715)	1.408* (0.807)
Trabajador por cuenta propia con local o inversión	-0.374 (0.482)	0.443 (0.508)	-0.226 (0.504)	0.424 (0.509)	-0.199 (0.445)	-0.0527 (0.503)	-0.0829 (0.545)
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión	-0.105 (0.496)	-0.734 (0.502)	-0.948** (0.464)	-0.936* (0.513)	-0.770* (0.427)	-0.655 (0.483)	0.329 (0.515)
Miembro del hogar no remunerado	-0.581 (2.098)		-1.503 (4.818)	-1.992 (2.928)			-3.461 (3.685)
Cónyuge colaborador		1.243 (2.358)				1.897 (4.419)	
Tareas del hogar / ama de	-1.117			-1.787			

casa		(3.250)		(1.932)			
<i>Categoría ocupación madre</i>							
Oficios en código 2	0.405 (0.804)	-1.146 (0.815)	0.302 (0.826)	-0.483 (0.850)	-0.292 (0.703)	-0.0706 (0.786)	2.109** (0.862)
Oficios en código 3	-1.547** (0.760)	-0.127 (0.719)	-1.190 (0.828)	0.183 (0.929)	-0.800 (0.748)	-1.171 (0.731)	1.329 (0.918)
Oficios en código 4	-1.202* (0.690)	-0.578 (0.685)	-1.518** (0.624)	0.301 (0.692)	-0.260 (0.628)	-1.124* (0.651)	2.378*** (0.843)
Oficios en código 5	-1.059 (0.682)	-0.777 (0.681)	-3.034*** (0.613)	-0.712 (0.677)	-0.720 (0.577)	-2.328*** (0.605)	0.533 (0.806)
Oficios en código 6	-2.146*** (0.650)	-1.578** (0.651)	-2.978*** (0.684)	-1.170* (0.663)	-0.949 (0.645)	-0.716 (0.723)	1.082 (0.856)
Oficios en código 7	-1.601** (0.627)	-1.070* (0.603)	-2.881*** (0.546)	-0.255 (0.604)	-1.043** (0.526)	-2.059*** (0.546)	0.474 (0.767)
Oficios en código 8	-1.760** (0.689)	-1.434** (0.665)	-3.115*** (0.640)	-0.616 (0.685)	-1.380** (0.590)	-1.102* (0.620)	1.351 (0.835)
Oficios en código 9	-2.216*** (0.664)	-2.392*** (0.631)	-3.821*** (0.591)	-0.431 (0.657)	-1.330** (0.574)	-1.865*** (0.609)	0.0824 (0.814)
Oficios en código 10	-2.097** (0.849)	-1.603* (0.932)	-3.161*** (0.776)	-0.922 (0.818)	-1.340* (0.719)	-1.588** (0.742)	1.307 (0.952)
Constante	9.388*** (1.437)	6.937*** (1.682)	11.54*** (1.298)	7.812*** (1.566)	10.91*** (1.114)	8.075*** (1.185)	4.432*** (1.707)
Observaciones	852	841	794	834	900	819	667
R ₂	0.451	0.469	0.454	0.402	0.484	0.510	0.531

Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. 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 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<0.1.

Sexo

TABLA A 12: REGRESIÓN DE MODELO DE IGUALDAD DE OPORTUNIDADES (CIRCUNSTANCIAS INNATAS, E INNATAS MÁS REDES) SEGÚN SEXO

	Hombres	Mujeres
Discapacidad	-2.210*** (0.420)	-3.788*** (0.420)
Afro	-0.499*** (0.168)	-0.452*** (0.136)
Artigas	-0.706** (0.306)	0.0723 (0.258)
Canelones	-0.811*** (0.165)	-0.501*** (0.145)
Cerro Largo	-0.616** (0.287)	-0.397* (0.236)
Colonia	-0.650*** (0.248)	-0.0570 (0.210)
Durazno	-0.772** (0.332)	-0.156 (0.287)
Flores	-0.432	-0.176

