

Diferencias de acceso a la educación en Argentina: 2003-2007³

Jorge Raúl Jorrat⁴

Resumen

Se estudian las bases sociales de los logros educacionales en Argentina, examinándose la hipótesis de la “desigualdad persistente”. Cinco muestras nacionales de población adulta –de 2003 a 2007- fueron integradas. Diferentes enfoques metodológicos buscan responder diferentes preguntas de la bibliografía. Los efectos de la educación de los padres y del status ocupacional del padre sobre la educación de sus hijos son primero explorados según ecuaciones de regresión lineal. Luego, se analizan los logros de un nivel educacional, dado que se completó un nivel inferior, por medio de regresiones logísticas. Finalmente, el estudio de la movilidad educacional intergeneracional descansó en modelos de asociación de múltiples vías. Los hallazgos apoyan la versión “débil” de la hipótesis de la desigualdad persistente: la reducción de la asociación orígenes-educación es moderada.

Palabras Clave

Orígenes educacionales – logros educacionales – desigualdad persistente

Abstract

The social bases of educational achievements in Argentina are studied, and the “persistent inequality” hypothesis is examined. Five national samples of adult population –from 2003 to 2007- were merged. Different methodological approaches seek to answer different questions posed in the literature. The effects of parent’s education and fathers’ occupational status on their offspring’s education are first explored by linear regression equations. Then, achievement of a educational level, after a lower level was completed, was analyzed by means of logistic regressions. Finally, the study of intergenerational educational mobility rested on multi-way association models. Findings support the “weak” version of the persistent inequality hypothesis: the reduction of the origin-education association is moderate.

Key Words

Educational origins – educational achievements – persistent inequality

Recibido: 13.11.2009 Aprobado: 30.08.2010

³ Artículo revisado por el autor. Presentado en el Seminario Internacional RC2001 FONCyT 2009 “Reactualización de los debates sobre la estructura y la movilidad social”, IIGG/FSOC/UBA, 13 de noviembre, 2009.

⁴ CEDOP-UBA - Investigador del CONICET

1. Introducción

En un trabajo anterior sobre logros educacionales y movilidad educacional (Jorrat, 2010), notábamos que la literatura sobre el tema se preocupaba por indagar si la expansión educacional ocurrida en particular después de la segunda guerra mundial actuaba para reducir la desigualdad proveyendo más oportunidades o si se convertía en un canal de ampliación y reproducción de la desigualdad (Shavit y Blossfeld, 1993; Shavit, Arum y Gamoran, 2007, son dos presentaciones ineludibles a este respecto).

También rescatábamos en ese primer estudio ciertas ideas “igualitaristas” subyacentes en la imagen popular sobre la educación y su valoración de la misma. Entre ellas, una cita de un colaborador italiano -Recchi- en la compilación de estudios internacionales de Shavit, Arum y Gamoran (2007: 400), quien señalaba:

“Desde su primera publicación en 1886, la novela Corazón ha sido uno de los bestsellers italianos de todos los tiempos. En la novela, su autor, el filántropo socialista Edmondo De Amicis, exaltaba las virtudes niveladoras de la educación describiendo la vida cotidiana de una escuela primaria de fines del siglo diecinueve, que inscribía chicos de todas las clases sociales. Aunque los más conocidos son ciertos episodios sentimentales, Corazón expresa un mensaje progresista y optimista: las escuelas constituyen la columna vertebral de una sociedad democrática en cuanto valoran el talento y la voluntad independientemente de los orígenes familiares. Significativamente, el alumno más brillante del relato es el hijo de un pequeño comerciante. Las aulas son el antídoto contra los privilegios de clase”

Decíamos que ese impacto no debió haber sido diferente en Argentina, resaltando las aspiraciones niveladoras de los delantales blancos de la escuela sarmientina, que se ligaban a las expectativas o esperanzas de prestigio y movilidad social subyacentes a la expresión *M'hijo el doctor*. La educación obligatoria –hoy extendida a completar los estudios secundarios-, laica y gratuita parecía constituir un fundamento atendible de estas expectativas. Y la desaparición o atenuación de los efectos de los antecedentes sociales era también planteada desde bases académicas, como el caso del estudio de Treiman y Yamaguchi (1993: 229), quienes planteaban que según diversas investigaciones en el siglo XX la expansión de la educación atenuó la asociación entre orígenes sociales y logros educacionales.

