

"De tal padre, ¿Tal hijo?" : estudios sobre movilidad social y educacional en Argentina	Titulo
Jorrat, Jorge Raúl - Autor/a;	Autor(es)
Buenos Aires	Lugar
Instituto de Investigaciones Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, UBA	Editorial/Editor
2014	Fecha
Documentos de Trabajo no.70	Colección
Acceso a la educación; Clases sociales; Desigualdad social; Nivel educativo; Movilidad social; Argentina;	Temas
Doc. de trabajo / Informes	Tipo de documento
* http://biblioteca.clacso.edu.ar/Argentina/iigg-uba/20151015064700/dt70.pdf	URL
Reconocimiento-No Comercial-Compartir Igual CC BY-NC-SA http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.0/deed.es	Licencia

Segui buscando en la Red de Bibliotecas Virtuales de CLACSO
<http://biblioteca.clacso.edu.ar>

Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO)
Conselho Latino-americano de Ciências Sociais (CLACSO)
Latin American Council of Social Sciences (CLACSO)
www.clacso.edu.ar



DT

Documentos de Trabajo

Nº 70

Noviembre 2014

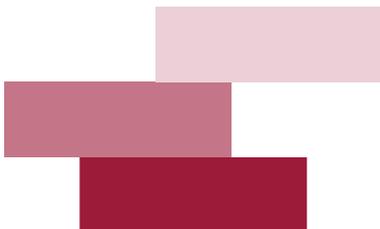
"DE TAL PADRE, ¿TAL HIJO?"

**ESTUDIOS SOBRE MOVILIDAD SOCIAL Y
EDUCACIONAL EN ARGENTINA**

Jorge Raúl Jorrat



INSTITUTO DE INVESTIGACIONES
GINO GERMANI
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de Buenos Aires





Documentos de Trabajo

Nº 70

Noviembre 2014

"DE TAL PADRE, ¿TAL HIJO?"

**ESTUDIOS SOBRE MOVILIDAD SOCIAL Y
EDUCACIONAL EN ARGENTINA**

Jorge Raúl Jorrat



INSTITUTO DE INVESTIGACIONES
GINO GERMANI
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de Buenos Aires





INSTITUTO DE INVESTIGACIONES
GINO GERMANI
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de Buenos Aires

Instituto de Investigaciones Gino Germani
Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires
Pte. J.E. Uriburu 950, 6° piso - C1114AAB
Ciudad de Buenos Aires, Argentina

www.iigg.sociales.uba.ar

Los **Documentos de Trabajo** son informes o avances de proyectos de investigación de investigadores formados y de grupos de investigación. Todos los trabajos son arbitrados por especialistas.

ISBN 978-950-29-1504-3

Desarrollo Editorial
Carolina De Volder
Centro de Documentación e Información, IIGG



Atribución-NoComercial 2.5 (Argentina)

“DE TAL PADRE, ¿TAL HIJO?”

ESTUDIOS SOBRE MOVILIDAD SOCIAL Y EDUCACIONAL EN ARGENTINA

Resumen:

Se intenta explorar para Argentina la relación entre orígenes de clase de los padres y destinos educacionales de los hijos para varones y mujeres (20-69 años de edad), controlando por cohortes de años de nacimiento, como asimismo de las relaciones entre orígenes y destinos de clase a lo largo de tales cohortes o según niveles de educación. Luego se estudia la vinculación entre orígenes y destinos de clase considerando simultáneamente cohortes de nacimiento y niveles de educación. Todo ello en base a modelos loglineales de independencia, asociación o fluidez constante y efectos uniformes. Se agrega para explorar la relación de clase de origen y destino un modelo denominado *core model*, basado en una batería de hipótesis que toman en cuenta distintos efectos. La base de datos considerada integra encuestas de 2003 a 2012/13. DSe usa el esquema de clases Casmin, para seis categorías de clase (las clases rurales se suman).

Una parte importante del trabajo trata de indagar sobre los efectos de la educación en la vinculación entre clase de padres e hijos. Y ello se realiza en el contexto de dos versiones de hipótesis predominantes en la literatura, la de la hipótesis “fuerte” de desigualdad persistente en oportunidades educacionales y la versión “débil” de tal desigualdad, en el sentido de una asociación moderada entre origen y educación, encontrando que los resultados de Argentina estarían en línea con esta última, que señala que la desigualdad aun parece persistir. A partir de la variedad de modelos considerados –ya sea de tres o cuatro vías-, el mejor ajuste en el caso argentino parece estar ofrecido siempre por el modelo de asociación o fluidez constante, sugiriendo una cierta invarianza de la relación entre orígenes y destinos ya sea tomando en cuenta cohortes de nacimiento o niveles educacionales.

Palabras claves: clase de origen – clase de destino – cohortes de nacimiento – niveles de educación- modelos de asociación – desigualdad persistente

"LIKE FATHER, LIKE SON?"

STUDIES ON SOCIAL AND EDUCATIONAL MOBILITY IN ARGENTINA

Abstract

This study addresses the relationship between fathers' class origins and their children's educational destinations in Argentina (for men and women, 20-69 years old), controlling by birth cohorts as well as by educational levels. Then the association between class origin and class destination is analyzed, this time simultaneously controlling by birth cohorts and educational levels. For these analyses several loglineal models are considered: independence, constant association, and uniform effects. It is also introduced a model based on several hypothesis that try to capture different effects between class of origin and class of destination, called *core model*. The data base aggregates several sampling surveys carried out between 2003 and 2012/13. The Casmin class scheme is used, for six class categories (rural classes are merged together).

An important part of this work is devoted to explore the effects of education on the relationship between fathers' class and that of their children. This is carried out within the context of a "strong" and "weak" version of dominant hypothesis on persistent inequality of educational opportunities. Results for Argentina seem to be close with the last version, which notes that the association between origins and education is presently a moderate one. On the bases of the different models used in the analysis –either three ways or four ways-, the best fit seems to be almost always showed by the constant association model, suggesting a certain invariance of the class origin-class destination relationship, either taking into account birth cohorts or educational levels.

Key words: class origin – class destination – birth cohorts – educational levels – association models – persistent inequality

EL AUTOR

Jorge Raúl Jorrat rjorrat@gmail.com

Magíster y Doctor en Sociología por la Universidad Estatal de Michigan. Es Investigador Principal del CONICET, con asiento en el Instituto Gino Germani (UBA). Fue co-organizador (con Luis R. Acosta) de un Programa de Postgrado en Estadística Aplicada a las Ciencias Sociales, inicialmente en Instituto Gino Germani y luego en IDES. Es miembro por Argentina del International Social Survey Program (ISSP). Es autor de *Estratificación Social y Movilidad: Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires* (Tucumán, Eudet, 2000) y compilador, con Ruth Sautu, de *Después de Germani: Exploraciones sobre estructura social de la Argentina* (Buenos Aires, Paidós, 1992). También publicó, con Darío Canton, tres volúmenes sobre *Elecciones en la ciudad, 1864-2007* (Buenos Aires, Instituto Histórico de la Ciudad de Buenos Aires, 2001, 2005 y 2007). Más recientemente, participó con Darío Canton y Luis R. Acosta en el libro *Una hipótesis rechazada. El rol de los migrantes internos según Gino Germani en los orígenes del peronismo* (Buenos Aires, Hernández, 2013).

ÍNDICE

1 Introducción.....	11
2 Algunos antecedentes y referencias básicas.....	12
3 Datos, variables, herramientas de análisis.....	17
4 Clase ocupacional del padre y niveles de educación por cohortes de nacimiento.....	19
5. Clase del padre y de la persona encuestada, cohortes de nacimiento y educación	27
6. Finale: ¿la fuerza del destino?	44
Apéndice	50
Referencias	51

1. Introducción

Continuando con trabajos previos sobre el tema se intenta explorar aquí la relación entre clase social de origen y educación de destino según cohortes de años de nacimiento, además de relaciones entre clase de origen y clase de destino según variaciones que se producen a lo largo de cohortes de nacimiento y/ o de niveles de educación alcanzados por las personas encuestadas, todo ello ampliando las bases de datos integradas de los estudios previos, incluyendo ahora relevamientos nacionales desde 2003 hasta 2012/13.

Se analiza en primer lugar la vinculación entre clase social del padre y niveles educacionales de los hijos a lo largo de distintas cohortes de nacimiento, según diversos modelos logineales. Luego se pasa a estudiar la asociación entre clase social del padre y de las personas encuestadas, atendiendo primero a su variación según cohortes de nacimiento y luego según distintos niveles de educación, agregando otros modelos de análisis.

Finalmente, se estudia la mencionada asociación entre clase social del padre y clase social de la persona encuestada, tomando en cuenta simultáneamente las cohortes de nacimiento y los niveles de educación. La vinculación entre clases sociales de origen y destino es vista en algún momento según un modelo que contempla una serie de hipótesis sobre distintos efectos entre clases (*core model*). En todos los casos se consideran por separado cuadros de varones y de mujeres, salvo los modelos de cuatro vías, donde los datos sólo permiten análisis para varones.

Una parte importante de la presente búsqueda es indagar sobre los efectos de la educación en la asociación entre clase social del padre y clase social del hijo en su variación temporal, tratando de retomar la discusión que planteáramos en trabajos anteriores (Jorrat, 2010; 2011) en el sentido de que Argentina parecía al menos apoyar la hipótesis débil de desigualdad educacional. Concluíamos en ese momento citando a Shavit, Yaish y Bar-Haim (2007: 52), quienes sólo atemperaban la hipótesis ampliamente sostenida hasta ese momento sobre la persistencia de la desigualdad: *“En su versión fuerte, la hipótesis de la desigualdad persistente está probablemente equivocada: grandes bases de datos revelan un debilitamiento de los efectos de los orígenes sobre la educación desde décadas tempranas del siglo veinte. Pero si una versión débil de esta tesis es considerada, entonces argumentaríamos que la desigualdad persistente todavía persiste”*, notando, entre otras cuestiones, que

“aún aquéllos que encuentran una reducción en el tiempo de la asociación origen-educación estiman que esta reducción es moderada” (énfasis original).

Esta cita con la afirmación que cerraba nuestro trabajo anterior (Jorrat, 2011) será revisada en el presente estudio. Como la vinculación entre clase de origen y destino educacional es vista como indicadora del grado de apertura de una sociedad, de alguna manera se espera que nuestros resultados ayudarán a una evaluación de ese tipo. En tradiciones teóricas que se mencionaban en su momento, particularmente en *Persistent Inequality* (Shavit y Blossfeld 1993) –trabajo que descansó básicamente en distintos enfoques de análisis de regresión–, una de ellas hacía referencia a la “hipótesis de la modernización”, según la cual “uno esperaría que los efectos de los orígenes decrezcan en líneas generales, mientras que la hipótesis de la reproducción establece que las desigualdades pueden decrecer a transiciones más bajas debido a la expansión educacional, pero que esto sería compensado por efectos crecientes en transiciones posteriores” (Breen y Jonsson 2005, p. 226). Y unas líneas más adelante agregaban: “La conclusión más importante del estudio fue la falta de apoyo para cualquiera de estas hipótesis, principalmente debido a que la pauta prevaleciente fue la de estabilidad de los efectos de origen sobre las transiciones educacionales (p. 226)¹. Es esta última afirmación –de alguna manera puesta en duda por investigaciones posteriores particularmente para países europeos– la que será igualmente explorada en nuestra indagación².

2 Algunos antecedentes y referencias básicas

Se ha señalado en la literatura sobre estratificación, movilidad y desigualdad que

¹ Una advertencia es que la hipótesis de la reproducción descansa en supuestos y aproximaciones distintas, aunque las distintas conclusiones de ambas hipótesis sirven para enmarcar nuestras discusiones más generales. Si bien se reconoce una muy importante tradición de investigación vinculada a variantes del análisis de regresión, el presente estudio se centra exclusivamente en la consideración de modelos log-lineales, lo que lleva sólo a discusiones dentro de los límites de dicho enfoque, más allá de que en algún momento se mencionen autores y algunos resultados basados en esas otras metodologías.

² Es de interés mencionar aquí una referencia de Breen y Jonsson (2005, p. 223): “Una distinción común en esta área es entre desigualdad de oportunidades y desigualdad de condición. La primera tiene su origen en la meta liberal de que las chances de una persona de salir adelante (logros en educación, obtener un buen trabajo) deberían no relacionarse con características adscriptas tales como sexo, raza, o clase (o posición socioeconómica) de origen. La última, desigualdad de condición, se refiere a la distribución de retribuciones diferenciales y condiciones de vida, ya sea en la simple forma de distribución de bienes escasos o en relación a diferentes entradas [*inputs*] (...) o derechos (...)”.

la mayor fuerza o debilitamiento de la relación entre orígenes de clase y destinos educacionales limita o favorece las relaciones entre clase social de origen y clase de destino. Lo que se desarrollara con más peso se conoce como hipótesis de estabilidad de la “desigualdad persistente” en oportunidades educacionales (Shavit y Blossfeld – comps.–1993), según la cual –como señalan Breen, Luijckx, Muller y Pollak ; 2009, p. 1476– “mientras la proporción de todas las clases sociales que concurren a todos los niveles educacionales se ha incrementado, la ventaja relativa asociada a los orígenes privilegiados persiste” en la mayoría de los países estudiados en la compilación de Shavit y Blossfeld. Y si bien esto fue puntualizado con cierta frecuencia, “el vínculo entre movilidad ocupacional y educacional nunca ha sido demostrado adecuadamente (Breen 2009, p. 3).

Por otro lado, como bien agrega más adelante Breen (2009), la vinculación entre antecedentes de clase y logros educacionales ha sido ampliamente debatida. A pesar de reconocer una importante expansión de la educación para la mayor parte de los estratos, particularmente a partir de cierto grado de desarrollo industrial –que bien podría haber llevado a una caída de la desigualdad en logros educacionales entre las clases–, “sorprendentemente, sin embargo, los estudios empíricos mostraron que la desigualdad de oportunidades educacionales entre los estratos sociales ha sido bastante estable en el tiempo” (Shavit y Blossfeld comps., 1993; p.2). En el caso de los países europeos, se ha indicado en diversos lugares que estudios recientes han cuestionado tal tesis de amplia aceptación (por ejemplo, Barone 2009; Breen y Luijckx, 2007, Vallet, en cierta medida, 2004a, 2004b).

