

Movilidad Intergeneracional e Igualdad de Oportunidades: el caso del NOA

Intergenerational Mobility and Equality of Opportunities
in North-West Argentina

*Mobilidade Intergeneracional e Igualdade de Oportunidades:
o caso do NOA.*

Andrés Ramasco

Universidad Nacional de Tucumán, Argentina

E-mail: ramascoandres@gmail.com

Resumen

Fecha de recepción: 29/10/2019

Fecha de aceptación: 28/11/2019

Esta investigación propone analizar empíricamente el fenómeno de la movilidad intergeneracional de la educación, llevando a cabo una caracterización a nivel regional y poniendo énfasis en el NOA. La estrategia utilizada en el trabajo son estadísticas descriptivas y un modelo probit para el caso de la movilidad absoluta (comparación con progenitores) y regresiones para el caso de la movilidad relativa (cambios en la distribución a través del tiempo), disgregando por género y para inmigrantes limítrofes. En este estudio estimamos los coeficientes de persistencia intergeneracional de la educación, y un modelo probit para buscar los determinantes de que un individuo salga o no de la pobreza o persista o no en la riqueza luego de una generación. Obtenemos como resultado que los hijos heredan alrededor de medio año de educación adicional por cada año de educación adicional de sus padres, y que existen ciertas diferencias entre regiones. Otro resultado importante es la informalidad del empleo del jefe de hogar como variable explicativa de la persistencia de la pobreza. Por otro lado, otro hallazgo importante es la informalidad del empleo del jefe de hogar como variable explicativa de la persistencia de la pobreza, como contraparte de esto, individuos cuyos padres poseen un empleo de cuello blanco poseen mayor probabilidad de persistir en la parte superior de la distribución de educación.

Palabras clave

- MI
- Movilidad
- Igualdad de Oportunidades
- Educación

Abstract

The aim of this research is to do an empirical analysis of the phenomenon of intergenerational mobility in education, typifying by region, with special attention to the North-West region of Argentina. The strategy consists of descriptive statistics and a probit model in the case of absolute mobility (a contrast between children and their parents), and a regression analysis in the case of relative mobility (changes in the distribution throughout time), making a separation based on gender and origin (people from neighboring countries). In this study, the rate of intergenerational educational persistence is calculated, and a probit model is used to find the factors that determine whether an individual moves out of poverty or not and whether an individual stays wealthy or not after one generation. As a result, we find that children inherit about half a year of additional education for each year of additional education attained by their parents; these findings differ from one region to another. In addition, an important finding reveals that the informal job of the head of family is a variable that explains poverty persistence; in contraposition, the children of white collar workers are more likely to stay in the top of the distribution of education.

Keywords

- IM
- Mobility
- Equality of Opportunities
- Education

Resumo

Esta pesquisa propõe analisar empiricamente o fenômeno da mobilidade intergeracional da educação, fazendo uma caracterização a nível regional e pondo ênfase no NOA. A estratégia utilizada no trabalho são estatísticas descritivas e um modelo Probit para o caso da mobilidade absoluta (comparação com progenitores) e regressões para o caso da mobilidade relativa (mudanças na distribuição através do tempo), desagregando por gênero e para imigrantes limítrofes. Neste estudo estimamos os coeficientes de persistência intergeracional da educação, e um modelo Probit para procurar os determinantes de que um indivíduo saia ou não da pobreza ou persista ou não na riqueza depois de uma geração. Obtemos como resultado que os filhos herdaram ao redor de meio ano de educação adicional por cada ano de educação adicional de seus pais, e que existem certas diferenças entre regiões. Por outro lado, outra descoberta importante é a informalidade do emprego do chefe de família como variável explicativa da persistência da pobreza, como contraparte disto, indivíduos cujos pais possuem um emprego de colarinho branco possuem maior probabilidade de persistir na parte superior da distribuição de educação.

Palavras-chave

- MI
- Mobilidade
- Igualdade de Oportunidades
- Educação

1. Introducción

En la actualidad no existe un consenso en lo referido a nociones de Justicia Distributiva y Bienestar Social. Entre los principales criterios utilizados responder preguntas asociadas a cuestiones de distribución y redistribución podemos nombrar los siguientes:

Criterio Utilitarista: en su visión clásica y tal como fue propuesta por Jeremy Bentham, dado que el Bienestar Social es igual a la suma de las utilidades individuales, si todos tuvieran la misma función de utilidad y esta fuera marginalmente decreciente, la distribución que maximizaría el bienestar social sería estrictamente igualitaria.

Criterio Rawlsiano: basado en el concepto del Velo de la Ignorancia de John Rawls (Arneson, 2008), una sociedad estará tan bien como el peor de sus miembros, por lo que todos los esfuerzos deberían concentrarse en mejorar el bienestar de los más desfavorecidos, conciliando así Justicia y Equidad.

Igualdad de Oportunidades: propuesta por R. Nozick, nos dice que una distribución será justa si es consecuencia del libre intercambio entre personas que empiezan en la misma condición, es decir, igualdad al Inicio pero no necesariamente al final.

Óptimo de Pareto: criticando al utilitarismo clásico, y preocupado por la inadecuación de comparar y sumar utilidades individuales, concluye que en pos de mejorar el bienestar social no es admisible ningún tipo de redistribución, dado que no es posible mejorar el bienestar de algunos en detrimento del bienestar de otros miembros.

Esta investigación propone analizar empíricamente hasta qué punto se cumple al menos el criterio de Nozick en cuestiones de distribución de posibilidades al inicio. La idea detrás de ello es que si las personas tuvieran igualdad de oportunidades, el estatus económico de los hijos debería ser independiente del estatus de sus padres. Si estos en cambio presentarían una correlación positiva, podríamos decir que el ingreso esperado al nacer de

una persona que *le tocó* nacer en una familia rica es mayor que el ingreso esperado de una persona nacida en una familia pobre.

El objetivo de este paper es caracterizar los procesos de movilidad y sus determinantes a nivel regional, lo que constituye una innovación para la literatura económica, haciendo uso de las metodologías más replicadas por los autores de renombre.

El trabajo se articula de la siguiente manera: en la sección 1 repasamos la literatura existente sobre el tema de estudio, mientras que en la sección 2 se describe los datos. En la sección 3 profundizamos sobre la movilidad intergeneracional absoluta, la cual refiere al avance o no en la performance de un hijo con respecto a sus padres. La sección 4 trata la movilidad intergeneracional relativa, la cual se enfoca en observar si los individuos se mueven a través de la distribución, más allá de si están mejor, peor o igual que sus progenitores. En la sección 6 se intenta construir un pseudo experimento de manera de poder atribuir causalidad a alguna variable determinante. Por último, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

Estudios importantes que abordan este campo son los de Chetty et ál. (2014), para el caso de Estados Unidos, Comi et ál. (2003), para el caso de los países desarrollados, y Jiménez y Jiménez (2009), para el caso argentino. Para el caso Tucumano el único trabajo vinculado es el de Álvarez y Correa Deza (2013), donde se busca el vínculo entre padres y niños al final del siglo XIX en la provincia. En palabras de Jiménez:

En los últimos años el interés por el tema de la movilidad intergeneracional (MI) ha recobrado fuerza. Son varios los motivos que justifican el examen de la transmisión del ingreso entre generaciones. Así, el análisis de la MI complementa las investigaciones sobre la desigualdad del ingreso que estudian la distribución desde un punto

de vista estático. La movilidad agrega una dimensión dinámica fundamental al análisis distributivo, por esto, el origen socioeconómico de los individuos debería ser tenido en cuenta cuando se compara su situación presente.