La investigación internacional sobre el tema lleva a plantearse más de una duda sobre estas cuestiones. Ya realizamos una evaluación en base a una encuesta de una muestra nacional de 2007, que ahora ampliamos a un grupo de muestras integradas, entre 2003 y 2007.

En particular, la idea será explorar las bases sociales de los logros educacionales según distintos antecedentes sociales y diferenciando por cohortes, en términos de contribuir a especificar la fuerza de la relación entre dichos antecedentes y logros. Casi como una digresión, al final se analizará el efecto de la educación, según cohortes, sobre la movilidad intergeneracional de clases.

2. Orígenes sociales y logros educacionales: evolución de la metodología de análisis

La presentación y discusión de la relación entre orígenes sociales y logros educacionales ha estado íntimamente interrelacionada con la historia de la variación de los enfoques metodológicos asociados a los distintos estudios. Por ello, y de forma un tanto heterodoxa, describiremos la historia básica de los desarrollos metodológicos a la par de

señalar aspectos conceptuales contemplados en cada caso.

Los primeros esfuerzos de vincular orígenes sociales y logros educacionales descansaron en análisis de regresión clásicos, los cuales consideraban el efecto de los años de educación completados por el padre y por la madre, además del status ocupacional del padre, en los años de educación que lograron completar sus hijos. Con posterioridad, a partir de señalar limitaciones de estos enfoques por “los efectos no lineales de la expansión educacional” (Hout, Raftery & Bell 1993; p. 35), se propusieron regresiones logísticas considerando el logro de un determinado nivel condicional en haber logrado un nivel inmediato anterior. En general, en cualquier enfoque se observaba una tendencia a que los efectos de los orígenes sociales sobre la educación disminuyeran en las cohortes más jóvenes. Es decir, una aparente sugerencia de disminución de la desigualdad, ya que la asociación entre orígenes sociales y logros educacionales se definía como “desigualdad de oportunidades educacionales”.

En general, los esfuerzos estaban dirigidos más a que a establecer una posible relación -que ya había sido sustentada desde distintos ángulos- a intentar especificar la fuerza de la relación y a explorar si había efectos secuenciales según las *chances* de completar un nivel dado que se había completado uno precedente, además de intentar especificar la distinta contribución de diferentes antecedentes.

Pasando del análisis de regresión al análisis de datos categóricos, se explora la vinculación entre orígenes de clase según clase social del padre cuando el encuestado tenía alrededor de 15-16 años y destinos educacionales al momento de la encuesta, en un cuadro de contingencia de doble entrada. Tal vinculación es observada a lo largo de cohortes. En esta línea, se analiza también los efectos de los orígenes educacionales de la familia (máximo nivel de educación alcanzado por padre o madre) y los destinos educacionales. En ambos

casos, distintos modelos log-lineales son de ayuda para explorar estas asociaciones.

Finalmente, ya no como variable dependiente sino como variable de control, tratamos de ver movilidad social o de clases de orígenes (ocupación del padre) y destinos (ocupación del encuestado), según niveles de educación de los varones, por cohortes. O sea, en qué medida la movilidad (o inmovilidad) intergeneracional de clases depende del nivel educacional -y la cohorte- para que el que se considere el cuadro de movilidad.

3. Datos y variables

Los datos usados corresponden a la integración de cinco encuestas nacionales de población adulta (18 años y más), relevadas por el CEDOP-UBA entre 2003 y 2007. Se trata de encuestas de base probabilística, multietápicas, con selección aleatoria en todas las etapas del muestreo, salvo una de dos encuestas de 2005 (1000 casos), con selección del encuestado según cuotas de sexo y edad. Todas las encuestas incluían reemplazos por rechazos o ausencias. El grueso del trabajo de campo se realizaba en fines de semana, para maximizar la presencia de población económicamente activa. Cuando se pueden considerar todas las encuestas, se alcanza un tamaño de 8243 casos. Sin embargo, una de las encuestas de 2005 (1420 casos) es de uso más limitado, ya que se cuenta sólo con información de educación y ocupación del encuestado, además de ocupación para el caso del padre. En todo el resto, se cuenta con información sobre educación de padre y madre.⁵

⁵ Los resultados se ponderan por el ponderador original para dar cuenta de cierta desproporción de la presencia de distritos *en cada muestra*. Otras posibles ponderaciones de la totalidad de los casos integrados -por ejemplo una aproximación por sexo, edad (18 a 24 años, 25 a 65 años y 66 años y más), y tamaño de distritos (dicotomizados en 500 mil personas y más o menores de 500 mil), según EPH 2003 (las muestras se basaron en el Censo Nacional de 2001), o la ausencia de cualquier ponderación, no llevaron a resultados diferentes atendibles.