Se ha visto así a la educación como ofreciendo alternativas contrapuestas, ya sea como impulsora de la movilidad social o como un mecanismo de reproducción de la desigualdad. En un trabajo anterior (Jorrat 2010), resumíamos esta tensión con una cita de Shavit, Yaish y Bar-Haim (2007): “La educación puede ser vista como una espada de doble filo en el proceso de estratificación. Por un lado, es una avenida importante de movilidad social para hombres y mujeres criados en los estratos sociales más bajos que no pueden heredar privilegios. Por otro lado, la educación contribuye a la transmisión de la desigualdad entre generaciones dado que está desigualmente distribuida entre los estratos. Cuál de estos factores supera al otro depende de la medida en que los logros educacionales son afectados por los orígenes sociales. Por lo tanto, una pregunta empírica central en el campo de la estratificación social y la movilidad es en qué medida la asociación entre orígenes sociales y educación ha declinado o aumentado a través del tiempo” (p. 37).

Se tratará entonces de continuar las exploraciones anteriores en este sentido para Argentina (Jorrat, 2010, 2011), ahora a partir de muestras integradas que abarcan bastante más casos. Se comenzará estudiando la vinculación entre orígenes de clase y destinos educacionales según cohortes de nacimiento, para indagar luego sobre movilidad de clase (ocupación del padre y de las personas encuestadas), tomando en cuenta cohortes de nacimiento y niveles educacionales.

Es muy difícil la consideración histórica de impactos sobre la estratificación y movilidad social en el país dada de la amplitud de sucesos que abarcan las cuatro cohortes de años de nacimiento que se toman en cuenta (1. 1934-1955; 2. 1956-1968; 3. 1969-1979 y 4. 1980-1993)³. Por ello, preferimos escapar aquí a tales consideraciones. Y resaltar por ahora que se trata de una combinación o “compromiso” de necesidades empíricas (cantidad de casos por cohorte) con la posible distinción de momentos políticos singulares en el país.

Algo que sí debe mencionarse como contexto es una muy breve descripción, bastante gruesa, de la evolución de los niveles de educación en el país. Una idea global surge de tasas netas de escolarización⁴ generales de 1960 a 2001 (Abdala 2003, p. 8).

Se presenta un resumen del cuadro 1 de dicha publicación.

3 La primera cohorte (1934-1955) abarca desde los prolegómenos de la segunda guerra mundial, la guerra misma, el golpe de 1943, el surgimiento y caída del peronismo con el golpe de estado de 1955; la segunda cohorte (1956-1968), comprende la etapa de proscripción del peronismo, la división del radicalismo, el triunfo y caída mediante un golpe del gobierno de Frondizi, el triunfo y caída mediante otro golpe del gobierno de Illia y el surgimiento de la así llamada Revolución Argentina (Onganía); la tercera cohorte (1969-1979) abarca la etapa final de la Revolución Argentina con sus golpes internos, el intento de democratización de Lanusse, los acuerdos con Perón y su retorno al país, el triunfo electoral de Cámpora-Solano Lima y su casi inmediato reemplazo en nuevas elecciones por Perón e Isabel Perón, la muerte del caudillo, auge de la lucha guerrillera y el golpe de 1976, la agudización del terrorismo de estado y la extinción de la guerrilla, que ya en 1979 está prácticamente derrotada y perseguida; y, finalmente, la cuarta cohorte (1980-1993), con la guerra de Malvinas y la caída definitiva de la última vertiente de la dictadura militar, la primera derrota electoral sin proscripciones del peronismo a manos de Alfonsín en 1983, el final adelantando de su gobierno y el retorno del peronismo con Menem –que adquiere un giro “liberal-conservador” (según sus críticos dentro del propio peronismo)-, hasta el fin de su primer gobierno y la inminencia de su reelección. Este repaso “a mano alzada”, meramente de los avatares políticos, muestra por sí sólo la dificultad de evaluar el impacto de los mismos –sin hablar de la evolución de la economía– sobre posibles cambios en las vinculaciones entre origen y destinos aquí considerados. Recientemente, realizamos una descripción medianamente detallada de la evolución de la estructura social en que se enmarcan estos estudios de movilidad (Jorrat y Benza, 2013). Por otro lado, el presente trabajo será parte de un libro sobre estratificación y movilidad en Argentina, donde los distintos antecedentes contextuales serán considerados de forma relativamente amplia.

4 Estas tasas, según se consigna, surgen del cociente de la “población escolarizada”, es decir, de “la población de 5 a 29 años de edad que efectivamente asiste a cualquiera de los niveles de educación formal en cada año censal” en la “población escolarizable”, es decir, “la población en edades de asistir a cualquiera de los niveles de educación formal (5 a 29 años)”.

	1960	1970	1980	1991	2001
Tasa neta escolarización (%)	40,2	44,2	50,8	59,9	63,4
Tasas crecimiento anual (a)	----- -----	1960/1970	1970/1980	1980/1991	1991/2001
Población escolarizable (0/00)		15,7	15,2	16,8	11,1
Población escolarizada (0/00)		25,3	29,3	34,6	15,6

(a) "Para el cálculo de la tasa de crecimiento anual se usó la fórmula exponencial. Las tasas se expresan en por mil".

Luego se reproduce un cuadro sobre evolución de las tasas netas de escolarización *por nivel* para 1960-1997 (Fernández Lamarra 2002, p. 7), completado con otra información:

Tasas netas de escolarización por nivel educativo para educación inicial, primaria y media (con un agregado sobre educación superior):

Años	Inicial %	Primario %	Medio %	Sup. %*
1960	16,0	82,6	24,5	
1980	57,5	90,5	38,8	18,9
1991	72,7	95,7	59,3	29,2
1997	98,0	99,8	70,2	-----
2001		97,9 ^a	71,5 ^a	36,9

Fuente: (Inicial, Prim., Medio) Tedesco, J. C. y Tenti Fanfani, E. (2001)

* Tasas para edades 18-24 (Mtrio. Educación, C. y T. 2004; p. 10)

^a Para niveles vigentes hasta 1994. Censo 2001.

Señala el autor: "Es de destacar el fuerte crecimiento de las tasas de escolarización registrado en el período en los tres niveles particularmente en el Inicial y en el Medio. En dichos niveles la matrícula creció entre 1994 y 1998 el 4,2% anual en el Inicial y el 6,4% en el Medio; en esos años la matrícula primaria creció el 1,4%, acompañando

prácticamente el crecimiento vegetativo de la población en edad escolar. La Superior creció en ese período con una tasa anual del 4,52%” (Lamarra 2002; p. 7). En cuanto a las tasas de analfabetismo, los datos muestran que pasan de 13,6% en 1947 (para personas de 14 años y más en este caso) a 3,7% en 1991, a 2,6% en 2001 y a 1,9% en 2010. Si bien las investigaciones generan dudas en cuanto a si la desigualdad educacional podría haber declinado según orígenes de clase en el siglo XX, lo que no está en duda es la expansión de la educación en las economías avanzadas (Breen 2009), lo que pudo haberse marcado más –con sus variaciones– en los países de industrialización tardía, que se exhibieron un crecimiento más rápido del sistema educativo y una demanda mayor de educación de los sectores populares (Ishida y Miwa 2011; p. 9).

Por otro lado, atento a referencias sobre “persistencia de la desigualdad” en este texto, pero referidas particularmente a clase social y educación, un último dato contextual adicional es el de la evolución del índice de Gini de 1986 a 2010, como indicador grueso de desigualdad:

Coeficientes de Gini, según ingreso familiar, 1986-2010, Argentina. Banco Mundial.

Años	1986	1991	1993	1995	1999	2001	2003	2005	2007	2010
Coeficientes de Gini	42,8	46,6	44,9	48,9	49,8	53,4	54,7	49,3	47,4	44,5

En un estudio de Cruces y Gasparini (2010), estos autores notan una creciente desigualdad en las áreas urbanas desde 1974 a 2006, señalando que para el AMBA el coeficiente de Gini, según ingreso per cápita del hogar, pasó de 0,374 en 1974 a 0,487 en 2006 (p. 7). Según ellos “la desigualdad en Argentina aumentó sustancialmente a lo largo del período, independientemente de la medida de desigualdad empleada”, agregando que tal tendencia “es estadísticamente significativa” (p. 7). En general, si nos referimos a los momentos en que se relevan nuestras encuestas, el índice de Gini tendería a bajar de 54,7 a 44,55.

El contexto básico es en general el de un crecimiento de la matrícula para las cohortes en consideración –desde 1934 a 1993 aproximadamente–, con distintas tendencias de desigualdad según estimaciones del índice de Gini, mostrando un

5 Otra fuente (CIPPEC en base a datos de CEDLAS), indica los siguientes valores para Gini en los años aproximados que se indican: 0,345 (1974), 0,465 (1991), 0,485 (1995), 0,495 (1999), 0,533 (2002) y 0,443 (2010). Se aclara que hasta 1991 inclusive los datos se refieren al Gran Buenos Aires, luego a los conglomerados urbanos de la EPH (Rivas y otros 2012, Gráfico 4, p. 12).

crecimiento de la misma hasta comienzos del 2000, para retroceder luego a valores similares a los de comienzos de los años 90.

3 Datos, variables, herramientas de análisis

Se considera clase social del padre e hijo/a según 6 categorías y 3 niveles educacionales de la persona encuestada, a lo largo de 4 cohortes de años de nacimiento, para ocho encuestas nacionales que van de 2003 a 2012/13⁶. En general, se trata de muestras estratificadas multi-etápicas, con selección aleatoria en todas las etapas de muestreo –con dos excepciones– (Encuestas de 2003, 2004, 2005a –cuotas de sexo y edad–, 2005b, 2007, 2008 –cuotas de sexo y edad–, 2010 y 2012/13). Las muestras abarcaban personas de 18 años y más a nivel nacional, incluyendo zonas rurales. La de 2008 abarcó localidades de 50 mil habitantes y más, para personas de 15 a 69 años de edad. Todas las restantes se basaron en una selección aleatoria *en todas* las etapas de muestreo. Las encuestas fueron relevadas en todos los casos por el Centro de Estudios de Opinión Pública de la UBA, entonces bajo mi dirección, con asiento en el Instituto de Investigaciones Gino Germani de la Facultad de Ciencias Sociales. La integración de las muestras fue ponderada en base a tamaño de las localidades, sexo y edad, según datos del Censo Nacional de 2001.

Los niveles educacionales considerados son: i) hasta primaria completa, ii) estudios secundarios (incompletos o completos) y iii) estudios post-secundarios (terciarios y universitarios incompletos o completos, posgrados). Las cohortes de años de nacimiento, que como se dijo buscan equilibrar peso cuantitativo con períodos de alguna relevancia en el país, se recuerda que son: a) 1934-1955, b) 1956-1968, c) 1969-1979 y d) 1980-1993. En este estudio la clase social se reduce a un esquema de 6 clases de la categorización EGP (después de Erikson, Goldthorpe y Portocarero 1979 y de Erikson y Goldthorpe 1993): 1. Clase de Servicios –Directivos, Gerentes, etc.– (I+II); 2. No Manuales Rutinarios –Empleados administrativos y de comercio– (IIIab); 3. Pequeña Burguesía / Pequeños propietarios o artesanos –no rurales– (IVab); 4. Trabajadores Manuales Calificados (V+VI), 5. Trabajadores

6 Muchos estudios de movilidad con una aproximación temporal consideran períodos y cohortes, o encuestas agrupadas en espacios de tiempo con una importante separación entre ellos. En el presente estudio no existen aproximaciones de ese tipo, ya que se trata de una batería de encuestas integradas que corresponden al primer decenio del siglo XXI. Y dentro de ellas, se distinguen cohortes de años de nacimiento.

Manuales semi y no calificados –no rurales– (VIIa) y 6. Pequeños propietarios / Cuenta propia y Trabajadores asalariados, ambos sector rural (IVc+VIIb)⁷. Ver Apéndice para más detalles de la construcción EGP.

Es de señalar que el enfoque metodológico y de análisis de este trabajo, preocupado aquí exclusivamente por lo que se denomina movilidad relativa –es decir, sobre las chances de los que integran una categoría de moverse a otra respecto de las chances de permanecer en la misma– se basa en modelos log-lineales (y log-lineales multiplicativos) que descansan en la consideración de cuadros de consistencia con variables categóricas. Advierte Vallet (2004c, p. 4) –siguiendo a Breen y Jonsson (2000)– que una desventaja de esta aproximación para el estudio de la estratificación educacional comparando con los primeros enfoques del análisis de regresión “es ciertamente que de manera implícita (y más bien inverosímil) supone que la decisión de cuánta educación adquirir es tomada al comienzo de la carrera educacional de un individuo”. Y agrega que sin embargo con la revitalización de esta aproximación a partir de modelos log-multiplicativos como Unidiff (modelo de efectos uniformes) “ahora ofrece considerable poder estadístico aun para discernir tendencias históricas lentas que hubieran pasado sin ser detectadas de otra forma” (p. 4)⁸.

Una primera parte de los modelos considerados fueron sistematizados por Vallet (2006). Se consideran luego otros modelos básicos presentados en diversas fuentes. Finalmente, otros modelos a tener en cuenta corresponden en parte a un programa de investigación sobre movilidad en los países de industrialización tardía, coordinado por Hiroshi Ishida. En nuestro caso, aprovecharemos material generosamente facilitado por Florencia Torche, que ella utilizara para un estudio sobre movilidad en México (2009), tanto para modelos de tres vías (cohortes o educación) como de cuatro vías (cohortes y educación). Se trata de modelos –los considerados aquí– que en algunos casos incorporan en el análisis lo que en la literatura se conoce como *core model* (Erikson Y Goldthorpe 1993), por sí mismo o vinculado a los modelos de

7 En cuanto a combinar categorías, en particular el sector autónomo y asalariado rural (IVc+VIIb), (Ganzeboom; Luijkx y Treiman, 1989), además de resaltar que se trata de categorías con pocos casos, notan que esta última agregación “reduce el problema de la ausencia de información en cuanto al número de empleados”, además de una ventaja adicional: “correctamente ignora la aparente movilidad descendente que ocurre cuando los hijos de agricultores cuenta propia trabajan como obreros agrícolas o como trabajadores familiares no remunerados mientras esperan heredar el campo” (p. 12). Si bien las encuestas más actuales contemplan mejor estas situaciones, subsisten algunos problemas.

8 De todas formas, futuros análisis de estos datos, integrando un libro sobre movilidad social en Argentina, descansarán también en el enfoque de regresión.

efectos uniformes (Unidiff) según cohortes, en un caso según niveles de educación⁹.