	(0.494)	(0.423)
Florida	-1.045***	-0.537**
	(0.308)	(0.261)
Lavalleja	-0.631**	-0.211
	(0.305)	(0.268)
Maldonado	-1.167***	-0.572**
	(0.275)	(0.231)
Paysandú	-0.573**	-0.205
	(0.247)	(0.234)
Río Negro	-0.544*	-0.0536
	(0.330)	(0.327)
Rivera	-0.523**	-0.492**
	(0.265)	(0.234)
Rocha	-0.665**	0.0861
	(0.309)	(0.279)
Salto	0.107	-0.359
	(0.240)	(0.220)
San José	-0.906***	-0.826***
	(0.292)	(0.258)
Soriano	-0.388	0.117
	(0.291)	(0.245)
Tacuarembó	-0.495*	-0.0674
	(0.301)	(0.237)
Treinta y Tres	-0.179	-0.739**
	(0.370)	(0.308)
Extranjero	0.908**	-0.738**
	(0.405)	(0.319)
Proxy redes	-0.311***	-0.302***
	(0.0969)	(0.0856)
Años de educación madre	0.213***	0.276***
	(0.0186)	(0.0159)
<i>Ocupación madre:</i>		
Asalariado privado	-0.322	0.0539
	(0.209)	(0.194)
Miembro de cooperativa de producción	-0.853	-0.216
	(1.675)	(0.968)
Profesional independiente	-0.560	-1.243***
	(0.465)	(0.424)
Patrón (con personal a cargo)	1.983***	0.270
	(0.614)	(0.603)
Trabajador por cuenta propia con local o inversión	0.357	0.826***
	(0.371)	(0.320)
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión	-0.0991	-0.213
	(0.316)	(0.274)
Miembro del hogar no remunerado	-0.173	-0.225
	(0.377)	(0.348)
Cónyuge colaborador	0.637	0.190
	(0.420)	(0.364)
Trabajador en programa social de empleo	0.954	2.740*

	(0.918)	(1.551)
Tareas del hogar / ama de casa	0.640*	0.280
	(0.347)	(0.324)
<i>Categoría ocupación madre</i>		
Oficios en código 2	1.339***	-0.685
	(0.483)	(0.453)
Oficios en código 3	0.910*	-0.403
	(0.529)	(0.496)
Oficios en código 4	0.932*	-0.241
	(0.486)	(0.445)
Oficios en código 5	0.724	-0.609
	(0.459)	(0.417)
Oficios en código 6	-0.265	-0.702
	(0.705)	(0.517)
Oficios en código 7	1.045**	-0.0969
	(0.477)	(0.420)
Oficios en código 8	2.225***	-0.990*
	(0.700)	(0.588)
Oficios en código 9	0.246	-1.198***
	(0.456)	(0.413)
Oficios en código 10	-0.272	-1.150**
	(0.516)	(0.469)
Años de educación padre	0.235***	0.223***
	(0.0176)	(0.0150)
<i>Ocupación padre:</i>		
Asalariado privado	-0.199	-0.0177
	(0.140)	(0.122)
Miembro de cooperativa de producción	0.460	0.0605
	(1.146)	(0.769)
Profesional independiente	0.178	0.574*
	(0.379)	(0.330)
Patrón (con personal a cargo)	0.387	0.713***
	(0.265)	(0.228)
Trabajador por cuenta propia con local o inversión	-0.418**	0.0944
	(0.207)	(0.181)
Trabajador por cuenta propia sin local o inversión	-0.933***	-0.538***
	(0.203)	(0.178)
Miembro del hogar no remunerado	-3.784*	-0.819
	(1.974)	(1.219)
Cónyuge colaborador	-4.121***	1.135
	(1.362)	(1.997)
Trabajador en programa social de empleo	-1.942	1.586
	(2.023)	(2.415)
<i>Categoría ocupación madre</i>		
Oficios en código 2	-0.416	-0.114
	(0.326)	(0.295)
Oficios en código 3	-0.241	-0.627**
	(0.340)	(0.284)

Oficios en código 4	-0.280 (0.287)	-0.0251 (0.252)
Oficios en código 5	-1.360*** (0.278)	-1.059*** (0.242)
Oficios en código 6	-1.256*** (0.273)	-1.872*** (0.229)
Oficios en código 7	-1.079*** (0.246)	-1.356*** (0.212)
Oficios en código 8	-1.008*** (0.276)	-1.373*** (0.245)
Oficios en código 9	-1.802*** (0.266)	-2.036*** (0.228)
Oficios en código 10	-1.073*** (0.366)	-1.830*** (0.303)
Constante	7.882*** (0.540)	9.247*** (0.491)
Observaciones	4,166	6,131
R-cuadrado	0.412	0.392

Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. 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 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<0.1.