Dado que las oportunidades no son susceptibles de ser cuantificadas, lo que aquí se propone investigar es en qué proporción el ingreso de un individuo está influenciado por el de su progenitor, entendiendo así a la movilidad intergeneracional como el grado en que las posibilidades de una persona se encuentran atadas a su origen familiar.

Tal como lo fundamenta Sanchez Hugalde (2004):

El interés del estudio de la movilidad intergeneracional radica en que la desigualdad de los 'ingresos transmitida entre generaciones viola la igualdad de oportunidades de los individuos. Con el término igualdad de oportunidades nos estamos refiriendo a que individuos provenientes' de familias de diferentes niveles de ingresos tengan las mismas opciones para invertir en capital humano y para obtener unos ingresos semejantes.

Aunque es evidente que movilidad intergeneracional y desigualdad de ingresos son conceptos distintos, ambos están negativamente correlacionados, esto es, una más desigual distribución de ingresos a priori genera una menor movilidad intergeneracional. Como es planteado en el trabajo de FIEL (2007), a través de la ecuación:

$$\beta \frac{\sigma_{yt-1}}{\sigma_{yt}} = \rho \quad (1)$$

Donde β es la elasticidad intergeneracional del ingreso, σ la varianza del ingreso, y ρ la correlación de los ingresos de padre e hijo.

Obsérvese que mientras la distribución del ingreso sea uniforme a través del tiempo el beta es igual a la correlación, mientras que una mayor desigualdad, expresada en un menor sigma en el momento t , contribuye a aumentar la correlación intergeneracional de ingresos.

Mucho para decir hay también sobre la movilidad intergeneracional educativa. En economías con mercados financieros apropiados, la movilidad intergeneracional tenderá a ser mayor que en economías con sistemas poco desarrollados y la riqueza o pobreza de los padres se desvinculará de la suerte de los hijos.

Como plantea el estudio de FIEL (2007), existe un flujo circular entre: crecimiento económico, movilidad social, acumulación de capital humano intergeneracional, el cual contribuye al desarrollo económico y nuevamente al crecimiento. Sin embargo, en el mismo texto, identifica obstáculos tanto a corto como a largo plazo entre este flujo.

A su vez, la movilidad social guarda una estrecha relación con la desigualdad; ambos conceptos son complementarios y la movilidad representa el movimiento de la distribución desde una perspectiva de tiempo dinámica, mientras que la desigualdad representa la dispersión de ingreso para un período dado de tiempo. Conconi et ál. (2007) concluyen que en Latinoamérica entre la década del 90 y de 2000 aquellos países que más redujeron la pobreza y la desigualdad fueron los que presentaron mejoras en todos sus índices de movilidad.

Solon (1992) encuentra que la correlación dinástica de ingresos se ve correlacionada positivamente con las habilidades transmitidas, la eficiencia en capital humano y los beneficios a la educación, y negativamente con la progresividad del gasto público en capital humano. Existe una discordancia entre los economistas sobre cuales métodos miden mejor esta correlación de ingresos. La metodología principalmente usada en este tema es bastante sencilla y ofrece resultados lo suficientemente robustos. Estos métodos de análisis son la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso (EII) y las Matrices de Transición.

Una metodología alternativa que aísla mejor el efecto de los *endowments* iniciales es la correlación entre hermanos, tal como lo hacen Dahan y Gaviria (2001). Los mismos autores profundizan este tópico en Dahan y Gaviria (2003) poniendo el

foco en como modelan sus decisiones los padres con respecto a la educación de sus hijos, poniendo énfasis en las disparidades entre hermanos y el efecto que tiene esto en las oportunidades de cada hijo, demostrando que en familias más pobres los padres tienden a concentrar la inversión en sólo uno de los hijos, mientras que en familias ricas los recursos tienden a distribuirse con mayor paridad, por ende familias pobres tienden a generar mayor desigualdad futura.

Relacionado con esto, Brunello and Checchi (2007) investigan como afecta la separación de alumnos de acuerdo con su nivel de desempeño y su relación con las condiciones familiares, encontrando que separar los alumnos dentro de una escuela de acuerdo con su desempeño genera menor movilidad dado que quienes tienen un mejor background familiar son los que obtienen mejores ingresos laborales en el futuro.

Otro fenómeno social relacionado con la movilidad es el emparejamiento selectivo, esto es, parejas que tienden a autoseleccionarse de acuerdo con ciertos criterios, generalmente educación o ingreso (Schwartz y Mare, 2005). En el mencionado trabajo se analiza el fenómeno para los Estados Unidos, y se encuentra que la homogamia educacional disminuyó del año 1940 al año 1960, pero se incrementó de ahí en adelante, hasta 2003, consistente con la creciente división social entre aquellos con bajo nivel educacional y los graduados universitarios.

Como podemos notar a partir de la literatura, dada la ambigüedad con la que está definido el tópico de la movilidad intergeneracional, las metodologías utilizadas divergen de manera significativa entre los distintos autores.

Galiani (2008) menciona: «La definición de movilidad social es objeto de discusión y aunque existe un hilo común que atraviesa todas estas discusiones, la verdadera definición varía de estudio a estudio».

Para el caso particular de Chile encuentran entre los resultados que el país presenta bajos niveles de movilidad intergeneracional, pero en aumento desde

la década del 90 de la mano con la ampliación de la cobertura educativa secundario y superior (Nuñez y Risco, 2004).

La unificación de criterios metodológicos y de recolección de información permite comparaciones más fidedignas entre países, evidencia de esto es el trabajo de FIEL (2007):

Se provee nueva evidencia de comparación entre países, haciendo uso de las cinco primeras olas del Panel de Hogares de la Comunidad Europea, enfocándose en dos dimensiones alternativas de movilidad: ingresos y educación... Resultando Italia el país más inmóvil de Europa, en conjunto con Portugal y Grecia cuando se considera hijos varones y junto con Alemania cuando se consideran hijas mujeres.

Si bien, como la mayoría de la literatura afirma, altos índices de correlación entre resultados de hijos y padres son dañinos para la movilidad social, debemos tener en cuenta la salvedad que hace Galiani (2008): índices muy bajos de correlación entre las variables mencionadas desincentivan la inversión en capital humano de padres a hijos, generando efectos perjudiciales en términos de eficiencia.

Para el caso específico argentino son los diversos estudios realizados por investigadores del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad de La Plata los que generan ciertas conclusiones interesantes para caracterizar los determinantes de la movilidad en argentina; entre estos trabajos podemos mencionar:

Jimenez (2009) hace usos de matrices de transición y el método TSQR (Regresión por cuantiles en dos etapas) para corregir las estimaciones por no linealidades, aplicandólos a dos muestras de la EPH, obteniendo como resultado que el quintil más pobre de la distribución es el que presenta mayor persistencia intergeneracional, viéndose afectadas en mayor medida las hijas mujeres.

1. Jiménez (2016) encuentra un aumento en los niveles de movilidad intergeneracional de ingreso

entre 1997 y 2007 y una posterior caída en 2010; sin embargo, este aumento en el primer período no derivó en una mejora en la igualdad de oportunidades según el test desarrollado por Benabou y Ok (2001).