En cuanto a la distinción de “cohortes”, el agrupamiento de las encuestas nos llevó a distinguir los años de nacimiento, tomando fechas que respondían de alguna manera a hechos políticos relevantes. Se toman los nacidos antes de los albores del peronismo (antes de 1944), los albores del peronismo hasta su caída con el golpe de 1955 (1944-1955), el interregno de la proscripción peronista y un primer retorno a la democracia hasta el golpe de 1966 (1956-1966), una cohorte nacida inmediatamente después del golpe de 1966 y que abarca el retorno del peronismo hasta el golpe de 1976 (1967-1976), para finalmente considerar la última cohorte que toma los nacidos inmediatamente después de ese golpe incluyendo a los nacidos en los primeros años de retorno a la democracia en 1983 (1977, hasta 1989).

En algunos casos se trabaja con los años de educación completados por el encuestado, el padre y la madre, en otros –por razones comparativas– con niveles educativos globales familiares (máximo nivel de educación alcanzado por padre o madre) cercanos a la definición del proyecto CASMIN, a saber: a) nivel de educación inferior, personas que no completaron los estudios secundarios; b) nivel de educación intermedio, personas que completaron los estudios secundarios pero no los superiores y c) nivel de educación alto, personas que completaron estudios terciarios o universitarios. El nivel intermedio es usualmente propuesto aquí como categoría de referencia.

Para el status ocupacional del encuestado y su padre se usa el algoritmo elaborado por Ganzeboom y Treiman (2003)⁶ a partir de la clasificación de cuatro dígitos de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones de la Oficina Internacional del Trabajo de 1988 (CIUO-88). Esta escala (ISEI – International Socio-

⁶ Esta sintaxis, a nuestro entender, lleva en algunos casos a privilegiar el peso de los trabajadores manuales no calificados y semicalificados en detrimento de los trabajadores manuales calificados. Por ello, los trabajadores manuales fueron codificados de acuerdo a procedimientos originales de Goldthorpe.

Economic Index of Occupational Status), que teóricamente variaría entre 0 y 100, tiene una alta correlación con la escala de prestigio ocupacional que construyéramos para Argentina (Acosta y Jorrot 2004). Igualmente, cuando usamos un índice similar elaborado para Argentina en ese mismo estudio, en particular según la clasificación a tres dígitos del CIUO-88, las construcciones exhiben altas correlaciones. Cuando en vez de status se usa clase social, descansamos en la construcción del esquema EGP (Erikson, Goldthorpe y Portocarero, 1979), en una versión de 6 clases⁷: 1) Clase de servicios (I+II); 2) Clase no manual rutinaria (IIIab); 3) Pequeña burguesía (IVab); 4) Clases rurales (IVC+VIIb); 5) Clase manual calificada (V+VI) y 6) Clase manual no calificada (VIIb). Esta última es usualmente propuesta aquí como clase de referencia. En el caso de la persona encuestada, se consideran las ocupaciones actuales o pasadas.⁸

4. Primeros análisis de logros educativos

El Cuadro 1 permite ver el crecimiento de años o niveles de educación de padre y madre a medida que se pasa de las cohortes más viejas a las más actuales, en particular para las madres. Mirando los promedios de años de educación completados, el de los padres superaba al de las madres en casi un 12% antes de 1944, mientras que a partir de 1977 lo supera en menos de un 1%. Esto en un contexto donde el status ocupacional del padre ha variado muy poco. Para complementar, se presentan promedios para años de educación de varones y mujeres en la muestra, observándose que el promedio en la cohorte más joven es algo mayor para las mujeres.

⁷ Los números romanos corresponden a los presentados por Erikson y Goldthorpe, 1993.

⁸ Se toman personas de 18 años y más, no surgiendo variaciones si sólo se consideran las personas con ocupación actual o pasada, aproximándonos a la idea de personas económicamente activas, como hacen Hout, Raftery y Bell (1993).

Cuadro 1. Variables de antecedentes sociales, por cohortes. Personas de 18 años y más, en encuestas nacionales de 2003 a 2005.