Anexo 6: Resultados regresiones modelo de correlación entre hermanos

General

TABLA A 13: REGRESIÓN MODELO DE CORRELACIÓN ENTRE HERMANOS (TODAS LAS COHORTES 1955-1989)

	Años de educación de hermanos	Parámetros efectos aleatorios	
		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		

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

Cohortes

TABLA A 14: REGRESIÓN MODELO DE CORRELACIÓN ENTRE HERMANOS SEGÚN COHORTES

			Observaciones	Número de familias	Rho
1955-1961	Años de educación de hermanos	9.676*** (0.136)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.188*** (0.0368)	1,237	788	0.677
	Ln desvío estándar (error)	0.819*** (0.0331)			
1958-1964	Años de educación de hermanos	9.891*** (0.120)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.199*** (0.0314)	1,586	1,035	0.679
	Ln desvío estándar (error)	0.824*** (0.0299)			
1961-1967	Años de educación de hermanos	10.14*** (0.109)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.221*** (0.0271)	2,047	1,288	0.690
	Ln desvío estándar (error)	0.820*** (0.0253)			
1964-1970	Años de educación de hermanos	10.25*** (0.0989)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.226*** (0.0247)	2,445	1,574	0.697
	Ln desvío estándar (error)	0.810*** (0.0237)			
1967-1973	Años de educación de hermanos	10.36*** (0.0896)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.193*** (0.0231)	2,835	1,829	0.682
	Ln desvío estándar (error)	0.811*** (0.0218)			
1970-1976	Años de educación de hermanos	10.52*** (0.0828)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.187*** (0.0218)	3,251	2,117	0.684
	Ln desvío estándar (error)	0.802*** (0.0208)			
1973-1979	Años de educación de hermanos	10.63*** (0.0785)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.170*** (0.0211)	3,515	2,323	0.668
	Ln desvío estándar (error)	0.822*** (0.0200)			
1976-1982	Años de educación de hermanos	10.59*** (0.0765)			
	Ln desvío estándar (constante)	1.152*** (0.0217)	3,577	2,442	0.645
	Ln desvío estándar (error)	0.853*** (0.0205)			
1979-1985	Años de educación de hermanos	10.72*** (0.0775)	3,519	2,439	0.647

	Ln desvío estándar (constante)	1.164***	(0.0220)			
	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)			

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

Sexo

TABLA A 15: REGRESIÓN MODELO DE CORRELACIÓN ENTRE HERMANOS SEGÚN SEXO

VARIABLES	Años de educación de hermanos	Hombre		Años de educación de hermanos	Mujer	
		Parámetros efectos aleatorios	Parámetros efectos aleatorios		Parámetros efectos aleatorios	Parámetros efectos aleatorios
		Ln desvío estándar (constante)	Ln desvío estándar (constante)		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		