2. Neidhofer et ál. (2016) realizan un análisis para 18 países latinoamericanos, encontrando que una mayor desigualdad en la niñez es perjudicial para la movilidad, mientras que un mayor crecimiento de la actividad y una buena educación pública la afectan positivamente.

3. Neidhofer et ál. (2018) encuentran que la movilidad se viene incrementando en Latinoamérica desde hace 50 años, pero con persistencia en la parte alta de la distribución.

4. Jorrat (2014) encuentra un proceso de movilidad relativamente alto de movilidad en Argentina dada a la baja correlación entre educación y origen de los individuos.

En gran parte de la literatura se presenta al gasto de educación como impulsor de la movilidad; sin embargo, Torche (2014) afirma que «la asociación entre gasto público en educación y movilidad es fuerte en países industrializados pero nula en América Latina. Este resultado contraintuitivo surge porque en América Latina el gasto público es menos progresivo, privilegiando la educación superior que favorece a la clase media».

En línea con este pensamiento, Benavides (2004) reconoce la importancia de la educación superior como determinante de las posibilidades de movilidad de los individuos, aun en sociedades que no se rigen estrictamente por criterios meritocráticos como es el caso del Perú.

3. Descripción de los datos

La base de datos de la cual se extrae la información corresponde a las bases Hogares y Personas de la Encuesta Nacional de Estructura Social (ENES) del Programa de Investigación Sobre la Sociedad

Argentina (PISAC) correspondiente al Ministerio de Ciencia, Tecnología e Innovación productiva. La misma releva información de 12 000 hogares urbanos en Argentina para el año 2013.

La particularidad de esta base es que contiene datos de educación y ocupación de los principales sostenes de hogar (PSH) y sus cónyuges, como también de ambos padres del PSH y su cónyuge, lo que permite ligar las performances de las dos generaciones. La encuesta clasifica a los individuos por región, asignándose de la siguiente manera:

- GBA: Gran Buenos Aires.
- Pampeana: resto de la Provincia de Buenos Aires y La Pampa.
- Cuyo: Mendoza, San Juan y San Luis.
- Patagonia: Neuquén, Río Negro, Santa Cruz, Chubut y Tierra del Fuego, Antártida e Islas del Atlántico Sur.
- Centro: Entre Ríos, Córdoba y Santa Fe.
- NOA: Jujuy, Tucumán, Salta, Catamarca, Santiago del Estero y La Rioja.
- NEA: Chaco, Formosa, Corrientes y Misiones.

3.1. Variables de educación

En el cuadro 1 observamos que una vez aplicados los factores de expansión, la muestra representa fidedignamente a la participación relativa de cada una de las regiones seleccionadas.

Las principales variables de interés en el trabajo, dada su importancia a la hora de explicar movilidad, son aquellas relacionadas con la educación. En los Cuadros 1 y 2 observamos las distribuciones y kernels (para los distintos sujetos observados en la muestra). El Cuadro 1 muestra los años de educación para padres con mayor educación dentro del hogar (en comparación con su cónyuge), vemos que ambas distribuciones son muy similares, con la particularidad de que más del 40 % posee 7 años de educación, coincidente con la finalización del ciclo primario previo a la reforma educativa. A su vez, aquellos con 12 años de educación representan aproximadamente el 15 % de las observaciones.

Cuadro 1. Regiones y peso en la muestra

REGIÓN	OBSERVACIONES	PORCENTAJE
GBA	12.158.534	32,46
Cuyo	2.633.757	7,03
Pampeana	5.533.327	14,77
Centro	7.605.925	20,3
NEA	3.203.732	8,55
NOA	4.227.758	11,29
Patagonia	2.097.566	5,60

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Cuadro 2. Regiones y peso en la muestra

VARIABLE	OBS	PROMEDIO		DIF
		RESTO DEL PAÍS	NOA	
Educación Hijo	12,620	9.89	9.76	0.13

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

En contraste con esto, el Cuadro 2 muestra distribuciones, similares entre sí pero con más dispersión que el gráfico anterior, con la ampliación de la educación secundaria y superior. En estos casos 12 años de educación es el valor más repetido, con algo menos del 20 % de las observaciones, mientras que 16 y 17 años (finalización de educación terciaria y universitaria, respectivamente) alcanzan aproximadamente el 15 % en conjunto.

3.2. Variables de ingreso

Dada la endogeneidad presentada al utilizar el ingreso familiar como control en una regresión que explique la educación de los hijos y que a su vez tiene la educación del padre como variable explicativa, utilizamos una estrategia alternativa para utilizar el ingreso, utilizando el ingreso no explicado por educación (INE), de manera que esta variable sea ortogonal a las demás explicativas. La variable INE refiere al ingreso total per cápita del hogar descontado por una variable ingreso explicada por

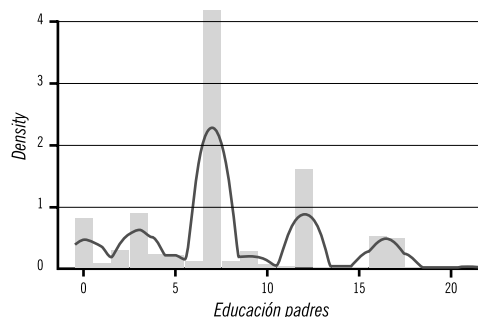
educación del padre, estimada mediante la substracción del ingreso del ingreso estimado según la siguiente ecuación de Mincer:

$$Ingresoexplicadoporeducacion_i = \beta_1 Educ_i + \beta_2 edad_i + \beta_3 edad_i^2 + \mu \quad (2)$$

$$INE_i = Ingresopercapitafamiliar_i - Ingresoexplicadoporeducacion_i \quad (3)$$

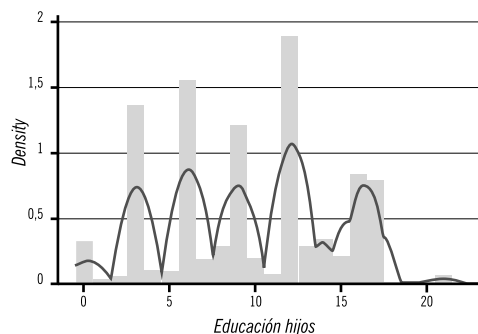
De manera que refleje el ingreso no explicado por la educación, la misma se construye de forma que lo que se muestre sea el talento personal y otras formas de capital no observables.

Figura 1. Años de educación padres



Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Figura 2. Años de educación hijos



Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Cuadro 3. Ingreso no explicado por educación (proxty de talento)

VARIABLE	P25	MEDIANA	MEDIA	P75
Ingreso no explicado por educación	-1908.65	12.81	611.39	2311.83

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

3.3. Cohortes

Otra variable fundamental para analizar el fenómeno de la movilidad a través del tiempo es la variable cohortes, ordenada de menor a mayor edad, y comprende cohortes de 10 años salvo por la cohorte 6 que abarca adultos de 73 o más años, empezando por adultos de 24 años. En el cuadro 4 podemos ver la distribución de las edades en la muestra, siendo las cohortes más jóvenes las más representadas, deca- yendo a medida que envejecen las mismas.