<i>Nivel educacional de la madre</i>	Personas nacidas: (porcentaje)					Total
	Antes de 1944	De 1944 a 1955	De 1956 a 1966	De 1967 a 1976	Después de 1976	
No concurrió	18	14	9	6	4	9
Primario incompleto	34	30	28	22	14	25
Primario completo	39	45	43	44	38	42
Secundario incompleto	2	3	5	6	12	6
Secundario completo	5	6	10	15	18	12
Terciario incompleto	0	0	0	0	1	0
Terciario completo	2	1	3	4	6	3
Universitario incompleto	0	0	0	1	2	1
Universitario completo	1	0	1	2	5	2
Total	100	100	100	100	100	100
<i>Nivel educacional padre</i>						
No concurrió	13	10	8	6	3	7
Primario incompleto	37	31	28	23	16	26
Primario completo	36	41	39	43	39	40
Secundario incompleto	3	4	6	7	11	7
Secundario completo	7	10	11	13	15	12
Terciario incompleto	0	0	0	0	1	0
Terciario completo	1	1	1	2	2	1
Universitario incompleto	1	1	2	2	5	2
Universitario completo	2	3	4	5	9	5
Total	100	101	99	101	101	100
<i>Educación de los padres</i>						
Menos que secundaria comp..	87	84	77	70	59	74
Secundaria completa	8	11	15	19	21	16
Terciaria-Universitaria	4	6	8	11	20	10
Total	99	101	100	100	100	100
<i>Clase social del padre</i>						
Clase de servicios (I + II)	9	12	13	13	16	13
Clase no manual rutinaria (III)	7	7	8	9	9	8
Pequeña burguesía (IVab)	20	22	21	23	23	22
Clases rurales (IVc + VIIb)	30	25	18	14	11	19
Clase manual calificada (V + VI)	18	16	23	22	21	20
Clase manual no calificada (VIIa)	16	18	17	19	20	18
Total	100	100	100	100	100	100
Medias:						
Años de educación de la madre	4,91	5,34	6,34	7,27	8,72	6,71
Años de educación del padre	5,48	6,22	6,74	7,31	8,79	7,06
Status ocupacional del padre	33,56	34,38	35,70	35,52	37,48	35,49
Años educación encuestado varón	8,33	9,23	10,31	11,47	11,17	10,32
Años educación encuestada mujer	7,95	9,51	10,66	11,18	11,67	10,38
Desviaciones estándar:						
Años educación de la madre	3,61	3,46	3,86	4,02	4,20	4,09
Años de educación del padre	3,86	4,07	4,22	4,27	4,42	4,34
Status ocupacional del padre	13,77	13,95	13,87	14,37	15,40	14,38
Años educación encuestado varón	4,42	4,52	4,36	3,86	3,07	4,18
Años educación encuestada mujer	4,24	4,25	4,21	4,16	3,47	4,25
Cantidad de casos:						
N (Años educación madre)	860	1190	1479	1640	1402	6572
N (Años educación padre)	818	1173	1421	1581	1367	6360
N (Status ocupacional del padre)	1106	1395	1710	1870	1666	7747
N (Años educación encuest. varón)	678	797	990	1080	943	4488
N (Años educación encuest. mujer)	504	679	848	907	817	3755

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Cuadro 2. Regresiones por mínimos cuadrados de años de educación completados por el encuestado en diferentes variables antecedentes, controlado por sexo, según cohortes. Personas 18 años y más. Variable dependiente: Años de educación completados por la persona encuestada.

Variables independientes:	Total	Personas encuestadas nacidas:				
		Antes de 1944	De 1944 a 1955	De 1956 a 1966	De 1967 a 1976	Después de 1976
Años educación padre	0,160***	0,166**	0,241***	0,162***	0,161***	0,099***
Años educación madre	0,290***	0,355***	0,302***	0,259***	0,306***	0,277***
Sexo (mujer = 1)	0,328***	-0,375	0,708**	0,554**	0,106	0,461**
Status ocupacional padre	0,069***	0,088***	0,076***	0,099***	0,061***	0,040***
Cohortes						
Nacidos antes 1944	-1,330***	---	---	---	---	---
Nacidos 1944 a 1955	-0,451**	---	---	---	---	---
Nacidos 1956 a 1966	0,241°	---	---	---	---	---
Nacidos 1967 a 1976	0,773***	---	---	---	---	---
Nacidos 1977+ (Ref.)	---	---	---	---	---	---
Constante	4,817***	2,927***	3,354***	4,082***	5,897***	6,498***
R ² corregido	0,398	0,373	0,345	0,378	0,359	0,348
N	6040	777	1114	1326	1523	1300

° p < 0,10; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001. Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Una primera ecuación de regresión clásica (Hout, Raftery y Bell, 1993; p. 34) es del tipo que se ofrece en el Cuadro 2.