4 Clase ocupacional del padre y niveles de educación por cohortes de nacimiento

En el comienzo, una lectura descriptiva de los datos permitirá visualizar aspectos básicos de interés.

Se comienza por el cuadro de varones. Es interesante observar lo siguiente (Cuadro 4.1):

la intersección de la clase social en la cúspide (I-II, o clase de servicios) con el nivel superior de educación (post-secundario) crece monótonicamente a lo largo de las cuatro cohortes, pasando de 51,9% en 1934-1955 a 70,7% en 1980-1993 (celdas superiores en la derecha de los cuadros);

el porcentaje de hijos del sector rural (autónomos y asalariados manuales) que llega al nivel superior de educación crece de la misma forma, pasando de 4,9% en la cohorte más antigua hasta 22,7% en la más reciente (celdas inferiores en la derecha); los hijos del sector de clase de servicios (I-II) que no superan el nivel más bajo de educación decrecen sistemáticamente, pasando de 14,7% en la cohorte más antigua a 2% en la cohorte más reciente (celdas superiores en la izquierda); y, finalmente, como una cuarta observación de interés, se observa que los hijos del sector rural que no excedían el nivel más bajo de educación decrecen sistemáticamente de un 75,9% en 1934-1955 a 47,9% en 1980-1993 (celdas inferiores en la izquierda).

Las observaciones precedentes sirven para indicar que, en el caso de los varones, los niveles educacionales se expandieron a lo largo de las distintas clases, para las cohortes de años de nacimiento consideradas.

⁹ En el caso de los modelos de cuatro vías (clase de origen y destino, educación y cohortes), atento a las celdas con valores de cero, se suma 0,1 a *todas* las celdas. Breen y Luijkx (2007, p. 108) sugieren para casos con datos dispersos o escasos en estos modelos de cuatro vías, seguir una propuesta de Firth (1993), de “agregar una pequeña constante igual al número de parámetros en el modelo dividido por dos veces el número de celdas en el cuadro a ser analizado”, con la idea de enfrentar el posible sesgo en la estimación de modelos log-lineales. Hemos realizado este ejercicio y los resultados no difieren de alternativas más tradicionales, como la de agregar 0,1 a todas las celdas.

CUADRO 4.1 Distribución porcentual de seis clases del padre a lo largo de tres niveles de educación de los hijos, según cuatro cohortes de años de nacimiento. Varones 20-69 años.

Cohortes	Clases EGP Padre	Niveles de Educación			Total %	N
		hasta Primaria	Secundaria	Superior		
1934-	I-II Directivos, Gerentes	14,7	33,3	51,9	100,0	129
1955	IIIab Empl. Adm.-Comer.	19,8	48,8	31,4	100,0	86
	IVab Peq. Prop.-Artesan.	33,3	41,9	24,7	100,0	279
	V-VI Manual Calificado	49,6	38,6	11,8	100,0	254
	VIIa Manual No Calific.	54,8	35,1	10,1	100,0	248
	IVc-VIIb Rurales	75,9	19,2	4,9	100,0	349
	<i>Total</i>	<i>48,8</i>	<i>33,8</i>	<i>17,5</i>	<i>100,0</i>	<i>1345</i>
1956-	I-II Directivos, Gerentes	4,3	32,5	63,2	100,0	163
1968	IIIab Empl. Adm.-Comer.	12,3	38,4	49,3	100,0	73
	IVab Peq. Prop.-Artesan.	24,9	42,7	32,4	100,0	281
	V-VI Manual Calificado	32,0	54,0	14,1	100,0	291
	VIIa Manual No Calific.	37,7	44,9	17,4	100,0	265
	IVc-VIIb Rurales	68,2	23,6	8,1	100,0	258
	<i>Total</i>	<i>34,2</i>	<i>40,4</i>	<i>25,4</i>	<i>100,0</i>	<i>1331</i>
1969-	I-II Directivos, Gerentes	3,7	28,9	67,4	100,0	190
1979	IIIab Empl. Adm.-Comer.	8,3	42,2	49,5	100,0	109
	IVab Peq. Prop.-Artesan.	24,0	44,6	31,4	100,0	354
	V-VI Manual Calificado	23,7	56,2	20,1	100,0	283
	VIIa Manual No Calific.	26,7	56,4	17,0	100,0	330
	IVc-VIIb Rurales	58,8	27,8	13,4	100,0	216
	<i>Total</i>	<i>25,8</i>	<i>44,8</i>	<i>29,4</i>	<i>100,0</i>	<i>1482</i>
1980-	I-II Directivos, Gerentes	2,0	27,3	70,7	100,0	198
1993	IIIab Empl. Adm.-Comer.	2,6	50,4	47,0	100,0	117
	IVab Peq. Prop.-Artesan.	16,4	47,0	36,6	100,0	317
	V-VI Manual Calificado	15,7	62,6	21,7	100,0	230
	VIIa Manual No Calific.	18,0	57,1	24,9	100,0	289
	IVc-VIIb Rurales	47,9	29,4	22,7	100,0	119
	<i>Total</i>	<i>16,1</i>	<i>47,7</i>	<i>36,2</i>	<i>100,0</i>	<i>1270</i>

Si uno mira la distribución para el caso de las mujeres (Cuadro 4.2), encuentra que las mismas cuatro observaciones de interés para los varones se repiten ahora. También para ellas los niveles educacionales se expandieron a lo largo de las clases, según las mismas cohortes de años de nacimiento. Es de interés señalar que para la clase en la cúspide (Directivos, etc.), el crecimiento de las mujeres al aumentar los niveles educativos –sobre todo en la educación superior– es más marcado que para los varones. Quizás ello sea producto del mayor crecimiento de la matrícula para las mujeres.

CUADRO 4.2 Distribución porcentual de clase del padre a lo largo de niveles de educación de los hijos, según cuatro cohortes de años de nacimiento. Mujeres 20-69 años.

Cohortes	Clases EGP Padre	Niveles de Educación			Total %	N
		hasta Primaria	Secundaria	Superior		
1934-	I-II Directivos,					
	Gerentes	8,4	31,8	59,7	100,0	154
1955	IIIab Empl.					
	Adm.-Comer.	23,7	39,5	36,8	100,0	76
	IVab Peq.					
	Prop.-Artesan.	34,3	37,2	28,5	100,0	274
	V-VI Manual					
	Calificado	49,6	35,2	15,3	100,0	236
	VIIa Manual					
	No Calific.	57,2	32,1	10,7	100,0	290
	IVc-VIIb					
	Rurales	75,2	20,0	4,8	100,0	475
	Total	50,8	30,0	19,1	100,0	1505
1956-	I-II Directivos,					
	Gerentes	5,5	19,3	75,1	100,0	181
1968	IIIab Empl.					
	Adm.-Comer.	5,0	42,6	52,5	100,0	101
	IVab Peq.					
	Prop.-Artesan.	24,1	36,7	39,1	100,0	294
	V-VI Manual					
	Calificado	27,3	44,1	28,6	100,0	315
	VIIa Manual					
	No Calific.	33,2	44,2	22,6	100,0	274
	IVc-VIIb					
	Rurales	60,8	24,5	14,7	100,0	286
	Total	30,1	35,6	34,3	100,0	1451
1969-	I-II Directivos,					
	Gerentes	2,5	19,3	78,2	100,0	202
1979	IIIab Empl.					
	Adm.-Comer.	5,4	39,6	55,0	100,0	111
	IVab Peq.					
	Prop.-Artesan.	18,8	35,6	45,7	100,0	368
	V-VI Manual					
	Calificado	28,2	41,8	30,0	100,0	337
	VIIa Manual					
	No Calific.	32,4	42,8	24,8	100,0	355
	IVc-VIIb					
	Rurales	51,3	31,6	17,1	100,0	228
	Total	25,4	36,2	38,4	100,0	1601
1980-	I-II Directivos,					
	Gerentes	1,7	18,6	79,7	100,0	172
1993	IIIab Empl.					
	Adm.-Comer.	9,8	30,3	59,8	100,0	122
	IVab Peq.					
	Prop.-Artesan.	11,7	47,8	40,6	100,0	360
	V-VI Manual					
	Calificado	15,7	52,5	31,8	100,0	255
	VIIa Manual					
	No Calific.	19,6	50,3	30,1	100,0	316
	IVc-VIIb					
	Rurales	35,0	39,9	25,2	100,0	163
	Total	15,6	43,2	41,3	100,0	1388

Dentro del contexto de las descripciones precedentes, *se pasa ahora a considerar aspectos de movilidad relativa en lo que resta del trabajo*, tanto por razones de espacio como por el enfoque buscado en este trabajo. Una primera aproximación analítica surge de considerar modelos que vinculan, como se indicara anteriormente, la clase social del padre según 6 categorías con 3 niveles educacionales de la persona encuestada, a lo largo de 4 cohortes de años de nacimiento, para ocho encuestas nacionales que van de 2003 a 2012/13. Se consideran primero valores para varones y luego para mujeres, en ambos casos personas de 20 a 69 años de edad. Se puede tomar un límite inferior de edad menor a lo habitual, porque lo que se considera es clase ocupacional del padre y el nivel superior de educación de la persona encuestada abarca estudios incompletos y completos, a los que los jóvenes de esa edad (20 y más) ya podrían haber accedido. En cuanto al límite superior (69 años), no se trata de la ocupación del encuestado y, por otra parte, en la práctica se ha extendido el tiempo en que la persona efectivamente se jubila. Por lo que respecta a los orígenes, se trata de la clase ocupacional del padre cuando el encuestado tenía alrededor de 14-15 años¹⁰. Siguiendo tendencias más generalizadas en estas investigaciones y por limitaciones de la información disponible, no se considera la ocupación de la madre en cuanto a los orígenes¹¹. Por último, cuando se introduce la clase social de destino se consideran las personas económicamente activas (y en el caso de los encuestados jubilados se considera la ocupación principal en que se jubiló).

En la tónica de otros trabajos sobre el tema que realizáramos en el pasado (Jorrat 2010, 2011), guiarán la discusión actual tres hipótesis distinguidas por Vallet (2006: 4) en la literatura, a saber: a) ¿existe asociación estadística entre clase social de los padres y logros educacionales de los hijos?; b) si existe, ¿ha permanecido constante a lo largo de las cohortes de nacimiento?; y c) ¿o tal asociación se ha debilitado o fortalecido a lo largo de las cohortes?

Se consideran aquí tres modelos básicos que, en ese orden, aspiran a responder a los interrogantes de Vallet (2006): a) modelo de asociación nula o independencia

10 Puede adelantarse que estimaciones realizadas para más niveles educacionales, cuatro cohortes de años de nacimiento y un rango de 25-64 o 30-69 años de edad, arrojan resultados parecidos.

11 Entre las observaciones que destacan limitaciones al no considerar la ocupación de la madre, puede verse –entre varios- Beller (2009).

condicional, b) modelo de asociación constante y c) modelo UNIDIFF (efectos multiplicativos uniformes). Es decir, son los tres modelos log-lineales y log-multiplicativos jerárquicos considerados rutinariamente en la investigación sobre el tema, como puntualiza Vallet¹².

CUADRO 4.4A. Clase social de origen (6 categorías EGP padre) y destinos educacionales (3 niveles), a lo largo de 4 cohortes de años de nacimiento. *Varones 20-69 años. (N = 5428).*

Modelos	L ²	P	Grados Libertad	Indice de Disimilitud	BIC	Asoc. Exp. %
1. Asociación nula (CO, CE)	1201,965	0,000	40	17,14	857,992	---
2. Asociación constante (CO, CE, OE)	37,401	0,166	30	3,15	-220,579	96,89
3. Diferencias uniformes (UNIDIFF)	34,576	0,150	27	2,96	-197,606	97,12
<i>Cohortes años nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>1,158</i>	<i>1,110</i>	<i>1,107</i>		

En el cuadro precedente –para varones– puede observarse que el modelo de asociación nula, o de independencia condicional, como es usual no produce un buen ajuste (clasifica mal un 17% de los casos), sirviendo de base para comparaciones con los otros modelos. Simplemente, se rechaza la hipótesis de igualdad en cuanto a oportunidades educacionales, descartando el supuesto de que la clase de origen y la educación de destino son independientes para las distintas cohortes. El modelo subsiguiente es el de asociación constante –que introduce la interacción OE¹³–, y que “expresa la hipótesis de desigualdad constante de oportunidades educacionales”. El mismo produce un muy buen ajuste y L² (*deviance*) no es significativa, disminuyendo

12 Para el modelo de independencia condicional o asociación nula, Vallet presenta esta expresión (p. 6): $\text{Log}(m_{oec}) = 1 + l_o^o + l_e^e + l_c^c + l_{oc}^{oc} + l_{ec}^{ec}$. Se estima con $C \times (O-1) \times (E-1)$ grados de libertad.

Para el modelo de asociación constante, la expresión es la siguiente (p. 7):

$\text{Log}(m_{oec}) = 1 + l_o^o + l_e^e + l_c^c + l_{oc}^{oc} + l_{ec}^{ec} + l_{oe}^{oe}$. Se estima con $(C-1) \times (O-1) \times (E-1)$ grados de libertad.

La expresión de Vallet para el modelo de diferencias uniformes (UNIDIFF) es la siguiente (p. 12):

$\text{Log}(m_{oec}) = \lambda + \lambda_o^o + \lambda_e^e + \lambda_c^c + \lambda_{oc}^{oc} + \lambda_{ec}^{ec} + \beta_c \gamma_{oe}$. Se estima con $(C-1) \times (O \times E - O - E)$ grados de libertad.

13 Como bien aclara Treiman (2009, p. 264) “Note que en la literatura loglineal ‘interacción’ es el término para lo que se denomina ‘asociación’ en la antigua literatura sobre cuadros con tabulaciones cruzadas”.

drásticamente el índice de disimilitud¹⁴ y mejorando en casi un 97% la asociación explicada, respecto del modelo nulo. En palabras de Vallet (2006), este modelo “sugiere que la asociación entre origen social y destino educacional exhibe una inercia más bien fuerte a través de las cohortes” (p. 10). Y agrega que ello llevó a distintos autores (compilación de Shavit y Blossfeld –1993– por ejemplo) a ratificar la hipótesis “de desigualdad persistente de las oportunidades educacionales” (p. 10). Luego Vallet intentará poner en duda tal hipótesis.