Cuadro 4. Cohortes de edad

COHORTES DE EDAD	OBSERVACIONES	PORCENTAJE
24–33	5,495,484	24.79
34–43	4,901,348	22.11
44–53	4,164,265	18.78
54–63	3,330,354	15.02
63–73	2,469,302	11.14
>73	1,809,323	8.16
Total	22,170,076	100.00

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

3.4. Variable de ocupación del padre

Una variable clave para el análisis de movilidad es la categoría ocupacional del principal sostén del hogar del individuo entrevistado, en este caso categorizado en, como podemos distinguir en el cuadro 5, 4 grandes ramas más o menos homogénea, con los patrones y obreros registrados siendo aquellos con mayor nivel educativo, mientras que los autónomos o cuentapropistas teniendo aproximadamente 7,5 años de educación en promedio, y muy por debajo

los obreros no registrados con tan sólo 5,84 años de educación, marcando un alto contraste con las restante tres categorizaciones.

Cuadro 5. Cohortes de edad

EMPLEO PSH	PORCENTAJE	AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO
Obrero registrado	39.9 %	8,80
Obrero no registrado	17.2 %	5,84
Patrón	10.0 %	9,01
Autónomo	18.1 %	7,55

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

4. Movilidad Absoluta

Lo que los índices de movilidad absoluta buscan reflejar es si hubo movilidad en la performance (en este caso educativa) de un individuo con respecto a sus padres; sin embargo, esta no refleja si un individuo se movió o no en la distribución, lo que por otro lado llamaremos *movilidad relativa*.

Para poder cuantificar la movilidad absoluta seguiremos la metodología utilizada por Neidhofer et ál. (2018) quienes, poniendo en perspectiva los resultados para el caso de Argentina con los de otros 17 países latinoamericanos, llevan a cabo una caracterización de la movilidad relativa teniendo en cuenta la performance educativa de padres e hijos, haciendo uso de los índices de movilidad UCP (persistencia de la clase alta) y BUM (movilidad ascendente del fondo de la distribución).

Cuadro 6. Porcentaje de personas con mayor educación que su progenitor con mayor nivel educativo nacional

COHORTES	% DE PERSONAS CON MAYOR EDUCACIÓN QUE SU PROGENITOR CON MAYOR NIVEL EDUCATIVO (ARGENTINA)	% DE PERSONAS CON MAYOR EDUCACIÓN QUE SU PROGENITOR CON MAYOR NIVEL EDUCATIVO (NOA)
>23	51.1 %	49.3 %
>33	51.0 %	56.3 %
>43	53.3 %	50.1 %
>53	55.4 %	46.4 %
>63	48.3 %	40.1 %
>73	44.6 %	2.08 %

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Como podemos notar en el Cuadro 6, el porcentaje de personas con mayor nivel educativo que su padre con mayor educación es mayor para la cohorte de personas mayores a 53 años, siendo notablemente mayor al de las cohortes más viejas —explicado quizás por la paulatina ampliación del alcance de la educación secundaria y superior durante el siglo pasado— y declinando para las cohortes más jóvenes, principalmente debido a la mayor base de comparación —la educación de los padres—. También vemos que en el NOA la variable sigue el mismo patrón que a nivel nacional, sin embargo, el punto de partida (la cohorte más vieja) es significativamente más bajo, siendo de un 28 % contra el 44 % a nivel nacional, a su vez el pico se da recién para la cohorte de 33 años o más en contraste con el nivel nacional que alcanza el pico en la generación de 43 años o más. A su vez los valores observados superan ligeramente al promedio de 40 % aproximado para países en desarrollo en Narayan et ál. (2018).

4.1. Movilidad ascendente del fondo de la distribución (BUM)

Este índice BUM (Bottom–upward Mobility) denota el porcentaje de individuos, que teniendo un background familiar desfavorable, pueden alcanzar o superar cierto umbral de educación, en este caso la educación secundaria, por ejemplo, si el BUM

es igual a 34,1 % para CABA, quiere decir que el 34,1 % de los habitantes de Buenos Aires cuyos padres no terminaron el secundario pudieron finalizar ese nivel.

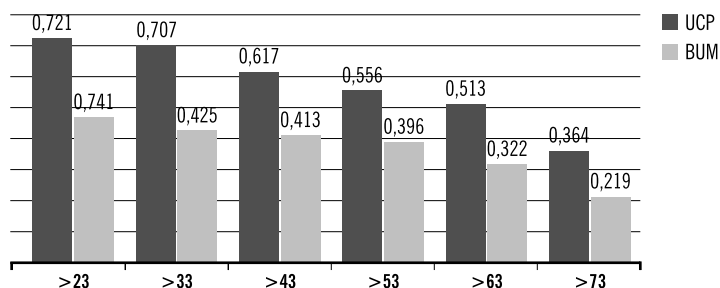
Cuadro 7. Índice BUM por principales aglomerados urbanos

AGLOMERADO	PROMEDIO	OBSERVACIONES
CABA	59.9 %	719,883
GBA	38.7 %	3,310,013
Córdoba	41.3 %	499,339
Rosario	40.4 %	402,050
Mendoza	41.0 %	237,464
Resto	36.9 %	6,600,341
Total	39.2 %	11,769,090

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

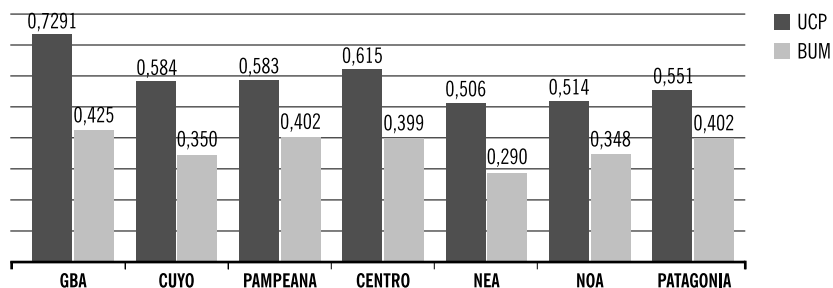
La movilidad ascendente en la escalada educativa de aquellos cuyos padres cuentan con nivel educativo menor al secundario se incrementa de forma monotónica para las cohortes más jóvenes, en lo que podemos considerar como una universalización de la educación secundaria. Por otro lado la persistencia aumenta para las cohortes más jóvenes.

Figura 3. Índices BUM y UCP por cohortes de edad



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC

Figura 4. Índices BUM y UCP por región



Fuente: Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC

Podemos concluir que por un lado existe movilidad en la parte baja de la distribución, con muchas personas saliendo de una situación de bajo nivel educativo, sin embargo a la vez se observa creciente persistencia en la parte alta, patrón similar al observado en Neidhofer et al. (2018) para 18 países de Latinoamérica.

En la figura 4 podemos observar que la movilidad ascendente de los individuos más desfavorecidos en término de las condiciones iniciales heredadas — menor educación de sus padres— es mayor en las áreas más ricas del país —GBA, Patagonia, región pampeana y centro—, con el Gran Buenos Aires en el primer puesto, mientras que es contundentemente más baja que el promedio en el NEA y en el NOA.

4.1.1. Construcción alternativa del índice BUM

Dado que el índice es ideado y utilizado para explicar datos de la sociedad estadounidense, puede que el mismo no refleje lo mismo para nuestro universo de análisis, dadas las diferencias en el acceso a la educación superior que existen. Por esto recurrimos a modificarlo ligeramente, considerando como movilidad ascendente en caso de que el individuo finalice estudios superiores, dado que su progenitor más educado no completó la educación secundaria.