Para el conjunto de las muestras, todos los antecedentes sociales cuentan, destacándose algo más la educación de la madre comparada con la del padre. Las diferencias de efectos favorables de la educación de la madre respecto de la del padre es más marcada en las cohortes más jóvenes (ambas variables están medidas en las mismas unidades). No se nota aquí la tendencia observada por Hout, Raftery y Bell (1993) según la cual el efecto de la educación de la madre haya bajado “dramáticamente” de las cohortes más viejas a las más jóvenes para las personas en Estados Unidos nacidas entre 1904 y 1964. En nuestro caso, para quienes nacieron antes de 1944 el efecto de la escolaridad de la madre es 0,36 de un año extra de educación de la persona encuestada frente a un valor de 0,31 de un año extra de educación de la persona encuestada nacida entre 1967 y 1976, fecha más cercana para la comparación con Estados Unidos. Para nuestra cohorte de menor edad el efecto de la educación de la madre baja un poco más, con algo por arriba de un cuarto de un año extra de educación para la persona encuestada. Esto

estaría lejos de la caída “dramática” mencionada por los autores precedentes.

La presencia de la mujer es relevante, a partir de 1944 en particular, atendiendo a la incorporación masiva de las mismas al sistema educativo un poco después de la segunda guerra mundial, a la par de su mayor permanencia dentro del sistema. Sin embargo, la pauta no es clara: después de ser favorable a los hombres antes de 1944 y alcanzar presencia positiva entre 1944 y 1955, baja en la cohorte siguiente, se vuelve no significativa en la inmediata posterior, para alcanzar nuevamente significación en la cohorte más joven, en alguna medida repitiendo tendencias de Estados Unidos. En la cohorte más joven la mujer logra cerca de la mitad de un año de educación más que los varones. En cuanto a los antecedentes de status ocupacional del padre, parecen tender a ir perdiendo efecto en el tiempo, aunque su presencia es siempre altamente significativa.

Para las dos cohortes más jóvenes, disminuye el efecto del status ocupacional y de la educación del padre (en la más joven esta última), a la vez que si bien baja un poco el efecto de la educación de la madre es más importante la diferencia de efecto de la educación de esta última comparado con el del padre. O sea,

disminuiría más el efecto de la educación del padre que el de la madre para la cohorte más joven.

En general, los resultados estarían de alguna manera en línea con los estudios que señalan una cierta disminución de los orígenes sociales en los logros educacionales para las cohortes más jóvenes, pero no que se haya observado una caída “dramática” de los efectos de la

educación de la madre, o de los otros antecedentes sociales.

Para una mirada adicional, si se excluye la distinción por cohortes y se consideran diversas ecuaciones agregando variables al pasar de una a otra (Cuadro 3), pueden ofrecerse algunas consideraciones adicionales.

Cuadro 3. Regresiones por mínimos cuadrados de años de educación completados por el encuestado en diferentes variables antecedentes, controlando por sexo y edad. Personas 18 años y más. Variable dependiente: Años de educación completados por la persona encuestada.

<i>Variables independientes:</i>	Ecuación 1	Ecuación 2	Ecuación 3	Ecuación 4
Años educación padre	0,292***	0,285***	0,153***	0,183***
Años educación madre	0,347***	0,321***	0,283***	0,286***
Edad	---	-0,029***	-0,035***	-0,028***
Sexo (mujer = 1)	---	0,344***	0,323***	0,381***
Status ocupacional padre	---	---	0,070***	---
Clase social padre (EGP)				
Clase de servicios (Ref.)	---	---	---	---
No manual rutinario	---	---	---	-0,092
Pequeño burguesía	---	---	---	-0,692***
Manual calificado	---	---	---	-1,059***
Manual no calificado	---	---	---	-1,846***
Clases rurales	---	---	---	-3,143***
Constante	6,120***	7,383***	6,363***	9,602***
R ² corregido	0,345	0,356	0,389	0,403
N	6223	6223	6040	6040