El modelo Unidiff, bajo el supuesto de una estructura estable entre orígenes y destinos, permite, como señala Vallet (2006, p. 13), detectar diferencias “en el nivel general de desigualdad de oportunidades educacionales”. Este modelo prácticamente no produce mejoras (aunque también alcanza un buen ajuste según el valor de p), siendo peor su valor de BIC¹⁵ (todos los valores de BIC después del modelo de asociación constante son peores, siendo menos negativos siempre). Por otro lado, el test de chi cuadrado de diferencias en L^2 y grados de libertad entre el modelo 2 y 3 no es significativo, lo que abonaría la preferencia por el modelo 2¹⁶. Si igual se atiende al valor de los parámetros Unidiff para cada cohorte,¹⁷ fijando en 1 el valor para la cohorte más antigua, la asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales

14 “Valores más pequeños representan un mejor ajuste. Representa la proporción de casos muestrales que deben moverse a celdas diferentes para que el modelo logre un ajuste perfecto. El índice de disimilitud ayuda a indicar si la falta de ajuste es importante en un sentido práctico. Un muy pequeño valor de D sugiere que los datos muestrales siguen la pauta del modelo muy de cerca, aunque el modelo no sea perfecto” (Agresti, 2007: 219). El mismo autor (Agresti, 2002: 329-330) menciona que ello ocurre –“ajusta decentemente”– cuando el índice es inferior al 2% o el 3%. Interesados en avances sobre este índice pueden ver Kuha y Firth (2011).

15 Hemos señalado en diversas situaciones un cuestionamiento a BIC (*Bayesian Information Criterion*) como indicador de buen ajuste, atento a críticas de Weakliem (1999). Ello llevó a que en compilaciones internacionales como la Breen (2004), se descartara su uso en favor del índice de disimilitud (ID). La mejor sugerencia es contemplar el conjunto de indicadores: L^2 , ID, BIC –cuanto mayor su valor negativo mejor sería el ajuste– y el de rL^2 . Este último es la diferencia en L^2 del modelo bajo análisis respecto del modelo de independencia, calculado como porcentaje de dicho modelo de independencia. Nos indica la reducción del total de L^2 asociado al modelo de independencia: “en otras palabras, ofrece un criterio de cuánto de la asociación origen-destino es explicada por el modelo en particular” (Breen, 2004: 27). Ver Powers y Xie (2000; pp. 145-146).

16 Nótese que para evaluar L^2 de un modelo un buen ajuste está relacionado a un valor alto de p (en términos usuales, a “no rechazar la hipótesis nula”), superior al menos a 0,05. Pero cuando se realiza un test de chi cuadrado de diferencia en L^2 respecto de sus diferencias en grados de libertad para dos modelos anidados, se busca un valor bajo de p para esta prueba (ahora sí se busca “rechazar la hipótesis nula”). Si los modelos no están anidados, los elementos que deberían mirarse son los valores de p de cada uno, el valor del índice de disimilitud y el valor de BIC. Estos dos últimos en particular sí, como suele ser el caso, el valor de p es bajo, significativo (digamos $p < 0,05$).

17 Wong (2010, p. 10) sugiere: “Si varios modelos proveen resultados satisfactorios, tenemos que ponderar entre la importancia relativa de la precisión [*accuracy*] del modelo y la parsimonia científica al elegir el modelo final para comprender la asociación involucrada”.

se vuelve más fuerte –es mayor el nivel general de desigualdad–, aumentando un 11% en las dos cohortes más recientes por arriba de 1, ratificando que el modelo de asociación constante debería ser preferido y que si bien el modelo Unidiff no introduce mejoras igual produce un buen ajuste –la pauta de la asociación más bien tiende a hacerse más fuerte–. En tal caso, la fuerza de la asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales habría crecido para los varones alrededor de un 11% en la segunda mitad del siglo XX.

La asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales muestra entonces ya sea cierta invarianza o inercia a lo largo de las cohortes consideradas, o puede tender a aumentar. Esta primera aproximación, como se señaló, llevaría a apoyar la hipótesis fuerte de desigualdad persistente en cuanto a las oportunidades educacionales según antecedentes sociales¹⁸.

CUADRO 4.4B. Clase social de origen (6 categorías EGP padre) y destinos educacionales (3 niveles), a lo largo de 4 cohortes de años de nacimiento. *Mujeres 20-69 años. (N = 5945).*

Modelos	L ²	P	Grados de Libertad	Indice Disimilitud	BIC	Asoc. Exp.. %
1. Asociación nula	1243,961	0,000	40	16,97	896,349	---
2. Asociación constante	37,016	0,178	30	2,66	-223,694	97,02
3. Diferencias uniformes (UNIDIFF)	35,843	0,119	27	2,67	-198,796	97,12
<i>Cohortes años nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>0,992</i>	<i>0,988</i>	<i>0,905</i>		

El cuadro para mujeres (Cuadro 4.4b) repite las pautas del de varones, con una diferencia importante: si a pesar de que el modelo de asociación constante produce un muy buen ajuste igual se mira a los parámetros del modelo Unidiff, que también produce un buen ajuste según el valor de p

18 Si bien Vallet (2006) reconoce que el modelo Unidiff es poderoso para detectar “una tendencia dominante en los datos”, añade igualmente que resulta un poco crudo para descubrir los cambios ocurridos (p. 13). De aquí que el autor propone agregar la consideración de un modelo desarrollado por Goodman y Hout (1998, 2001) –de menor uso–, con la idea de poder detectar pautas y fuerza de la asociación a lo largo de las cohortes. Por la limitación en la cantidad de cohortes, hay problemas para estas estimaciones.

pero sin mejorar respecto del modelo 2, la asociación entre orígenes de clase y destinos ocupacionales se debilitaría al moverse hacia las cohortes más recientes, aunque no de manera muy marcada. Para las mujeres, la fuerza de la asociación entre orígenes de clase y destino educacionales habría decrecido alrededor de un 10% en la segunda mitad del siglo XX.

Para estas aproximaciones iniciales, la desigualdad en logros educacionales parece persistente en el tiempo. Y si con las reservas del caso se prestara atención al modelo que especifica un parámetro para cada cohorte, la fuerza de la asociación orígenes-destinos crecería para los varones y disminuiría para las mujeres al pasar de las cohortes más antiguas a las más recientes, con valores que giran alrededor de un 10%-11%. Si Ello detectara una tendencia real, quizás podría deberse a un mayor crecimiento de la matrícula femenina. Aunque, repetimos, ello si se prestara atención a los parámetros por cohorte de un modelo que no mejora el ajuste respecto del de asociación constante, si bien el modelo Unidiff en sí mismo produce un buen ajuste.

Una digresión sobre un punto para dejar el tema de lado. Algunas investigaciones consideran cruciales tomar en los antecedentes sociales la educación del padre, sobre todo si el interés está en explorar aspectos de igualar las oportunidades educacionales (ver, entre otros, Pfeffer, 2008). En nuestro caso y para el enfoque de este estudio, ponemos el acento en los antecedentes de clase social. El presente trabajo es parte de un estudio más amplio donde según variadas metodologías se tomarán en cuenta distintos antecedentes sociales y variables intervinientes. Además de las cuestiones conceptuales, están los problemas empíricos, ya que en dos de las encuestas que integran nuestra base de datos lamentablemente no se indagó sobre la educación del padre. De todas maneras, si igual corremos los tres modelos básicos que toma en cuenta Pfeffer en su estudio comparativo internacional a lo largo de cohortes –asociación nula, asociación constante y efectos uniformes (Unidiff)– los resultados son similares a los que él obtiene para la mayoría de los países: es el modelo de asociación constante el preferido, coincidiendo en que se observaría una constancia en la asociación entre la educación de padres e hijos a lo

largo de las cohortes¹⁹.

5. Clase del padre y de la persona encuestada, cohortes de nacimiento y educación.

El interés ahora apunta a indagar sobre la asociación entre clase social de origen y clase social de destino, primero a lo largo de cuatro cohortes y luego a través de tres niveles de educación. En este caso, se consideran personas entre 20 y 69 años *activas*, atendiendo a que ahora entra en el análisis la ocupación de la persona encuestada. Aquí educación ya no asume el rol de categoría de destino, sino como ejerciendo tanto una influencia mediadora entre clase social de padres e hijos, o mirando en otros momentos la relación entre clase de origen y clase de destino neta de los efectos de la educación (asociación de clase de origen y clase de destino según niveles de educación).

5.1 Variación entre clase de origen y clase de destino según cohortes de nacimiento.

Dentro de lo esperable, el modelo de asociación nula no produce un buen ajuste (Cuadro 5.1a). El modelo de asociación constante mejora notablemente el ajuste – aunque el valor de p se mantiene significativo –, alcanzando casi un 90% la asociación explicada respecto del modelo nulo, bajando notablemente el porcentaje de casos mal clasificados – aunque superan el 5% – y mostrando BIC un valor negativo alto. O sea, la asociación entre orígenes y destinos de clase *parece* mantenerse a lo largo de las cohortes para los *varones* – sería estable en el tiempo – No hay mejora según el modelo Unidiff de efectos uniformes mirando distintos indicadores, lo que lleva a preferir el modelo 2. Si se atiende a los parámetros del mismo, muestran pocas variaciones en la segunda cohorte, aumentando luego en las cohortes más reciente un 14%, lo que *sugeriría* que en tal caso la asociación entre orígenes y destinos es más marcada.

19 Cuando se repite el ejercicio de Pfeffer (que lo realiza para ambos sexos), igualmente en Argentina – excluyendo una de las encuestas de 2005 y la de 2008, sin información sobre educación del padre- debe preferirse el modelo de asociación constante.

CUADRO 5.1A. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 4 Cohortes.
 Varones 20-69 años, activos. (N=4722).

Modelos	L ²	P	Grados Libertad	Índice Disimilitud	BIC	Asoc. Expl. %
1.Asociación nula	1042,525	0,000	100	17,80	196,137	---
2.Interacción completa/ Asociación Constante	110,726	0,005	75	5,47	-524,065	89,38
3.Diferencias uniformes (UNIDIFF)	107,779	0,004	72	5,37	-501,621	89,66
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>1,024</i>	<i>1,144</i>	<i>1,140</i>		
4.Core Model	234,280	0,000	93	8,20	-552,861	77,53
5.UNIDIFF-Core Model	225,814	0,000	90	8,05	-535,935	78,44
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>1,075</i>	<i>1,283</i>	<i>1,277</i>		

Ahora bien, para avanzar en este tipo de exploración se consideran modelos denominados “topológicos”, como el *core model* propuesto por Erikson y Goldthorpe (1993), en el cual ocho hipótesis pretenden dar cuenta de la asociación entre clase de origen y destino –su estructura y fuerza- limitándose a parámetros específicos²⁰. Aquí las ocho hipótesis están reducidas a siete porque se trata de un cuadro 6 por 6 para el efecto OD (no se considera la hipótesis que relaciona orígenes y destinos de los autónomos rurales). El *core model* “postula que las propensiones a la movilidad dependen de diversos rasgos de las posiciones de clase. Parte de la idea de que estas últimas no se reducen a diferencias jerárquicas, sino que dan cuenta de relaciones sociales en la esfera laboral. Por este motivo, las distancias de status entre las clases constituyen uno de los factores a considerar para dar cuenta del patrón de asociación

²⁰ En la página 130 de Erikson y Goldthorpe (1993) puede encontrarse la expresión del *core model*, mientras que las matrices de diseño de este modelo topológico las desarrollan en las páginas 124-129.

–...–, pero no el único. Sobre esta base, el *core model* incluye parámetros que buscan reflejar cuatro tipos de efectos sobre los patrones de movilidad: la jerarquía, la herencia, el sector y la afinidad” (Jorrat y Benza, 2013; p. 21)²¹.

Este modelo no ajusta mejor que el modelo de asociación constante o interacción completa, tomando en cuenta los valores de p , del índice de disimilitud y el porcentaje de asociación explicada, aunque sí lo hace según BIC. Atendiendo a que el valor de BIC indica un ajuste atendible, se procede a la lectura de los valores específicos de los parámetros de las siete hipótesis del modelo (que se presentan en Cuadro 5.1c), que son todos significativos. Ya habíamos citado a Wong –2010– en la nota al pie N° 17, quien destacaba algunos aspectos conceptuales en la elección de modelos, ponderando importancia relativa y parsimonia. Se agrega a esto un señalamiento de Powers y Xie (2000, p. 146), en el sentido de que “el estadístico BIC ayuda al investigador a intercambiar parsimonia por bondad de ajuste en muestras grandes, para las cuales aun un ‘buen’ modelo podría ser rechazado por el estadístico G^2 [L^2 en nuestra versión]”.

Las diferencias entre parámetros Unidiff por cohortes no son particularmente relevantes cuando se comparan los parámetros del modelo 3 –Unidiff (con interacción completa)– con los del modelo 5 –Unidiff con *core model*–. Ninguno produce un buen ajuste según p y el índice de disimilitud supera el 8%, llevando todos los indicadores –salvo BIC– a preferir el modelo 3. Debe notarse que al considerar la evolución por cohortes cuando las ocupaciones de origen y destino se constriñen a las hipótesis o efectos del *core model*, la asociación entre clase de origen y clase de destino crece monotónicamente al pasar de las cohortes más antiguas a

21 Agregan Jorrat y Benza (2013; pp. 21/22, nota al pie 22): “La jerarquía alude al impacto que tienen las distancias de status entre las clases sobre la movilidad entre ellas. Involucra parámetros en dos niveles: el primero capta la movilidad entre clases de igual jerarquía y el segundo entre clases de diferente jerarquía. La herencia se refiere a la tendencia general a la reproducción en las posiciones de origen. Se identifica a través de tres parámetros. Uno para la herencia en general (igual que el parámetro del modelo de la diagonal principal), y los otros dos para aquellas posiciones de clase en las que se presupone un mayor nivel de herencia: en primer lugar, las clases basadas en la propiedad de capital económico en general (pequeña burguesía y pequeños propietarios agrícolas) y en el capital cultural (clase de servicios), y en segundo lugar, la clase basada específicamente en la propiedad de capital agrícola (pequeños propietarios agrícolas) [No considerado aquí, debido al agrupamiento de las clases rurales autónomas y asalariadas en una única clase]. El efecto de sector alude a las dificultades para experimentar movilidad entre las clases que se ubican en distintos sectores de actividad, y se resumen en un parámetro que diferencia aquellas clases del sector agropecuario de las no agropecuarias. Finalmente, la afinidad alude a la cercanía (o lejanía) entre las clases. Es captada por dos parámetros: uno da cuenta de la disimilitud entre las clases extremas (la de servicios y la de trabajadores agrícolas), mientras el otro, refleja la afinidad positiva entre diferentes conjuntos de clases...”. Más detalles pueden encontrarse en Erikson y Goldthorpe (1993).

las más recientes, siendo el incremento en las dos últimas de un 28% respecto del valor de 1 asignado a la más antigua. Nuevamente, si igualmente se prestara atención a estos modelos, la desigualdad crecería en el tiempo según ambos, de forma más sistemática en el segundo. O sea: independientemente de que la vinculación entre clases se restrinja o no a un conjunto de efectos (como los del *core model*), en el caso de los varones activos de 20 a 69 años existiría una inercia en la asociación entre clases, o se volvería más fuerte, más desigual, al pasar de las cohortes más antiguas a las más recientes. Y si las variaciones por cohortes realmente estuvieran detectando, con las importantes dudas del caso, tendencias existentes, tal mayor reproducción de la desigualdad entre los más jóvenes demandaría exploraciones ulteriores sobre el tema.