Podemos notar en el cuadro 8 que la movilidad del fondo de la distribución es sustancialmente mayor en CABA con relación con el promedio nacional y al resto de aglomerados. También es de remarcar el contraste de CABA con el Gran Buenos

Aires, dada su cercanía geográfica, siendo el índice un 50 % menor en GBA y encontrándose por debajo del promedio nacional junto con el aglomerado del Gran Mendoza.

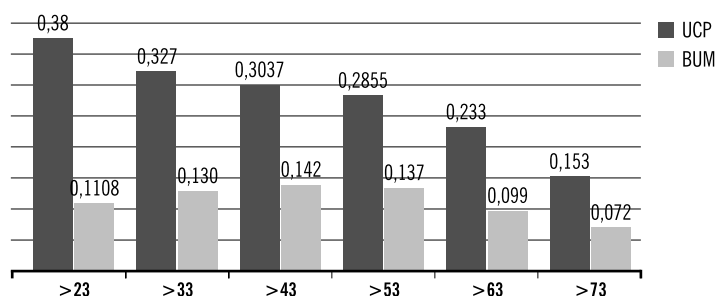
Como es evidente en la figura 5, a diferencia del índice BUM original, el índice BUM alternativo no arroja una tendencia unívoca si no que exhibe bajos niveles para las cohortes más viejas, tiene un pico para la cohorte de más de 43 años para luego descender en las últimas dos cohortes. Esto puede ser reflejo de la ampliación de la educación universitaria a mediados del siglo pasado.

Cuadro 8. Índice BUM alternativo por aglomerados urbanos

AGLOMERADO	PROMEDIO	OBSERVACIONES
CABA	22.2 %	728,033
GBA	10.4 %	3,315,619
Córdoba	11.9 %	500,739
Rosario	13 %	402,050
Mendoza	10.3 %	232,229
Resto	11.6 %	6,622,709
Total	11.9 %	11,808,379

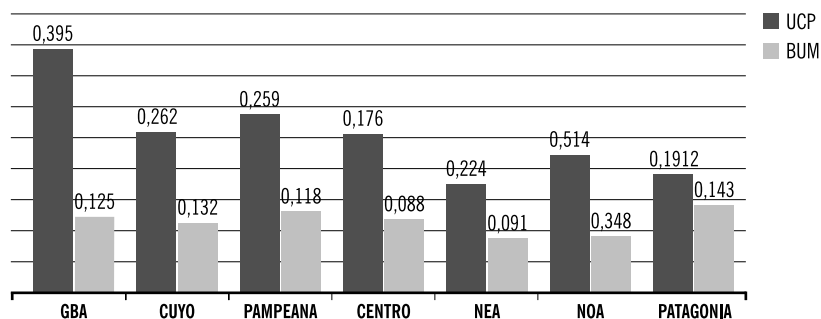
Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Figura 5. Índices BUM y UCP alternativo por cohortes de edad



Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Figura 6. Índices BUM y UCP alternativo por región



Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Cuadro 9. Índice UCP por región

REGIÓN	GBA	PROMEDIO PAÍS	NEA	CUYO	PAMPEANA	CENTRO	NOA	PATAGONIA
UCP	78.2%	72.9 %	72.8 %	72.7 %	71.4 %	70.1 %	69.9 %	57.8 %

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

4.2. Persistencia de la clase alta (UCP)

El índice UCP (Upper Class Persistence) expresa el porcentaje de individuos que, dado que sus padres tuvieron un nivel de educación alto, mantuvieron el mismo. Si bien que el mismo índice sea muy mal alto podría juzgarse como contraproducente en términos de movilidad e igualdad de oportunidades, que el mismo sea demasiado bajo generaría malos incentivos en término de inversión en educación de padres a hijos. En este caso consideramos persistencia si un individuo finaliza el nivel secundario dado que su padre con mayor nivel de educación lo hizo.

Podemos afirmar a partir del cuadro 9 que el Gran Buenos Aires posee una persistencia notablemente mayor a todas las demás regiones del país, siendo la única por encima del promedio. Además, la Patagonia es la región con menor índice de persistencia de la clase alta, explicado esto tal vez por el alto flujo de migración que recibe esta región en las últimas décadas, lo que genera una gran heterogeneidad social en la misma. Si bien el NOA se

posiciona como el segundo con menos persistencia, solo se encuentra 3 puntos porcentuales por debajo del promedio —el cual se ve muy influido por los valores de ambos extremos.

En la figura 3 vemos que la persistencia es bastante alta y se mantiene estable en las dos cohortes más jóvenes rondando el 75 %. La cohorte con mayor persistencia parece ser la de 23 a 32 años, sin embargo, esto puede deberse a que el período de actividad de los individuos que la componen no es lo suficientemente largo para que lo mismos caigan en la distribución.

Al igual que en el caso del BUM, recurrimos a modificar el índice para adecuarlo a la estructura social de nuestro país de análisis. En este caso consideraremos persistencia de la clase alta si un individuo termina la educación superior dado que sus padres lo hicieron.

En la figura 6 vemos que la persistencia es cada vez mayor para las cohortes más jóvenes, diferenciándose del indicador de movilidad ascendente el cual presenta una mejoría para cada cohorte nueva.

Cuadro 10. Índice UCP alternativo por región

REGIÓN*	GBA	CUYO	PAMPEANA	CENTRO	NEA	NOA	PATAGONIA	PROMEDIO NACIONAL
UCP ALT.	39.6 %	26.2 %	28.9 %	25.9 %	17.6 %	22.4 %	19.1 %	29.2 %

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Podemos resaltar del Cuadro 10 que la persistencia es menor en la Patagonia y el NEA, mientras que la única región que exhibe un guarismo

mayor al promedio nacional es el GBA, con un 39,6 % de persistencia.

4.3. Análisis cuantitativo de la movilidad absoluta

El enfoque utilizado para identificar y cuantificar los efectos de los distintos determinantes de la movilidad absoluta es un modelo econométrico estimado mediante una regresión del tipo probit. Para el caso del índice BUM, dado que el mismo tiene la cualidad de ser dicotómico el modelo a estimar será el siguiente:

$$P(BUM = 1 | X) = \phi * (\beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_nx_n) = \phi(\beta X) \tag{4}$$

Donde ϕ representa función de densidad de una distribución normal.

En el Cuadro 11 observamos los coeficientes marginales del modelo estimado. Dado que ahora los parámetros beta no determinan el efecto parcial si no a través de su introducción en la función de distribución normal. En la misma podemos notar el efecto de distintos determinantes de la movilidad

absoluta, siendo de singular importancia los de las variables de categoría de empleo del PSH del individuo. La probabilidad de salir del fondo de la distribución aumenta si el padre ocupa las categorías obrero registrado (9,1 puntos porcentuales), autónomo (7,4 pp) y sustancialmente en el caso de los patrones (16,3 pp), todo esto en comparación a la categoría base, la cual comprende a aquellos individuos cuyo PSH era obrero no registrado.