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

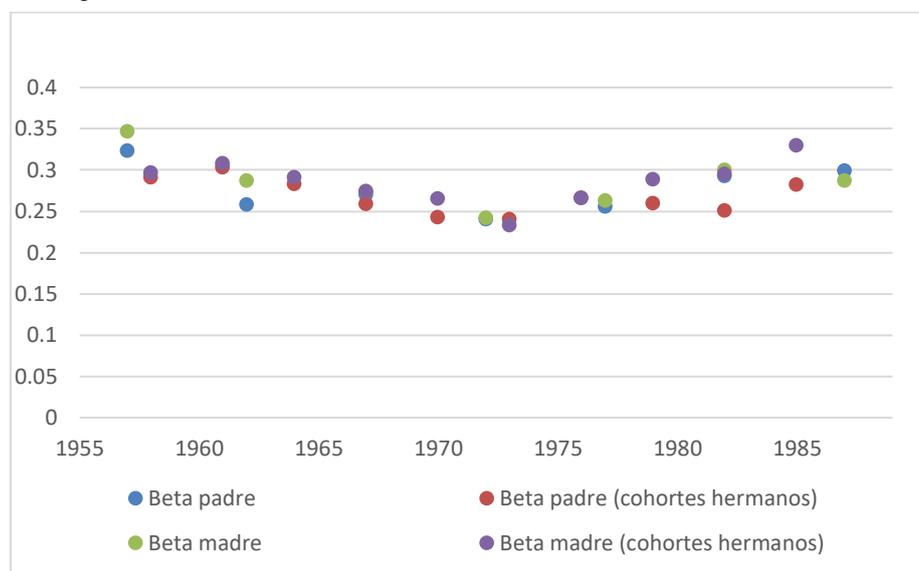
Anexo 7: Robustez

TABLA A 16: 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

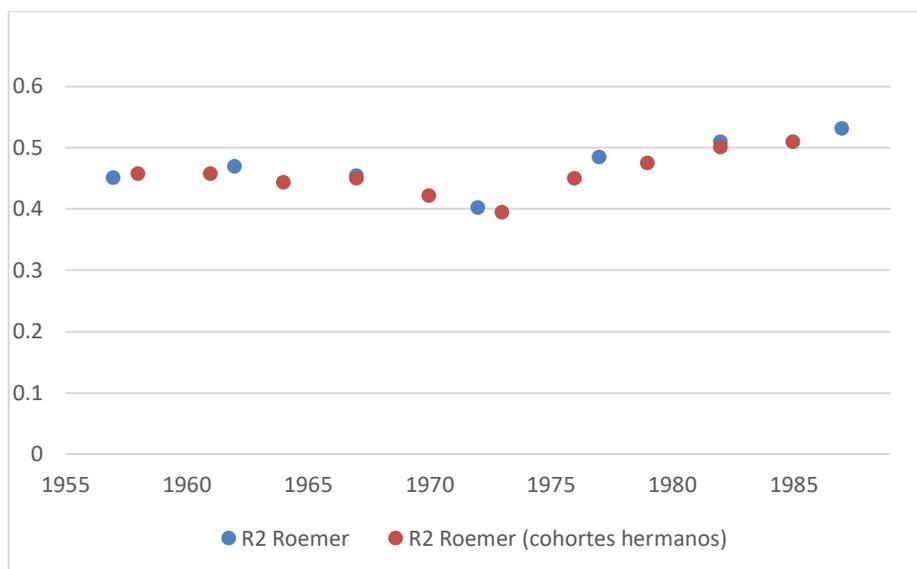
Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. Nota: La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la educación propia y de sus padres en la ola 1. Entre paréntesis se reportan los errores estándar robustos. Niveles de significación: * p<0.01, ** p<0.05, * p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

GRÁFICO A 6: ESTIMACIÓN DEL R-CUADRADO DEL MODELO DE MADRE Y PADRE SEGÚN COHORTES DE 5 AÑOS Y COHORTES SOLAPADAS ESPECIFICADAS EN EL MODELO DE HERMANOS



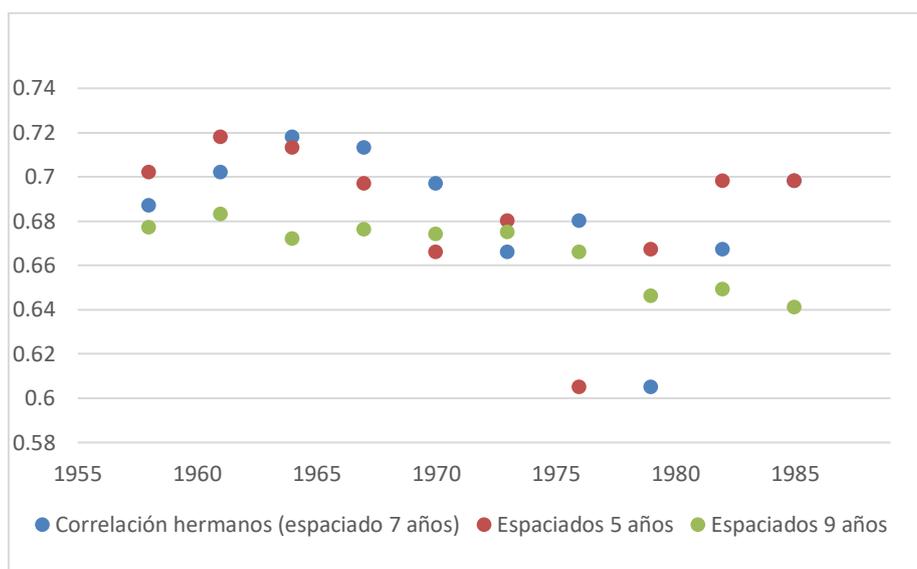
Fuente: Elaboración propia con base en ELPS olas 1 y 2. Nota: La muestra corresponde a las personas entrevistadas en la ola 2 que declararon la ocupación principal de sus padres.

GRÁFICO A 7: 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



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

GRÁFICO A 8: PORCENTAJE DE VARIANZA EXPLICADA POR EL MODELO DE HERMANOS SEGÚN DISTINTAS ESPECIFICACIONES DE COHORTES DE HERMANOS



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