CUADRO 5.1B. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 4 Cohortes. *Mujeres 20-69 años, activas*. (N=3319).

Modelos	L ²	P	Grados Libertad	Índice Disimilitud	BIC	Asoc. Exp. %
1.Asociación nula	533,717	0,000	100	13,78	-277,097	---
2.Interacción completa / Asociación constante	87,752	0,149	75	5,28	-520,359	83,56
3.Diferencias uniformes (UNIDIFF)	85,270	0,136	72	5,30	-498,516	84,02
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>0,987</i>	<i>0,992</i>	<i>1,241</i>		
4.Core Model	143,492	0,001	93	7,44	-610,565	73,11
5.UNIDIFF-Core Model	140,808	0,001	90	7,39	-588,925	73,62
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	<i>1,000</i>	<i>1,026</i>	<i>1,000</i>	<i>1,276</i>		

En el caso de las *mujeres*, como siempre dentro de pautas esperables el modelo de asociación nula no produce un buen ajuste (Cuadro 5.1b). Igual que en el caso de los varones, es el modelo de asociación constante

el que produce una importante mejora, sin cambios de atención cuando se considera el modelo Unidiff (que también muestra un buen ajuste). La diferencia con los varones es que ambos modelos producen un buen ajuste según el valor de p aunque el porcentaje de casos mal clasificados según el índice de disimilitud se mantiene por arriba del 5%. Y si es que se presta atención al valor de los parámetros de Unidiff, en alguna medida distinto de los varones en el caso de las mujeres la asociación entre clase de origen y destino se mantendría o se haría apenas más débil –por debajo pero casi igual a 1– en las cohortes subsiguientes a la más antigua, pero se volvería más fuerte en la última cohorte (la más reciente), creciendo un 24% respecto de la más antigua que se considera igual a 1). La estabilidad –o apenas perceptible mayor fluidez posterior a la cohorte más antigua– desaparece en la cohorte más reciente, haciéndose más estrecha la vinculación de la clase de las hijas con la de sus padres a partir de 1980, aproximadamente. El porqué de la mayor fluidez de la asociación entre orígenes y destinos en la segunda y tercera cohorte en el caso de las mujeres –distinto de la creciente rigidez observada para los varones al llegar a las cohortes más jóvenes– es un tema abierto que demandaría evaluaciones futuras. Lo que resulta consistente para varones y mujeres es la mayor fuerza de la asociación entre orígenes y destinos en la cohorte más reciente.

El *core model* no mejora el ajuste según los distintos indicadores salvo BIC, siendo también menor la asociación explicada respecto de los modelos precedentes (baja a un 73%), siendo su índice de disimilitud bastante superior el 7%. Si se presta atención al valor de los parámetros del *core model* (Cuadro 5.1c), prácticamente todos los efectos son significativos, salvo el de herencia general (Herencia 1).

Más allá del grado de bondad de ajuste del *core model*, se comenta brevemente sobre los parámetros (exponenciados) que dan cuenta de los distintos efectos (Cuadro 5.1c). Obsérvese que prácticamente todos los valores son significativos. Los valores inferiores a 1 indican que la movilidad entre las clases es menos frecuente, los superiores a 1 que son más frecuentes.

El valor de *Herencia 1* (con un único parámetro para las celdas de la diagonal principal) indica una reproducción intergeneracional de las

clases –a lo largo de las cohortes–; son medianamente cercanas a 2 veces (1,65) las chances de mantener la clase de origen que la de moverse a cualquier otra posición de clase, en el caso de los varones. Un efecto menor corresponde al otro parámetro del efecto de herencia (*Herencia 2*), con un valor de 1,25. Este parámetro se refiere a posiciones donde la heredad sería más pronunciada: la clase de servicios, la pequeño burguesía urbana y el sector rural (autónomos y asalariados), para esta categorización de seis clases. Ya habíamos mencionado (Jorrat y Benza 2013, p. 23) que este parámetro indicaba “reproducción en las clases que se basan en la transmisión del capital cultural y del capital económico”. El otro parámetro que de forma relevante excede a 1 es *Afinidad 2* (1,38). Nota Breen (2004, p. 30) que “AF2 [Afinidad 2] identifica movimientos recíprocos entre I-II y III;...; y entre V-VI y VIIa; y movimientos no recíprocos” de V-VI a VIIa. Agrega Breen (p. 30) que Afinidad 1 “se considera ser particularmente improbable” “mientras que los movimientos capturados en AF2 [Afinidad 2] se consideran ser especialmente probables”²². Estos últimos exhiben una atendible frecuencia de movilidad, lo contrario de la Afinidad 1. De los efectos que hacen referencia a jerarquía, ambos exhiben valores inferiores a 1. El primero (*Jerarquía 1*), como lo señaláramos anteriormente, captura movimientos entre clases de similar nivel jerárquico y el segundo (*Jerarquía 2*) entre clases de distinto nivel jerárquico. Puede observarse que *el valor más bajo de frecuencia de movilidad corresponde al efecto que tiene lugar entre clases de distinto nivel jerárquico, después de la de sector*.

En cuanto a las mujeres, las pautas generales son relativamente parecidas, aunque la escasa frecuencia de movimientos entre clases de distinto nivel jerárquico es la mitad de la de los varones (*Jerarquía 2* = 0,32) y *Afinidad 1* tiene un valor superior (1,44), mientras que para los varones era inferior a 1. Los movimientos “particularmente improbables” de este último efecto indica importante frecuencia de los movimientos entre las clases extremas (clase de servicios y clases rurales). Una diferencia a señalar es que para las mujeres el parámetro de Herencia 1 no es significativo, haciendo pensar que la fuerza de la reproducción de clases es más débil entre ellas.

²² Excluimos de las citas de Breen las referencias a la categoría IVc (autónomos rurales) por separado, ya que aquí fueron sumadas a VIIb (asalariados rurales) en un única categoría “rural”.

CUADRO 5.1C. Parámetros (exponenciados) del *Core Model* –Modelo 4.

Efectos	CSF – Core Model	
	Varones	Mujeres
	Beta	Beta
Jerarquía 1	0,82***	0,75***
Jerarquía 2	0,65***	0,32***
Herencia 1	1,65***	1,00
Herencia 2	1,25**	1,42**
Sector	0,62***	0,57**
Afinidad 1	0,69*	1,44*
Afinidad 2	1,38***	1,32***

^o p<0,10; * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001

5.2 Variación entre orígenes y destinos según niveles de educación.

En vez de las cohortes se considera aquí la asociación entre clase de origen y destino según tres niveles de educación. Para los *varones activos* (Cuadro 5.2a), ahora todos los modelos muestran índices de disimilitud de mejor desempeño (menores) que en el caso de las cohortes. Según la mayoría de los indicadores, se preferiría también el modelo de asociación constante. Si se presta atención al modelo 3, según los parámetros Unidiff se observaría una mayor fluidez –o menor asociación entre clase de origen y destino– únicamente cuando se alcanza el nivel más alto de educación de los encuestados. El *core model* (modelo 4) sólo mejora el ajuste si se considera el valor de BIC, no según los otros indicadores. Y su índice de disimilitud es superior al 5%. El modelo 5 no mejora el ajuste respecto del 4. Al introducir una forma específica de asociación OD del *core model*, si se presta atención a los parámetros los mismos sugieren que la asociación entre origen y destino parece volverse más fuerte según niveles de educación, subiendo particularmente en los estudios secundarios –un 17%–, aumento que se reduce a un 12% para los estudios superiores (siempre respecto de los estudios más bajos igualados a 1). Según cómo se considere la asociación entre clase de origen y destino, en el modelo tradicional unidiff es el nivel de educación post-secundario o superior el que exhibe menor desigualdad, menor fuerza de asociación entre origen y destino, lo que desaparece o cambia cuando se considera el core model en contexto unidiff, ya que el valor del parámetro para educación superior es menor que para secundaria, siendo en todos

estos casos superiores a 1. Lo básico que habría que puntualizar según el modelo 3 (unidiff) es que la fuerza de la asociación OD decrece alrededor de un 10% para el nivel superior de educación. Y que cuando se introduce el core model en contexto unidiff en el modelo 5, la fuerza de la asociación (mayor desigualdad) aumenta con la educación, particularmente la educación secundaria.

CUADRO 5.2A. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 3 Niveles de Educación de los encuestados. *Varones 20-69 años, activos.* (N=4740).

Modelos	L ²	P	Grados Libertad	Índice de Disimilitud	BIC	Asoc. Exp.%
1.Asociación nula	479,433	0,000	75	12,17	-155,348	---
2.Inter. comp/ Asoc. Cons.	82,827	0,002	50	4,32	-340,361	82,72
3.Diferencias uniformes (UNIDIFF)	81,689	0,002	48	4,24	-324,571	82,96
<i>Niveles de Educación</i>	h/ Prim.	Secund.	Superior			
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	1,000	1,076	0,909			
4.Core Model	122,816	0,000	68	5,33	-452,719	74,38
5.UNIDIFF-Core Model	121,011	0,000	66	5,29	-437,597	74,76
<i>Niveles de Educación</i>	h/ Prim.	Secund.	Superior			
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	1,000	1,175	1,124			

En el caso de las mujeres (Cuadro 5.2b), tanto el modelo de asociación constante como el de efectos uniformes producen un mejor ajuste según el índice de disimilitud, clasificándose mal menos del 3,7% de los casos. El modelo Unidiff no introduce mejoras respecto de la asociación constante. Nuevamente, si se presta atención a los parámetros del modelo Unidiff, la fuerza de la asociación entre clase de origen y clase de destino aumenta al crecer el nivel de educación, particularmente en el nivel secundario. Y cuando se consideran los parámetros al estimar Unidiff en el contexto del *core model*, la desigualdad –mayor asociación entre orígenes y destinos– es notable en los estudios superiores (post-secundario). Nótese que la

diferencia en L^2 del modelo 5 *versus* el 4 y para una diferencia de 2 grados de libertad (68-66) es significativa para $p < 0,05$. O sea: el modelo 5 debería preferirse, salvo por el valor de BIC. Se apuntaría a que la fuerza de la asociación OD es muy relevante en el nivel superior de educación (57,5%), respecto del nivel más bajo, cuando se consideran los efectos de las distintas hipótesis del *core model*. Lamentablemente, con el software usado (Lem) no se pueden obtener los valores de significación de los parámetros del *core model* en el modelo 5, pero a partir de lo observado antes y ahora en que el parámetro de Herencia 1 para las mujeres no es significativo (modelo 4), se podría pensar, con las reservas del caso, que el mayor crecimiento de la matrícula para las mujeres y su mayor retención en el sistema educativo se traducen en una menor reproducción de clase,

CUADRO 5.2B. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 3 Niveles de Educación. Mujeres 20-69 años, con ocupación actual o pasada. (N=5009).

Modelos	L^2	P	Grados Libertad	Índice de Disimilitud	BIC	Asoc. Exp.%
1.Asociación nula	348,594	0,000	75	8,38	-290,327	---
2.Inter. comp./ Asoc. Cons.	69,451	0,036	50	3,66	-356,497	80,08
3.Diferencias uniformes(UNIDIFF)	67,761	0,032	48	3,60	-341,149	80,56
<i>Niveles de Educación</i>	h/ Prim.	Secund.	Superior			
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	1,000	1,306	1,118			
4.Core Model	122,298	0,000	68	5,05	-456,990	64,92
5.UNIDIFF-Core Model	116,188	0,000	66	4,58	-446,062	66,67
<i>Niveles de Educación</i>	h/ Prim.	Secund.	Superior			
<i>Parámetros UNIDIFF</i>	1,000	1,073	1,575			

Entonces, la asociación entre la clase social del padre y la de sus hijas mujeres o no se diferencia por niveles de educación o parecería hacerse más fuerte, más

desigual, cuando crecen los niveles de estudio.

Como el core model no debe preferirse, es *arriesgado* comentar sobre sus parámetros de efectos. Observaciones generales sugerirían que los efectos jerárquicos son sólo atendibles para las mujeres, al igual que la herencia para las clases donde tal heredad sería más esperable (Herencia 1) y para los movimientos “particularmente improbables” según Afinidad 1. Para los varones es relevante la herencia general en todas las clases (Herencia 1) y para los movimientos “especialmente probables (Afinidad 2). El efecto de Sector sería igualmente relevante para varones y mujeres, siendo menos frecuentes los movimientos en las categorías rurales.

CUADRO 5.2C. Parámetros (exponenciados) del Core Model (Educación).

<i>Efectos</i>	CSF – Core Model	
	Varones	Mujeres
	Beta	Beta
Jerarquía 1	0,93	0,85***
Jerarquía 2	0,85	0,41***
Herencia 1	1,62***	1,02
Herencia 2	1,03	1,33**
Sector	0,63***	0,47***
Afinidad 1	1,12	2,09***
Afinidad 2	1,19***	1,06

° $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

5.3 Variación entre orígenes y destinos según cohortes y niveles de educación.

Se consideran ahora modelos para las cuatro dimensiones conjuntas: seis clases de origen, seis clases de destino, cuatro cohortes de nacimiento y tres niveles de educación. *Sólo se consideran resultados de varones*, dada la ausencia de casos en el nivel alto de educación en tres de las cuatro cohortes para las mujeres. Como puntualiza Torche (2009), estos modelos ayudan a estimar “la medida en que la asociación intergeneracional es directa más que mediada por los logros

educacionales” (p. 23).