La variable indicativa NOA es significativa al 1 % y negativa en todos los casos, lo que nos da una idea de que este índice es persistentemente menor al resto de regiones. A su vez el coeficiente para la variable dummy que indica si el PSH proviene de países limítrofes es significativamente negativa, siendo entonces la movilidad ascendente menor para los hijos de inmigrantes limítrofes (alrededor de 6 % menor probabilidad de ascender). Dados los coeficientes negativos de las variables hombre y cohortes, podríamos afirmar que son las mujeres y los/as jóvenes quienes poseen una mayor ventaja para salir del fondo de la distribución.

Cuadro 11. Coeficientes de efectos marginales de regresión probit para índice BUM alternativo

VARIABLES	(1) BUM ALTERNATIVO	(2) BUM ALTERNATIVO	(3) BUM ALTERNATIVO	(4) BUM ALTERNATIVO	(5) BUM ALTERNATIVO
Hombre	-0.038*** [0.000]	-0.041*** [0.000]	-0.041*** [0.000]	-0.041*** [0.000]	-0.041*** [0.000]
Cohortes de edad		-0.007*** [0.000]	-0.007*** [0.000]	-0.007*** [0.000]	-0.008*** [0.000]
NOA			-0.033*** [0.000]	-0.035*** [0.000]	-0.026*** [0.000]
PSH de país limítrofe				-0.062*** [0.000]	-0.058*** [0.000]
PSH patrón					0.163*** [0.001]
PSH obrero registrado					0.091*** [0.000]
PSH autónomo					0.074*** [0.000]
Observations	11,807,878	11,464,994	11,464,994	11,464,994	11,464,994

Robust standard errors in brackets. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Paralelamente a analizar cuantitativamente el índice UCP, dada su similitud con el BUM, procedemos también a un modelo probit:

$$P(UCP = 1 | X) = \phi * (\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_n x_n) = \phi(\beta X) \tag{5}$$

Los efectos marginales del Cuadro 12 nos arrojan resultados esperados para las variables de trabajo

del PSH, siendo la probabilidad de seguir permaneciendo a la clase alta sustancialmente mayor para los hijos de patrones (42 %), de obreros registrados (40,2 %) y autónomos (30,2 %) en comparación con aquellos cuyo PSH era un obrero no registrado.

Los hijos de un inmigrante de país limítrofe por su parte poseen una probabilidad 15 % menos de permanecer en la parte alta de la distribución (educación superior).

Cuadro 12. Coeficientes de efectos marginales de regresión probit para índice UCP alternativo

VARIABLES	(1) UCP ALTERNATIVO	(2) UCP ALTERNATIVO	(3) UCP ALTERNATIVO
Hombre	-0.051*** [0.000]	-0.027*** [0.000]	-0.029*** [0.000]
Cohortes de Edad	-0.039*** [0.000]	-0.027*** [0.000]	-0.027*** [0.000]
NOA	-0.070*** [0.001]	-0.054*** [0.001]	-0.054*** [0.001]
PSH Patron'	0.128*** [0.001]	0.422*** [0.001]	0.420*** [0.001]
PSH obrero registrado		0.405*** [0.001]	0.402*** [0.001]
PSH autonomo'		0.302*** [0.001]	0.302*** [0.001]
PSH de país limítrofe			-0.155*** [0.001]
Observations	3,876,581	3,876,581	3,876,581

Robust standard errors in brackets. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

5. Movilidad Relativa

El concepto de movilidad relativa busca comprender cuáles son los factores que afectan a la performance educativa de un individuo, si los antecedentes familiares tienen gran relevancia diremos que la población analizada presenta baja movilidad intergeneracional relativa, las consecuencias de esto pueden analizarse tanto desde el aspecto de la desigualdad como de la eficiencia, la primera

de estas se ve retroalimentada en un entorno de baja movilidad relativa, ya que esta última genera que persistan las diferencias existentes en la distribución inicial. Se relaciona con la eficiencia, dado que un contexto de baja movilidad afecta las motivaciones de individuos, evitando que personas con malas condiciones iniciales se esfuercen para escalar en la distribución, viéndose esto acentuado cuando existen restricciones de liquidez.

La estrategia utilizada en este trabajo es regresar la variable educación del individuo con la variable educación del progenitor con mayor nivel educativo, junto a un grupo de variables de trol, cómo el ingreso no explicado por educación, la región, el grupo etario, etc., tal como lo plantea Solon (1992)

$$Y_i^h = \beta Y_i^p + \gamma X + \varepsilon_i \quad (6)$$

Donde Y_i^h es la educación de los hijos, Y_i^p la educación de los padres y β es nuestro parámetro de interés llamado de *Persistencia intergeneracional de la educación* ya que linkea el output de hijos con padres, si el mismo resulta alto podemos afirmar que se observa una alta dependencia de los años de educación de un individuo de las condiciones iniciales familiares

A su vez X representa un set de controles y es el término de error estocástico.

5.1. Regresiones principales

Como podemos observar en el cuadro 13 el coeficiente puro de persistencia en el nivel educativo es cercano a 0,6 en casi todas las regresiones, dándonos a entender su sustancial importancia como variable explicativa de los años de educación del hijo. A su vez se puede notar que al agregar sucesivamente interacciones podemos obtener conclusiones interesantes, entre las que destacan las siguientes:

- En promedio 15 pp. menos de persistencia para aquellos con PSH inmigrante de país limítrofe.
- Mayor movilidad —1.5 pp menos de persistencia por cohorte adicional— para las cohortes más viejas.
- Mayor movilidad en el NOA, lo que se deduce de un coeficiente de persistencia 4 pp menor.

Cuadro 13. Coeficientes de regresión entre hijos y su padre con mayor nivel educativo

VARIABLES	(1) EDUCACIÓN	(2) EDUCACIÓN	(3) EDUCACIÓN	(4) EDUCACIÓN	(5) EDUCACIÓN	(6) EDUCACIÓN
Años de educación Padre	0.570*** [0.011]	0.613*** [0.015]	0.624*** [0.017]	0.625*** [0.017]	0.629*** [0.017]	0.629*** [0.017]
Años de educación padre*cohortes'		-0.015*** [0.005]	-0.015*** [0.005]	-0.015*** [0.005]	-0.015*** [0.005]	-0.015*** [0.005]
Años de educación padre*hombre'			-0.021* [0.012]	-0.021* [0.012]	-0.021* [0.012]	-0.021* [0.012]
Anos de educación padre* PSH inmigrante limit.				-0.152*** [0.031]	-0.153*** [0.032]	-0.153*** [0.032]
Anos de educación padre*NOA					-0.041** [0.016]	-0.042** [0.016]
Anos de educación padre*INE						-0.000 [0.000]
Observations	11,607	11,211	11,210	11,210	11,210	11,210
R-squared	0.283	0.287	0.287	0.290	0.291	0.291

Robust standard errors in brackets. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

5.2. Regresiones por género

Dado que la heterogeneidad de las variables de control por género puede generar que el fenómeno de la movilidad afecte de manera singular a hombres y mujeres por separado, analizamos las regresiones formando submuestras para estos grupos.