CUADRO 5.3A. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 3 Niveles de Educación dentro de cada una de 4 Cohortes. *Varones 20-69 años, activos.* (N=4767).

Modelos	L ²	<i>p</i>	Grados libertad	Indice Disim.	BIC	Asoc. Exp.%
1. Asoc. nula / Ind. Cond. OEC EDC	760,766	0,000	300	14,54	-1780,089	---
2. Inter. Comp./As. Cons. OEC EDC OD	357,049	0,001	275	8,56	-1972,067	53,07
3a. Diferencias uniformes (UNIDIFF-ODC)	345,314	0,002	272	8,38	-1958,394	54,61
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF C</i>	<i>1,000</i>	<i>1,001</i>	<i>1,458</i>	<i>1,436</i>		
3b. Diferencias uniformes (UNIDIFF-ODE)	353,670	0,001	273	8,60	-1958,507	53,51
<i>Niveles de educación</i>	<i>h/ Prim.</i>	<i>Secund.</i>	<i>Superior</i>			
<i>Parámetros UNIDIFF E</i>	<i>1,000</i>	<i>0,973</i>	<i>0,727</i>			
4. Core Model	391,462	0,000	293	9,06	-2090,105	48,54
5. UNIDIFF (ODC) Core Model	375,863	0,001	290	8,88	-2080,296	50,59
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF C</i>	<i>1,000</i>	<i>1,054</i>	<i>1,602</i>	<i>1,519</i>		
6. UNIDIFF (ODE) Core Model	390,454	0,000	291	9,07	-2074,175	48,68
<i>Niveles de educación</i>	<i>h/ Prim.</i>	<i>Secund.</i>	<i>Superior</i>			
<i>Parámetros UNIDIFF E</i>	<i>1,000</i>	<i>1,010</i>	<i>0,964</i>			

Para los *varones* (Cuadro 5.3a), dentro de las pautas esperadas el modelo de independencia condicional (o asociación nula) no produce un

buen ajuste. En este caso, el modelo “supone independencia entre origen y destino después de dar cuenta de las asociaciones OEC y EDC. Dado que este modelo da cuenta de los cambios a través de las cohortes en la asociación entre clase de origen y logros educacionales, y del cambio en la asociación entre logros educacionales y clase de destino, captura la porción directa de la asociación intergeneracional de clase, neta de la educación” (Torche, 2009: 23). La asociación explicada mejora algo más de un 50% con el modelo de interacción completa (o de asociación constante). También este modelo debería ser preferido por su mayor valor negativo de BIC. Pero estos modelos son significativos según su valor de p y muy altos en su índice de disimilitud (no ajustarían bien).

Ni el modelo de diferencias uniformes para cohortes (Modelo 3a) ni aquel para niveles de educación (Modelo 3b) mejora el ajuste de la asociación constante²³. Y si de todas maneras se presta atención a los parámetros por cohortes, en las dos más recientes crece más de un 40% respecto del valor de 1 de la cohorte más antigua. O la asociación entre orígenes y destinos se mantiene estable en el tiempo, o –si se presta atención al modelo Unidiff– crece fuertemente la desigualdad para las dos cohortes más jóvenes (entre 1969 y 1993, aproximadamente). Y si se introducen hipótesis sobre efectos específicos en la asociación entre clase de origen y de destino (modelo 5: *core model* en contexto Unidiff), igualmente la desigualdad en las cohortes más jóvenes es notoria (aumenta un 60% en la penúltima más joven y un 52% en la más joven, siempre respecto de la más antigua). Debe notarse que el modelo 5 no produce un buen ajuste ni es preferible al modelo 4. De todas formas, la consideración de las variaciones por cohortes –si se les presta atención– tendería a mostrar una alta relevancia en dirección a la desigualdad.

En las comparaciones precedentes, los modelos 3a y 5 miran la fuerza de la asociación entre clase de origen y de destino a lo largo de las cohortes, neto de los efectos de la educación. Los modelos 3b y 6, por su lado, atienden a la asociación OD neto de las variaciones temporales según cohortes. El modelo 3b, que toma en cuenta la variación según educación, no muestra un buen ajuste según varios indicadores, ni mejora respecto del de asociación constante (o interacción completa). Si igual se atiende a los parámetros Unidiff, la fuerza de la asociación OD disminuye al aumentar el nivel de educación, es decir, la desigualdad entre orígenes y destinos

23 Hemos preferido considerar un modelo específico de diferencias uniformes (3b) para educación, como base para mirar el modelo *core* con educación (6).

decrecería con la educación (modelo 3b). Y si se restringe la vinculación entre clase de origen y de destino según las hipótesis del *core model* (modelo 6), tal disminución de la desigualdad se observa sólo para la educación superior y de forma muy tenue (baja menos de un 4% respecto del menor nivel de educación). Sin embargo, debe notarse que este modelo 6 (*Unidiff-core model*) tampoco produce un buen ajuste.

O sea: la asociación entre clase social de origen y clase social de destino parece mantener su fuerza más allá de las cohortes de nacimientos y/o de los niveles de educación, para el caso de los varones. *Si se presta atención a los parámetros de los modelos Unidiff* (3a, 3b, 5 y 6), se podría pensar que la asociación entre orígenes y destinos se hace más fuerte (o menos fluida, o más desigual) al pasar a las cohortes de nacimiento más recientes, al tiempo que se vuelve más débil (o más fluida, o menos desigual) cuando aumentan los niveles de educación, en particular cuando se alcanza algún nivel de educación superior.

Dado que el *core model* no produce un buen ajuste según ID o *p* aunque sí según BIC, se presentan los valores exponenciados de los parámetros de efectos. Básicamente habría un exceso en la herencia de todas las clases (Herencia 1) y una limitación de movimientos en el sector rural. En el caso de los modelos 5 y 6, el software utilizado (Lem) no calcula la significación de los parámetros, los que se presentan igual a efectos comparativos, bajo el fuerte supuesto de que la significación no diferiría de la de los parámetros del modelo 4.

CUADRO 5.3B. Parámetros exponenciados (varones) del *Core Model* (modelo 4) y de los modelos 5 y 6.

Efectos	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Jerarquía 1	0,918°	0,930	0,919
Jerarquía 2	0,868	0,937	0,869
Herencia 1	1,606***	1,409	1,562
Herencia 2	1,079	1,104	1,099
Sector	0,623***	0,699	0,631
Afinidad 1	1,079	1,050	1,069
Afinidad 2	1,227***	1,179	1,216

Atendiendo a estos valores, podría decirse que los efectos de las distintas

hipótesis del *core model* no parecen variar cuando se controla por cohortes o niveles de educación. O sea, lo destacado siguen siendo los efectos detectados por el *core model* de la relevancia de la herencia en todas las clases y de la restricción de los movimientos dentro del sector rural, *más allá* de las cohortes de nacimiento o de los tres grandes niveles educativos. Lo que de alguna manera venía ya sugerido por el mejor ajuste que producía el modelo de fluidez constante. Como la educación superior muestra una muy ligera baja en el modelo 6, si se comparan las diferencias entre los coeficientes beta (no su exponencial; no presentados aquí) para los casos en que los efectos del *core model* son significativos –y haciendo el supuesto de que la significación de los parámetros del modelo 4 se repiten en el modelo 6– tales diferencias son despreciables, reduciéndose muy ligeramente la estimación de los parámetros con la presencia de la educación en algo menos del 6% para la heredad en todas clases (Herencia 1), algo más de un 3% para la restricción de movimientos dentro del sector rural y un 4,5% para Afinidad 2 (que da cuenta de los movimientos más esperables, aquellos entre clases cercanas). Este ejercicio, donde los cambios en el valor de los parámetros permitirían comparar aproximadamente la magnitud de la asociación por mediación de la educación, apoya lo señalado en cuanto a que las hipótesis básicas del *core model* prácticamente no se afectan controlando por educación –o por cohortes–, al menos para el caso de los varones, los únicos considerados en esta parte.

5.4 Una digresión sobre variación entre orígenes y destinos según cohortes y niveles de educación, indagando sobre el efecto educación.

Una digresión, para ir concluyendo, sobre los efectos de la educación en modelos de cuatro vías, surge de evaluar una batería de modelos presentados por Vallet (2004b en su publicación más reciente de dicho trabajo), donde intenta identificar el rol interviniente de la educación en el debilitamiento de la asociación entre clase de origen y destino, a lo largo del tiempo. Considera que si se introduce educación tal declinar podría ser explicado por cuatro transformaciones: “un debilitamiento en el efecto ‘indirecto’ (por ejemplo, aquel mediado por la educación) de los orígenes sobre los destinos que puede ser descompuesto en un decremento en la asociación entre orígenes y educación –es decir, un decremento en la desigualdad de oportunidades educacionales (primera transformación)– y/o un decremento en la asociación entre educación y destino –es decir, un decremento en la ventaja ocupacional relativa

permitida por la educación (segunda transformación)–; tercero, un debilitamiento en el efecto ‘directo’ (por ejemplo, controlando por educación) de los orígenes sobre los destinos; cuarto, un efecto composicional por el cual la expansión educacional incrementa el tamaño e influencia de los grupos más calificados en los cuales la asociación neta entre origen y destino es más débil (...)” (2004b, pp. 138-139). El efecto composicional, en realidad un ejercicio adicional de Vallet, no será tenido en cuenta aquí, por sólo tratarse de 3 niveles educacionales en nuestro caso²⁴. Por las mismas razones señaladas previamente para estos modelos de cuatro vías, *sólo se obtienen resultados para varones*.

Consideramos en nuestro caso este ejercicio como una digresión, dado que algunas de las tendencias señaladas por Vallet para Francia –entre otras que ha declinado la desigualdad de oportunidades educacionales– no se observan para Argentina. Particularmente en el caso de los varones, la asociación de clase de origen con clase de destino parece constante o se hace más fuerte en el tiempo. Y si bien la asociación tiende a debilitarse cuando se toma en cuenta variación según educación, particularmente en el nivel superior, los modelos que muestran estas variaciones no ajustan especialmente mejor que el de asociación constante. En el contexto de estas prevenciones, miraremos a los resultados según la propuesta de Vallet, siguiendo de forma aproximada el título de su cuadro 10 para varones (nuestro Cuadro 5.4). Nótese que en la primera parte del Cuadro 5.4 reproducimos los resultados presentados al principio en el Cuadro 4.4a.

En cuanto a la relación entre orígenes de clase y educación, Vallet comienza señalando que para Francia el modelo de efectos uniformes (Unidiff) es el modelo preferido y que tanto para varones como para mujeres la fuerza de la asociación entre origen de clase y destino educacional decrece en más de un 20% (superior en el caso de las mujeres). En el caso argentino habíamos visto que este modelo no era el preferido, aunque tanto el de asociación constante como Unidiff exhibían un buen ajuste. Si igual se miraba el valor de los parámetros, la fuerza de la asociación crecía para los varones en un 11%, comparando la cohorte más reciente respecto de la más antigua.

24 Deben tenerse en cuenta algunas limitaciones de estas comparaciones. Ambos trabajos usan las categorías de clase EGP, 7 Vallet y 6 nosotros (ya que juntamos los cuenta propia y asalariados rurales); Vallet toma 8 niveles educacionales, 3 en nuestro caso. Finalmente, Vallet realiza su análisis de variación temporal para cuatro encuestas espaciadas en el tiempo (de 1970 a 1993), mientras que nosotros trabajamos con ocho encuestas integradas, de 2003 a 2012/13, y la variación temporal se observa para 4 cohortes de años de nacimiento.

Pasa luego Vallet a analizar la asociación origen – educación – destino en su evolución temporal, encontrando que la asociación parcial entre educación y destino de clase es más relevante que la parcial de origen y destino de clase, comparando el aumento en asociación explicada (modelo F *versus* E). Tal comparación muestra resultados similares para Argentina.

Luego Vallet considera los tres modelos –H, I, J– que introducen los efectos uniformes (Unidiff), respecto del modelo que incorpora las dos asociaciones (G), y encuentra que el modelo preferido es el I, que muestra en su caso una declinación de la fuerza de la asociación entre educación y destino de clase (superior al 25% para varones y mujeres, más alto para las mujeres). No es el caso de Argentina (varones solamente), donde el modelo preferido más bien tendería a ser el de asociación constante que incorpora ambas asociaciones (modelo G), o el modelo H, con sólo cambios OD (origen y destino) a lo largo de las cohortes. Y aunque se considerara el modelo I, la declinación en la fuerza de la asociación entre educación y destino en Argentina sería mucho más suave (menos de un 8%). Es decir, lo que Vallet (2004b, p. 139) considera su segunda conclusión, que “un declinar en la ventaja ocupacional relativa fomentada por la educación ha ocurrido tanto para hombres como para mujeres, aunque el efecto directo del origen en el destino ha cambiado poco en Francia en el período 1970-1993”, no aparece con claridad en el nivel local (donde sólo pueden considerarse los modelos para varones), salvo lo del escaso cambio de los efectos directos de los orígenes sobre los destinos.

O sea: no se observa tal efecto de la educación en Argentina, ya que en general tiende a preferirse el modelo de asociación constante. Comparando con el modelo I, el modelo G tiene un valor de BIC más negativo y un ID apenas menor. Ahora, si se decidiese prestar atención a los parámetros Unidiff del modelo I, se encontraría una tendencia parecida pero bastante menos marcada que la de Francia, con un posible declinar de la fuerza de la asociación entre educación y destino de clase de algo menos del 8% en el caso de la cohorte más reciente con respecto a la más antigua. Independientemente del tema de ajuste, el modelo J que toma en cuenta las variaciones temporales de la asociación de clase de origen y destino (OD) y la de educación con clase de destino (ED), la tendencia de los correspondientes parámetros a lo largo de las cohortes es similar a aquellas cuando se consideran por separado las variaciones de OD (modelo H) o las variaciones de ED (modelo I).

CUADRO 5.4. Resultados de introducir educación como una variable interviniente para las cuatro cohortes. (6 clases de Origen y 6 de Destino; 3 niveles de Educación). *Varones 20-69 años, activos.* (N=5428 –para A, B, C– y N= 4767 –para D, E, F, G, H, I, J–).