Para poder contrastar las diferencias, de existir, en la movilidad social para las personas de distintos géneros, llevamos a cabo las regresiones exhibidas en el Cuadro 14, en cada una de las cuales comparamos los coeficientes para hombres y mujeres. Se observa a partir de la misma que el coeficiente es entre 2 y 3 puntos porcentuales superior para los hombres, a partir de lo cual podemos concluir que la persistencia es superior entre hijos varones y

padres en comparación con las hijas mujeres. Por otro lado, el coeficiente de la interacción de los años de educación del padre con la variable dicotómica de PSH inmigrante limitrofe nos indica que para las hijas mujeres de inmigrantes limitrofes la movilidad es aún más pronunciada, ya que existe una diferencia de alrededor de 5 puntos porcentuales en este coeficiente entre hombres y mujeres. El coeficiente de interacción con la región NOA sólo es significativo en el caso de los hombres, de lo que podemos inferir que la diferencia en movilidad que se evidencia a nivel país, se termina desvaneciendo a nivel NOA dada la negatividad del coeficiente, teniendo ambos géneros niveles similares de movilidad.

Cuadro 14. Coeficientes de regresión entre hijos y su padre con mayor nivel educativo

VARIABLES	(1) EDUCACIÓN MUJERES	(2) EDUCACIÓN MUJERES	(3) EDUCACIÓN MUJERES	(4) EDUCACIÓN HOMBRES	(5) EDUCACIÓN HOMBRES	(6) EDUCACIÓN HOMBRES
Años de educación Padre	0.561*** [0.015]	0.564*** [0.015]	0.566*** [0.016]	0.583*** [0.015]	0.586*** [0.015]	0.590*** [0.016]
Años de educación padre* PSH inmigrante limit.		-0.172*** [0.044]	-0.173*** [0.045]		-0.127*** [0.043]	-0.129*** [0.043]
Años de educación padre*NOA			-0.027 [0.022]			-0.055** [0.022]
Observations	6,390	6,390	6,390	5,215	5,215	5,215
R-squared	0.264	0.267	0.267	0.310	0.312	0.313

Robust standard errors in brackets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Cuadro 15. Años de educación para inmigrantes limitrofes

VARIABLES	INMIGRANTES 1RA GEN.	PSH INMIGRANTE	CÓNYUGE DEL PSH INMIGRANTE	AMBOS PADRES INMIGRANTES
Educación hijos	8.31	7.90	8.80	7.57
Educación padres	6.92	6.27	6.84	6.01

Robust standard errors in brackets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

5.3. Inmigrantes de Países limítrofes

Dado que en las regresiones de los puntos anteriores vemos que el coeficiente de inmigrante es negativo y significativamente positivo en todos los casos; además, a partir del cuadro —en comparación con el Cuadro 2— podemos afirmar que aquellos cuyos padres son inmigrantes o son inmigrantes de primera generación poseen entre uno y dos años menos de educación que un sujeto comparable pero cuyos padres son argentinos. Dada la heterogeneidad existente entre individuos de distinta

proveniencia cabe analizar también si la movilidad es también diferente dentro de estos grupos.

5.3.1. Inmigrantes de países limítrofes de 1ra generación

A partir de la regresión (1) del Cuadro 16 podemos ver que para los inmigrantes limítrofes de 1era generación el coeficiente parcial de persistencia es similar al del promedio del total de la muestra; sin embargo es mayor que los de los grupos de inmigrantes de 2da generación.

Cuadro 16. Coeficientes de regresión para distintos grupos de inmigrantes de 1ra y 2da generación

VARIABLES	(1) INMIGRANTES DE 1RA GENERACIÓN	(2) PSH INMIGRANTE	(3) CÓNYUGE INMIGRANTE	(4) AMBOS PADRES INMIGRANTES
Años de educación padre	0.572*** [0.043]	0.545*** [0.04]	0.498*** [0.042]	0.422*** [0.081]
Observations	468	609	501	202
R-squared	0.272	0.23	0.213	0.117

Robust standard errors in brackets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

5.3.2. Inmigrantes de países limítrofes de 2da generación

Los resultados de la regresiones (2) (3) y (4) del Cuadro 16 nos dicen que la persistencia es menor para los inmigrantes de 2da generación en comparación con los de primera generación, en particular aquellos cuyos dos padres son inmigrantes, en cuyo caso la persistencia desciende a 0,4.

6. Buscando causalidad

Una vez establecido en los apartados anteriores cuáles son las variables explicativas clave de la movilidad, buscamos establecer un nexo causal entre estas variables y la movilidad social. Determinantes claves y específicos que nos den una idea de cuál es el proceso por el cual la movilidad se acentúa o se estanca.

6.1. Regresión discontinuada

El *rationale* detrás de esta estrategia es intentar formar un experimento *ex post*, es decir con los datos disponibles, formar un grupo de control y uno de tratamiento. La estrategia seleccionada es elegir un punto de corte, en años de educación del padre, y comparar a los individuos cuyos padres cumplen con ese nivel de educación con aquellos cuyos padres poseen un año menos y verificar si estos dos grupos de individuos difieren en años de educación. La principal limitación de esta estrategia es, como podemos ver en la Figura 1, la concentración de datos en los años que coinciden con la finalización de un nivel, esto es, es 7 años (años de primaria antes de la reforma educativa), y 12 años (secundaria), por lo que los grupos de tratamiento y control difieren sustancialmente en cuanto a número de observaciones.

El software Stata posee un comando llamado *rdplot* el cual ajusta un polinomio de grado 4 a ambos lados del punto de corte seleccionado. En la Figura 7 podemos ver que la educación de los hijos parece cambiar de tendencia para aquellos individuos cuyos padres finalizaron la educación superior (17 años de educación). Para contrastar cuantitativamente el gráfico podemos observar en el cuadro 17, una regresión donde solo incluimos individuos cuyos padres poseen 16 o 17 años de educación, encontramos que el coeficiente de finalización de educación universitaria es igual a 1,05 y es significativo, lo que corrobora el cambio de tendencia observado en el gráfico.

Esto nos da evidencia de que la importancia no reside sólo en los años de educación, sino también en la finalización de los niveles educativos, lo cual parece ser algo valorado por los mercados, en lo que sería una estrategia de señalización.

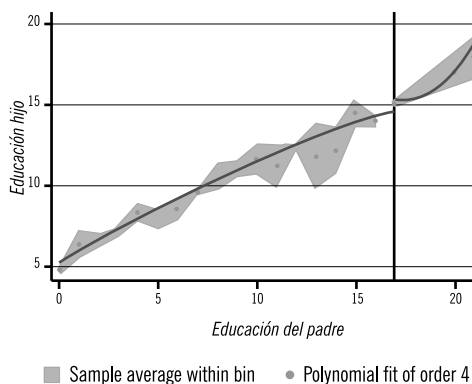
Cuadro 17. Coeficientes de regresión para individuos cuyos padres poseen 16 o 17 años de educación

VARIABLES	(1) EDUCACIÓN HIJO
PSH Universitario completo	1.046*** [0.236]
universitario*cohortes	-0.005 [0.005]
universitario*hombre	0.013 [0.014]
universitario* PSH inmig. limitrofe	-0.137** [0.069]
universitario* NOA	-0.020 [0.022]
universitario*INE	0.000*** [0.000]
Observations	1,152
R-squared	0.065

Robust standard errors in brackets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*

Pudiendo concluir entonces a partir de este pseudoexperimento que el grupo de tratamiento (hijos de padres con 17 años de educación) posee en promedio 1,05 años más que los del grupo de control (hijos de padres con 16 años de educación), lo que representa un cambio en la tendencia, tornándose así la movilidad más reducida para este segmento de la población.

Figura 7. Regresión discontinuada



Fuente: *Elaboración propia en base a datos de ENES – PISAC*
Polinomio de grado 4 ajustado

Conclusiones

En el presente trabajo analizamos la relación que existe en la performance educativa de un individuo y su *background* familiar haciendo uso de una base de datos que permite enlazar las características de un individuo con la de sus padres cuando éste tenía 15 años.

En líneas generales, podemos extraer conclusiones de los dos tipos de movilidad intergeneracional que caracterizamos: movilidad absoluta y movilidad relativa.

En lo que concierne a movilidad absoluta, si bien vemos que dado que el índice BUM va aumentando a través de los años, esto se replica para el índice

UCP, dándonos por un dado movilidad en el fondo de la distribución pero también persistencia en la parte alta. Lo que sí muestra un efecto inequívoco de movilidad absoluta es la cantidad de individuos con más educación que sus padres, que ronda los 50 puntos porcentuales para las cohortes menores a 53 años, mostrándose estable para todas estas.

Se observan marcados contrastes regionales, siendo la Patagonia la región con menor persistencia y mayor movilidad ascendente, mientras que sus contrapartes son GBA con la más alta persistencia y el NOA y NEA con los valores más bajos de movilidad ascendente.

La dinámica de ambos indicadores sigue el comportamiento observado por Neidhofer et al. (2018) para Latinoamérica, con mayor movilidad en la parte baja de la distribución pero gran persistencia en la parte alta.

En cuanto a los determinantes de ambos índices de movilidad (y persistencia) absoluta, resultan fundamentales las variables que identifican la categoría laboral del PSH, en el caso de la BUM promoviendo la movilidad para los hijos de autónomos, patrones y obreros registrados, mientras que desalentándola para los hijos de obreros no registrados.

Las mismas variables son igualmente significativas y positivas al utilizarse como explicativas de la persistencia en la clase alta, salvo para el caso de hijos de obreros no registrados.

En cuanto a la movilidad relativa podemos afirmar que la educación de los padres es un determinante fundamental de la educación del individuo, dada la magnitud de los coeficientes: alrededor de 0,6 años adicionales de educación por cada año adicional

del PSH. Dado el valor y la significatividad de los coeficientes de las interacciones podemos afirmar que los habitantes del NOA poseen 4 pp. menos de persistencia, la movilidad viene cayendo a través de los años dado el coeficiente negativo de las cohortes de edad, y que los individuos hijos de inmigrantes limítrofes poseen mayor movilidad.

A su vez en la sección 5.2 analizamos la movilidad intergeneracional disgregando por géneros, y encontramos que para la submuestra de mujeres, el coeficiente de persistencia es entre 2 y 3 pp. menor que el de los hombres, a partir de lo cual podemos establecer que la movilidad es mayor para las hijas mujeres que para los hijos varones.

La sección 5.3 analiza la movilidad para inmigrantes de países limítrofes y los hijos de estos, encontrando que, en promedio los inmigrantes de 1ra generación poseen una persistencia similar al del total de la muestra, mientras que los hijos de inmigrantes poseen índices de persistencia sustancialmente menores en algunos casos, pudiendo concluir entonces que la movilidad se incrementa para los inmigrantes a medida que avanzan las generaciones establecidas en el país.

Con los resultados de la sección 6, donde hacemos uso de la regresión discontinuada, obtenemos un coeficiente positivo y significativo para padres con educación universitaria completa, generando un salto en la tendencia para los hijos de estos: 1,05 años más de educación que el grupo de control. Esto nos da evidencia de que un motor fundamental de la movilidad es la finalización del nivel universitario, sin embargo, la sección 6 se encuentra en una fase preliminar por lo que las conclusiones no son de la profundidad planificada.

Referencias bibliográficas

- Alvarez, B. y Correa Deza, M.F. (2013). La movilidad social en Tucumán, argentina, 1869–1895. *América Latina en la historia económica*, 20(1):126–157.
- Arneson, R. (2008). Rawls, responsibility, and distributive justice. *Justice, political liberalism, and utilitarianism: Themes from Harsanyi and Rawls*, pages 80–107.
- Benabou, R. and Ok, E.A. (2001). Mobility as progressivity: ranking income processes according to equality of opportunity. *Technical report, National Bureau of Economic Research*.
- Benavides, M. (2004). Educación y Estructura Social en el Perú: Un Estudio acerca del Acceso a la Educación Superior y la Movilidad intergeneracional en una Muestra de Trabajadores Urbanos. MISC.
- Brunello, G. and Checchi, D. (2007). Does school tracking affect equality of opportunity? new international evidence. *Economic policy*, 22(52):782–861.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. and Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? the geography of intergenerational mobility in the united states. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4):1553–1623.
- Comi, S. et ál. (2003). *Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP*. Citeseer.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S., & Sánchez, R. (2007). E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina (No. 62). Documento de Trabajo.
- Dahan, M. and Gaviria, A. (2001). Sibling correlations and intergenerational mobility in latin america. *Economic Development and Cultural Change*, 49(3):537–554.
- Dahan, M. and Gaviria, A. (2003). Parental actions and sibling inequality. *Journal of Development Economics*, 72(1):281–297.
- FIEL (2007). *La igualdad de oportunidades en argentina: Movilidad intergeneracional en los 2000*.
- Galiani, S. (2008). Social mobility: What is it and why does it matter? Available at SSRN 2225960.
- Jiménez, M. (2016). Movilidad intergeneracional del ingreso en Argentina: Un análisis de sus cambios temporales desde el enfoque de igualdad de oportunidades (No. 203). Documento de Trabajo. Jiménez, M. and Jiménez, M. (2009). La movilidad intergeneracional del ingreso: Evidencia para argentina. *Documentos de Trabajo del CEDLAS*.
- Jorrat, J. R. (2014). De tal padre, ¿tal hijo?: estudios sobre movilidad social y educacional en Argentina. Instituto de Investigaciones Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires,.
- Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocar, A., Lakner, C., Redaelli, S., I Gerszon Mahler, D., Ramasubbaiah, R.G.N. and Thewissen, S. (2018). ¿Progreso equitativo? movilidad económica entre generaciones en todo el mundo. *Cuadernillo del panorama general*, Banco Mundial, ciudad de Washington.
- Neidhofer, G. (2016). Intergenerational mobility and the rise and fall of inequality: Lessons from latin america. *The Journal of Economic Inequality*, pages 1–22.
- Neidhofer, G., Serrano, J. and Gasparini, L. (2018). Educational inequality and intergenerational mobility in latinoamerica: A new database. *Journal of Development Economics*, 134:329–349.
- Nuñez, J., Risco, C. et ál. (2004). Movilidad intergeneracional del ingreso en un país en desarrollo: el caso de chile. *Documento de trabajo*, 210.
- Sánchez Hugalde, A. (2004). Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980–90). *IEB Working Paper 2004/01*.
- Schwartz, C.R. and Mare, R.D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4):621–646.
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*, pages 393–408.
- Torche, F. (2014). Movilidad intergeneracional y desigualdad: El caso latinoamericano. *Annual Review of Sociology*, 40:S2–1.

Registro bibliográfico

Ramascó, A. (2020). Movilidad Intergeneracional e Igualdad de Oportunidades: el caso del NOA. *Revista Ciencias Económicas*, 16 (02), 9–28.