Modelos	L ²	P	Grados libertad	Índice Disim.	BIC	Asoc. Exp.%
<i>Análisis de cuadros de origen-educación</i>						
A. Independencia OC EC	1201,965	0,000	40	17,14	857,992	---
B. Asociación Constante OC EC OE	37,401	0,166	30	3,15	-220,579	96,89
C. Unidiff	34,576	0,150	27	2,96	-197,606	97,12
<i>Cohortes de nacimiento</i>	1934-55	1956-68	1969-79	1980-93		
<i>Parámetros UNIDIFF OE</i>	1,000	1,158	1,110	1,107		
<i>Análisis cuadros de origen-educación-destino</i>						
D. Independencia OEC DC	2449,316	0,000	340	27,18	-430,319	----
E. Asociac. constante [OD] OEC DC OD	1525,532	0,000	315	19,65	-1142,365	37,72
F. Asociac. constante [ED] OEC DC ED	802,052	0,000	330	14,66	-1992,887	67,25
G. Asociaciones constantes OEC DC OD ED	392,934	0000	305	9,09	-2187,268	83,83
H. Sólo cambios [OD] en el tiempo	382,157	0,001	302	8,82	-2175,637	84,40
<i>Cohortes de nacimiento</i>	1934-55	1956-68	1969-79	1980-93		
<i>Parámetros UNIDIFF OD</i>	1,000	1,008	1,481	1,505		
I. Sólo cambios [ED] en el Tiempo	395,382	0,000	302	9,10	-2162,411	83,86
<i>Cohortes de nacimiento</i>	1934-55	1956-68	1969-79	1980-93		
<i>Parámetros UNIDIFF ED</i>	1,000	0,961	0,958	0,924		
J. Cambios [OD] y [ED] en el tiempo	380,910	0,001	299	8,82	-2151,474	84,45
<i>Cohortes de nacimiento</i>	1934-55	1956-68	1969-79	1980-93		
<i>Parámetros UNIDIFF OD</i>	1,000	1,018	1,509	1,535		
<i>Parámetros UNIDIFF ED</i>	1,000	0,960	0,926	0,894		

Nota: En cuanto al Modelo D (OEC DC), debe ser visto como un modelo de independencia entre la variable conjunta OE (6 categorías de clase de origen por 3 niveles de educación = 18) y la variable de clase de destino D (6 categorías), todo ello condicional en la variable cohortes C (4 categorías). Para una cohorte dada, la independencia entre OE y D implica $17 \times 5 = 85$. Para 4 cohortes, el número total de grados de libertad es $85 \times 4 = 340$, tal como los grados de libertad que se obtienen al correr el modelo en el programa Lem. Para el Modelo E se pierden 25 grados de libertad adicionales por la inclusión de OD, resultando $340 - 25 = 315$. Para el Modelo F y comenzando nuevamente a partir del Modelo D, se pierden 10 grados de libertad adicionales por la inclusión de ED, resultando $340 - 10 = 330$; etc.

Agradezco comentarios por mail sobre este punto de J-L. Vallet.

6. Finale: ¿la fuerza del destino?

Nuestra exploración mostró que los mejores ajustes se lograron al considerar modelos de tres vías que relacionaban clase social de origen con logros educacionales de las personas encuestadas como destinos, según su variación temporal por cohortes de nacimiento para cada sexo, siendo uno de los pocos casos en que el valor de p de L^2 (*deviance*) exhibía un buen ajuste. Y se indicó que era el modelo de asociación constante el relevante, en el sentido de que la asociación origen-destino parecía exhibir inercia a lo largo de las cohortes. Si igual se prestaba atención a la variación por cohortes del modelo de efectos uniformes Unidiff –que también exhibía un buen ajuste–, la fuerza de la asociación (mayor desigualdad) crecía para los varones y decrecía (menor desigualdad) para las mujeres (en ambos casos alrededor de un 10%). Pero se resaltaba que debía preferirse el modelo de asociación constante. Aparentemente, el crecimiento global de la matrícula no se habría reflejado de manera atendible entre el origen de clase y el destino educacional en la variación temporal, y si lo hacía parecía tener algún efecto favorable para las mujeres. En este caso habría que tener presente la incorporación más tardía de las mujeres al mercado de trabajo y su mayor permanencia en el sistema educativo. Siempre recordando que los efectos son poco atendibles.

Cuando se pasaba a considerar la vinculación entre clase social de origen y clase social de destino en su variación temporal según cohortes, el desempeño de los modelos mostraba las mismas tendencias señaladas de preferencia por el modelo de asociación constante –aunque los valores de p no indicaban un buen ajuste en ningún caso–. Mucho mejor era el ajuste obtenido en el caso de las mujeres, ya que tanto para la asociación constante como para Unidiff los valores de p eran altos (no significativos), indicadores de buen ajuste. Igual, había que preferir el primer modelo (invarianza temporal), según los distintos indicadores. Una diferencia que

emergía era que si igual se prestaba atención a los parámetros de cada cohorte (según modelo Unidiff), en el caso de las mujeres la tendencia a debilitarse de la fuerza de la asociación entre clase de origen y clase de destino –tendencia vista anteriormente en el caso de la asociación entre clase y educación– se revertía en la cohorte más reciente: la asociación en la cohorte más reciente superaba en un 24% a la más antigua (que se igualaba a 1), mientras que en la segunda y tercera cohorte se mantenía apenas por debajo de 1, ratificando cierta invarianza hasta aumentar la asociación en la cohorte más reciente. Esto constituye un punto que demandaría mayores exploraciones. De todas formas, los modelos de fluidez social constante eran los que mejor ajustaban los datos, los que debían ser preferidos.

Y cuando se toman en cuenta las variaciones a lo largo de los niveles de educación de la asociación entre clase social de origen y clase social de destino, también la asociación constante produce un mejor ajuste, sugiriendo una cierta inercia de la fuerza de la asociación a través de los niveles de educación. Si se prestara atención a los parámetros que se refieren a esas diferencias, los varones aumentarían un poco la fuerza de la asociación en el nivel secundario, pero exhibirían menor desigualdad en la educación superior. En el caso de las mujeres, la educación secundaria se vincularía a un aumento relevante de la desigualdad entre clase origen y clase de destino (31%), algo menos en la educación superior (12% de aumento respecto del nivel bajo de educación). Pero, no hay que perder de vista que es el modelo de asociación constante, de inercia en la asociación de origen y destino a lo largo de los niveles de educación, el que debería elegirse. Finalmente, cuando se introducen restricciones a la vinculación entre clase de origen y clase de destino según diversas hipótesis (*core model*) en su variación a través de los niveles educacionales, tanto para varones como para mujeres crece la fuerza de la asociación entre esas clases de origen y destino al aumentar el nivel de educación, más marcadamente para las mujeres. De tomarse en cuenta las variaciones según niveles educacionales, estos resultados *apuntarían* en dirección a la hipótesis de que la educación actuaría más como reproductora de la desigualdad.

Al considerar la asociación de las clases de origen y destino según variaciones por cohortes y por educación –modelos de cuatro vías, sólo para varones–, tal vinculación parece no afectarse por tales variaciones. Las baterías de modelos considerados no modifican de forma atendible lo señalado anteriormente, con la diferencia de que según el índice de disimilitud ajustarían peor. Y, cuando se considera un modelo que da cuenta de una serie de efectos específicos de las relaciones entre las clases de origen

y destino –*core model*–, el mismo tampoco exhibe un buen ajuste ni modificaciones atendibles, ya sea que se tengan en cuenta o no variaciones temporales. Lo mismo, cuando se consideró casi como una digresión un ejercicio propuesto por Vallet considerando a la educación como una variable interviniente, en el contexto de la asociación entre clase de origen y clase de destino a lo largo del tiempo, tampoco tales modelos producían un avance, más allá de ciertas especificaciones.

O sea: en general la pauta de fluidez constante parece predominar. *Si se presta atención* a la evolución temporal del efecto de la clase de origen sobre los destinos educacionales, la fuerza de la asociación crecería para los varones y se debilitaría ligeramente para las mujeres. A su vez, la asociación entre clases de origen y destino también tendería a mantenerse constante a lo largo de los niveles educacionales, al tiempo que *si se prestara atención* a la evolución de la misma según tales niveles su fuerza se debilitaría para los varones en la cohorte más reciente y se incrementaría para las mujeres. Cuando en este último caso se introduce la variación temporal según cohortes –sólo para los varones–, igualmente la asociación constante debería preferirse. Si se mirara a la evolución según educación de la asociación entre clases a lo largo del tiempo, la asociación entre clase de origen y clase de destino se debilitaría para el caso exclusivamente considerado de los varones.

En resumen: no se observa un efecto atendible de la educación en la movilidad, la que parece exhibir una cierta inercia a lo largo del tiempo. Y si se prestara atención a su efecto –con recaudos–, surgirían pautas que podrían ser diferentes para varones y mujeres, menos desiguales para los primeros.

En un estudio basado en otra metodología de análisis y considerando como antecedentes sociales tanto la clase como la educación del padre, puntualiza Recchi en sus conclusiones sobre desigualdad social en la educación superior en Italia: “El continuo y re-emergente impacto de las credenciales de los padres sobre las probabilidades de una educación superior en todas las cohortes (y en consecuencia independientemente de la expansión y reforma), constituye tal vez el principal hallazgo para tener en cuenta en una perspectiva comparativa teóricamente orientada” (2007, p. 419). Considera que ello puede imputarse a una tendencia hacia una “aversión al riesgo relativo” de las decisiones educacionales de las familias, lo que piensa puede ser más fuerte en Italia, donde “la unidad familiar continúa siendo altamente respetada por la gente joven, generación tras generación” (p. 419)²⁵. Lo

²⁵ Escapa a los límites de este trabajo entrar en consideraciones sobre la propuesta de “aversión al riesgo relativo”, según Breen y Goldthorpe (1997).

que sólo interesa señalar aquí es que quizás Argentina comparta algo de esta pauta de unidad familiar.

Recchi recuerda que Edmondo De Amicis sobre el final de su libro *Corazón*, pone en boca de Enrico estas palabras al finalizar su escuela primaria ya encaminándose a los estudios secundarios:

“Pero, sobre todos, te doy gracias a ti, padre mío, a ti, mi primer maestro, mi primer amigo, que me has ofrecido tantos buenos consejos y enseñado tantas cosas, mientras trabajabas para mí, ocultándome siempre tus tristezas y buscando de todas maneras cómo hacerme fácil el estudio y hermosa la vida; a ti, dulce madre mía, mi querido y bendito ángel custodio, que has gozado con todas mis alegrías y sufrido todas mis amarguras; que has penado y estudiado conmigo, acariciándome la frente con una mano, mientras que con la otra me señalabas el cielo”.

Y concluye Recchi: “Las palabras de Enrico tienen el tono anticuado y retórico de la cultivada clase media italiana. A comienzos del siglo veintiuno, la poesía puede haber desaparecido, pero la prosa de los lazos familiares podría sostenerse” (p. 420).

Preocupaciones de similar tendencia se encuentran en un prefacio a estudios de movilidad social en Francia, donde recuerda Gilles Martin (2014, p. 1): “Tanto en la célebre ópera de Verdi como en la mitología griega, nadie puede escapar a su destino. Al fin de la guerra de Troya, el héroe griego Eneas, hijo de la diosa Afrodita, termina llevando sobre su espalda a su padre Anquises, tal como lo había anunciado el oráculo”. Agrega luego: “Al titular su primer libro consagrado a la movilidad social *L’ Poids d’ Anchise* [*El Peso de Anquises*] (1980), Claude Thélot subrayaba la importancia de los destinos sociales en la Francia de la época dorada [*Trente Glorieuses*]²⁶.”

26 Un poco en las antípodas y fuera de la investigación académica puede ubicarse esta queja de Arturo Pérez Reverte con respecto a la educación en España (El Semanal, 23/12/2007): “Pero lo mejor ha sido lo tuyo, presidente -...-. Deslumbrante, lo juro, eso de que «*lo que más determina la educación de cada generación es la educación de sus padres*», aunque tampoco estuvo mal lo de «*hemos tenido muchas generaciones en España con un bajo rendimiento educativo, fruto del país que tenemos*». Dicho de otro modo, lumbrera: que después de dos mil años de Hispania grecorromana, de Quintiliano a Miguel Delibes pasando por Cervantes, Quevedo, Galdós, Clarín o Machado, la gente buena, la culta, la preparada, la que por fin va a sacar a España del hoyo, vendrá en los próximos años, al fin, gracias a futuros padres felizmente formados por tus ministros y ministras, ..., tus educaciones para la ciudadanía, tu género y génera, tus pedagogos cantamañanas, tu falta de autoridad en las aulas, tu igualitarismo escolar en la mediocridad y falta de incentivo al esfuerzo, tus universitarios apáticos y tus alumnos de cuatro suspensos y tira p’alante. Pues la culpa de que ahora la cosa ande chungueta, la causa de tanto disparate, descoordinación, confusión y agrafía, no la tenéis los políticos culturalmente planos. Niet. La tiene el bajo rendimiento educativo de Ortega y Gasset, Unamuno, Cajal, Menéndez Pidal, Manuel Seco, Julián Marías o Gregorio Salvador, o el de la gente que estudió bajo el franquismo: Juan Marsé, Muñoz Molina, Carmen Iglesias, José Manuel Sánchez Ron, Ignacio Bosque, Margarita Salas, Luis Mateo Díez, Álvaro Pombo, Francisco Rico y algunos

Y por estas latitudes puede leerse un reciente escrito de Alieto Guadagni (*La Nación*, 30/04/2014), con un dejo de particular optimismo respecto de los posibles efectos benéficos de la educación sobre la desigualdad en Argentina: “Sabidamente, Confucio expresó: ‘Donde hay buena educación no hay distinción de clases’. Esto significa que la ‘buena educación’ tiende a fortalecer la igualdad de oportunidades, más allá de las diferencias en el nivel socioeconómico y la provincia de residencia de las familias de los alumnos. Lamentablemente, nuestra realidad es muy distinta”.

La presente exploración trasunta las tensiones que las afirmaciones precedentes transmiten respecto de las relaciones entre clase, educación y desigualdad. Nuestros hallazgos *parecerían apuntar* a ubicar a Argentina *algo más cerca* de la hipótesis que ve a la educación como posible vía de reproducción de la desigualdad, según una de las hipótesis mencionadas al comienzo. De alguna manera nuestros resultados no compartirían el optimismo de Guadagni y más bien se asociarían, *hasta cierto punto*, a lo que Goldthorpe advierte para Gran Bretaña sobre las propuestas de considerar a la educación como instrumento de políticas de movilidad social, cuando discute con economistas sobre estos temas. Dice Goldthorpe (2012, p. 19): “En resumen, los intentos de incrementar la *igualdad de oportunidades*, en el sentido de una mayor igualdad de chances de movilidad, parecería improbable de resultar efectiva, ya sea que se realice a través de políticas educacionales o de otra forma, a menos que las *desigualdades de condición* ligadas a la clase en las cuales se encuentran los regímenes de movilidad, sean en sí mismas significativamente reducidas” (énfasis original).

Y concluye más adelante este autor (p. 21): “En esta perspectiva, lo que se sugiere entonces es que las políticas abocadas a crear oportunidades más igualitarias de mayores logros educacionales, y esencialmente por medio de “nivelar para arriba” (“*levelling up*”), sería mejor proponerlas y perseguirlas *por su beneficio intrínseco*: es decir, para permitir a todos los jóvenes que realicen la totalidad de sus potencialidades académicas y sus más amplias potencialidades humanas – cualesquiera fueren los efectos de beneficios económicos que pudieren desprenderse de ello– y no como instrumentos de una creciente movilidad de efectividad muy incierta. Si, sin embargo, la creación de una sociedad más abierta y fluida es una meta seria, entonces los políticos necesitarán salir de la zona de relativo confort de las políticas educacionales y aceptar que otras medidas serán requeridas, de un tipo

otros analfabetos, padres o no, entre los que generacionalmente me incluyo” (énfasis original).

que seguro resultarán fuertemente discutidas, que buscan reducir las desigualdades de condición, de las cuales aquellas asociadas con clase social aparecerán como las más fundamentales” (énfasis original).

Sin dudas, elaboraciones como las de este trabajo siempre tienen un carácter “provisorio”, en términos de los límites de los datos disponibles, la categorización propuesta, las variables utilizadas y el tipo de enfoque metodológico y modelos considerados²⁷. Si bien los resultados parecen ser razonablemente robustos y constituir un aporte atendible, otras aproximaciones serán necesarias para continuar avanzando en este terreno, entre otras alternativas siguiendo la línea de distintos análisis –con aspiraciones diferentes– que han enriquecido estas discusiones, aunque contando muchas veces con información más amplia²⁸.

27 Como bien notó Mare (1980) ya hace más de treinta años: “Ningún modelo o medida es el mejor o el camino correcto para representar la desigualdad de oportunidades educacionales. Las teorías de estratificación son típicamente demasiado imprecisas acerca del significado de la movilidad social para prescribir un modelo en vez de otro” (p. 80). Sin embargo, ello no lo limita para destacar aprovechamientos de su alternativa de análisis.

28 Entre varios otros: Beller 2009, Breen y Jonsson 2000, Erikson y Jonsson 1996, Lucas 2001, 2009, Mare y Chi-Chang 2006, Mare y Maralani 2006, Raftery y Hout 1993, etc. Para una combinación de análisis loglineal y una versión de análisis de regresión en Italia, ver Barone 2009.

Apéndice: Clases del esquema EGP

Es el esquema de Erikson y Goldthorpe de 11 clases, derivado del CIUO-88 de 4 dígitos y preguntas sobre cantidad de empleados y supervisión, según algoritmo de Ganzeboom. Las clases son:

- I. Clase de servicios: altos profesionales, gerentes y funcionarios; grandes propietarios;
- II. Nivel inferior de profesionales, gerentes y funcionarios;
- IIIa. Altos empleados rutinarios no manuales (administración y comercio);
- IIIb. Bajos empleados rutinarios no manuales (ventas y servicios);
- IVa. Pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados;
- IVb. Pequeños propietarios, artesanos, etc., sin empleados;
- IVc. Pequeños propietarios y arrendatarios rurales; otros trabajadores cuenta propia de la producción primaria;
- V. Técnicos de nivel inferior; supervisores de trabajadores manuales;
- VI. Trabajadores manuales calificados;
- VIIa. Trabajadores semi y no calificados (no rurales);
- VIIb. Trabajadores semi y no calificados rurales.

En este estudio se usa un esquema de 6 clases EGP: 1. Clase de Servicios (I+II); 2. No Manuales Rutinarios (IIIab); 3. Pequeña Burguesía / Pequeños propietarios o artesanos (IVab); 4. Trabajadores Manuales Calificados (V+VI), 5. Trabajadores Manuales semi y no calificados –no rurales– (VIIa) y 6. Pequeños propietarios / Cuenta propia y Trabajadores rurales asalariados (IVc+VIIb).

Referencias

- Abdala, F. (2003). "Tendencias recientes en la escolarización y la terminalidad del nivel medio". Serie La Educación en Debate. *Documento de la DINIECE* 1. Ministerio de Educación, Ciencia y Teconología. Buenos Aires.
- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. 2a. edición. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Agresti, A. (2007). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. 2a. edición. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Barone, C. (2009). A new look at schooling inequalities in Italy and their trends over time. *Research in Social Stratification and Mobility* 27: 92–109.
- Beller, E. 2009. Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the 21st Century: Why Mothers Matter. *American Sociological Review*. 74: 507-528.
- Breen, R. (comp.) (2004). *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R. (2009). Educational Expansion and Social Mobility in the Twentieth Century. Presentado entre otros en la conferencia inaugural CIQLE "Generating Social Inequalities", Yale, Mayo 4-5 de 2007.
- Breen, R. y Golthorpe, J. H. (1997). Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9: 275-305.
- Breen, R. y Jonsson, J. O. (2000). Analyzing educational carrers: A multinomial transition model. *American Sociological Review*, 65(5), 754-772.
- Breen, R. y Jonsson, J. O. (2005). Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 31, 223-243.
- Breen, R. y Luijkx, R. (2007). "Social mobility and education: A comparative analysis of period and cohort trends in Britain and Germany". En Stefani Scherer y otros (comps.) *From Origin to Destination*.
- Breen, R., Luijkx, R., Muller, W. y Pollak, R. (2009). Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries. *American Journal of Sociology* 114(5): 1475-1521.
- Cruces, G. y Gasparini, L. (2010). Los determinantes de los cambios en la desigualdad de ingresos en Argentina. *Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales N° 5*. Banco Mundial.
- Dalle, Pablo. 2013. "Climbing up a Steeper Staircase: Intergenerational Social Mobility across Birth Cohorts in Argentina (2003-2010)". *ISSI Project Reports and Working Papers*. University of California, Berkeley, Septiembre.
- Erikson, R. y Jonsson, J. A. (comps.) (1996). Can Education be Equalized? The Swqedish Case in Comparative Perspective. Boulder, Co: Westview Press.
- Erikson, R., Goldthorpe, J. H. y Portocarero, L. (1979). "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies". *British Journal of Sociology* 30.
- Erikson, R. y Goldthorpe, J. H. (1993). *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Oxford University Press.
- Fernández Lamarra, N. (2002). *La educación superior en la Argentina*. IESALC – Secretaría

de Políticas Universitarias, MECyT. Noviembre.

- Firth, D. (1993). Bias reduction of maximum likelihood estimates. *Biometrika* 80(1): 27-38.
- Ganzeboom, H. B. G., Luijkx, R. y Treiman, D. J. (1989). Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective. *Research in Social Stratification and Mobility* 8: 3-84.
- Goldthorpe, John H. y McKnight, A. 2006. The economic basis of social class. En S. L. Morgan, D. B. Grusky y G. Fields (comps.), *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Goldthorpe, J. H. (2012). Understanding – and Misunderstanding – Social Mobility in Britain: The Entry of the Economists, the Confusion of Politicians and the Limits of Educational Policy. *Barnet Papers in Social Research*. Documento en proyecto “Education and Social Mobility Across Cohorts (EMAC)”. University of Oxford, Barnett House.
- Goodman, L. A. y Hout, M. (1998). “Statistical methods and graphical displays for analyzing how the association between two qualitative variables differ among countries, among groups or over time. A modified regression-type approach. En A. E. Raftery (Ed.), *Sociological methodology 1998* (Vol. 28, pp. 175-230). Washington, DC: American Sociological Association.
- Goodman, L. A. y Hout, M. (2001). “Statistical methods and graphical displays for analyzing how the association between two qualitative variables differ among countries, among groups or over time. Part II: Some exploratory techniques, simple models, and simple examples. En M. P. Becker (Ed.), *Sociological methodology 2001* (Vol. 31, pp. 189-221). Washington, DC: American Sociological Association.
- Hout, M. y Guest, A. M. (2013). Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States Since 1850: Comment. *American Economic Review* 103(5): 2021–2040.
- Ishida, H., Muller, W. y Ridge, J. M. (1995). Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-National Study of Ten Industrial Nations. *American Journal of Sociology* 101(1): 145-193.
- Ishida, H. y Miwa, S. (2011). Comparative Social Mobility and Late Industrialization. Presentado en el taller del Center for Research on Inequalities and the Life Course (CIQLE), Yale University, 14 de enero.
- Jonsson, J. O. y Erikson, R. (2007). Sweden. Why Educational Expansion Is Not Such a Great Strategy for Equality: Theory and Evidence, pp. 113-139 en Shavit, A., Arum, R. y Gamoran, A. (comps.) *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Jorrat, J. R. (2000). *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUdeT.
- Jorrat, J. R. (2010). Logros educacionales y movilidad educacional intergeneracional en Argentina. *Desarrollo Económico* 49(196): 573-604.
- Jorrat, J. R. (2011). Diferencias de acceso a la educación en Argentina, 2003-2007. *Laboratorio. Revista de Estudios sobre Cambio Estructural y Desigualdad Social* 24: 35-70.
- Jorrat, J. R. y Benza, G. (2013). Movilidad social intergeneracional en Argentina, 2003-2010. En Patricio Solís y Marcelo Boado (coordinadores): *¿Oportunidades similares o*

caminos divergentes? Estratificación y movilidad social en Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay. México: Centro de Estudios Espinosa Iglesias y Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. (En prensa).

- Kuha, J. y Firth, D. (2011). On the index of dissimilarity for lack of fit in log-linear and log-multiplicative models. *Computational Statistics and Data Analysis* 55: 375-388.
- Lucas, S. R. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology* 106: 1642-1690.
- Lucas, S. R. (2009). Stratification Theory, Socioeconomic Background, and Educational Attainment. A Formal Analysis. *Rationality and Society* 21: 459-511.
- Mare, R. D. y Chi-Chang, H. (2006). Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions (pp. 195-231). En: S. L. Morgan, D. B. Grusky y G. Fields (comps.), *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Mare, R. D. y Maralani, V. 2006. The Intergenerational Effects of Changes in Women's Educational Attainments. *American Sociological Review* 71: 542-64.
- Mare, R. D. (1980). Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review* 46: 72-87.
- Mare, R. D. (2006). Statistical Models of Educational Stratification: Hauser and Andrew's Models of School Transitions. *Sociological Methodology* 2006 36: 27-37.
- Martin, G. (2014). Editorial de *Ideés économiques et sociales*, N° 175 (Marzo). Mayenne, Francia.
- Morgan, S. L., Grusky, D. B. y Fields, G. S., (comps.) (2006). *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Pfeffer, F. T. (2008). Persistent Inequality in Educational Attainment and Its Institutional Context. *European Sociological Review* 24(5): 543-565.
- Powers, D. A. y Xie, Y. (2000). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Raftery, A. y Hout, M. (1993). Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75". *Sociology of Education* 66: 41-62.
- Recchi, E. (2007). Italy: Expansion, Reform, and Social Inequality in Higher Education. En Shavit, Y., Arum, R. y Gamoran, A. (comps.); pp. 400-423.
- Rivas, A., Rossignolo, D. y Filc, G. (2012). "¿Cómo distribuir la educación?" *Documento de Trabajo N° 95*. Buenos Aires: CIPPEC.
- Scherer, S., Pollak, R., Otte, G. y Gangl, M. (comps.) (2007). *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt/Main: Verlag.
- Shavit, Y. y Blossfeld, H. P. (comps.) (1993). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colorado: Westview.
- Shavit, Y., Arum, R. y Gamoran, A. (comps.) (2007). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Shavit, Y., Yaish, M. y Bar-Haim, E. (2007). The persistence of persistent inequality. En Scherer, S., Pollak, R., Otte, G. y Gangl, M. (comps.); pp. 36-57.

- Tedesco, J. C. y Tenti Fanfani, E. (2001). *La reforma educativa en la Argentina*. IIFE / UNESCO. Buenos Aires, noviembre.
- Thélot, C. (1980). L' Poids d' Anchise (La mobilité sociale en France). *Document de travail interne INSEE*. Nantes.
- Thélot, C. (2004). *Tel père, tel fils? Position sociale et origine familiale*. (1ra edición 1982). Paris: Hachette.
- Torche, F. 2009. Economic Transformation and Changing Opportunity: Trends in Class Mobility and Education in Mexico. Artículo no publicado preparado para el proyecto de investigación comparativa *Social Mobility in Late-Industrializing Nations*, coordinado por Hiroshi Ishida.
- Treiman, D. (2009). *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco, California: Jossey-Bass/Wiley.
- Vallet, L. A. (2004a). "The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France: Change in the Association between Social Background and Education in Thirteen Five-Year Birth Cohorts (1908–1972). Trabajo presentado para el encuentro de ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility, Neuchatel, May 6–8.
- Vallet, L. A. (2004b). Change in Intergenerational Class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the Casmin Approach. En Breen, R. (comp.) (2004). Cap. 5: 115-147.
- Vallet, L. A. (2004c). State of the Art, Current Issues, and Future Prospects in Comparative Educational Stratification Research. Documento de trabajo. CNRS y CREST, Quantitative Sociology Library". Internet: <http://83.145.66.219/ckfinder/userfiles/files/pageperso/vallet/Changequal-5.pdf>
- Vallet, L. A. (2006). How Can We Analyse Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterised by Very Strong Inertia? Recent Advances in Log-Multiplicative Modelling. *Working Paper*. Quantitative Sociology Laboratory, CREST, UMR 2773, CNRS & INSEE, Paris.
- Weakliem, D. (1999). "A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection". *Sociological Methods and Research* 27:359–97.
- Wong, Raymond Sing-Kwok. 2010. *Association Models*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Xie, Y. (1992). The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review* 57:380–95.
- Wong, R. S-K. (2010). *Association Models*. Thousand Oaks, California: Sage.