*** p < 0,001 Nota: No hay cambios atendibles si se toman personas de 25 a 65 años de edad. Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Al tomar en cuenta los efectos de los años de educación completados por padre y madre, sin la presencia de otras variables “contaminantes”, se mantiene la diferencia a favor de la educación de la madre, siendo ambas altamente significativas. La introducción de sexo y edad no altera lo anterior, notándose que las mujeres logran un tercio más de un año de educación que los varones, mientras que el aumento de la edad se vincula negativamente al crecimiento de los años de educación completados. Cuando se considera el status ocupacional del padre, este último se asocia positivamente a los años de educación completados, haciendo disminuir de alguna manera el efecto de la educación del padre. Si en vez de status ocupacional del padre se introduce clase social, respecto de la clase en la cúspide del esquema -la clase de servicios-, todas

las otras exhiben efectos negativos (aunque no significativo el coeficiente de no manuales rutinarios). Cabe mencionar que es esta clase de servicios la que particularmente se vincula al crecimiento de los años de educación completados.

5. Nueva mirada a partir de regresiones logísticas

En los análisis previos ya señalamos una mayor relevancia de los estudios maternos sobre los logros educacionales de las personas encuestadas, pero en este caso, siguiendo a Ishida (2007), tomaremos en cuenta los antecedentes educacionales de ambos padres conjuntamente, asignando a cada caso el máximo nivel ya sea del padre o de la madre. También, como Ishida, consideraremos la aproximación a la categorización del Proyecto Casmin de distinción tripartita de niveles educacionales, como lo mencionáramos al

comienzo. El nivel intermedio, estudios secundarios completos, será la categoría de referencia o base, respecto de la cual se analizarán las otras. El tomar el nivel “superior” ya sea con estudios completos o incompletos, permite realizar esta indagación para las personas de 18 años y más. Para simplificar el análisis y contar con tamaños relevantes para cada cohorte, las dos cohortes de las personas de mayor edad serán consideradas conjuntamente sumándolas (constituyen, de esta manera, los nacidos antes de 1952). Distinto de

Ishida que toma la variable sexo igual a 1 para los varones, la haremos igual a 1 para mujeres, dada su presencia positiva en nuestro caso (algo que ocurría para los varones en Japón). Y para clase social del esquema EGP, la referencia o base será una de las categorías más bajas del esquema, la clase de trabajadores manuales no calificados, no la cúspide del sistema como antes, la clase de servicios. Por supuesto, estas convenciones de análisis no alteran los resultados.

Cuadro 4. Regresiones logísticas de estudios secundarios completos en variables antecedentes, controlando por sexo y según cohortes. (Variable dependiente = 1 si completaron estudios secundarios, = 0 si no lo hicieron). Personas de 18 años y más.

Variables independientes:	Total	Personas nacidas:				
		Antes de 1944	De 1944 a 1955	De 1956 a 1966	De 1967 a 1976	Después de 1976
Mujer	0,190**	-0,017	0,684***	0,004	0,042	0,319*
Educación familiar (<i>base Secund.</i>)						
Sin completar secundaria	-1,012***	-1,609***	-0,867***	-0,507**	-1,110***	-1,008***
Educación superior	1,376***	-0,252	1,878***	1,291**	1,149**	1,621***
Clase Padre (<i>base VIIa</i>)						
Clase de servicios (I+II)	1,361***	1,658***	0,747**	2,131***	1,974***	1,381***
No manuales rutinarios (III)	0,914***	0,794*	1,709***	0,744**	1,254***	0,583*
Pequeña burguesía (IVab)	0,591***	0,676*	0,6208**	0,437*	0,926***	0,460**
Clases rurales (IVc+VIIb)	-0,862***	-0,586*	-0,561*	-1,132***	-0,713***	-0,695**
Manuales calificados (V+VI)	0,419***	-0,043	0,637**	0,571**	0,533**	0,216
Constante	0,358***	0,160	0,022	-0,038	0,510**	0,663***
-2 logaritmo de la verosimilitud	7265,049	828,170	1297,528	1652,414	1771,269	1471,961
N	6350	830	1163	1437	1574	1346

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

En línea con lo visto previamente, la presencia de la mujer es relevante: tendrían un 21% más *chances* que los varones de completar los estudios secundarios

($e^{0,190} = 1,21$), controlando por antecedentes sociales.⁹ Esto se nota en particular en la cohorte más joven, donde el valor del coeficiente alcanza mayor significación y las mujeres tendrían un 38% más *chances* de completar los estudios secundarios que los varones ($e^{0,319} = 1,38$). Los efectos de la educación de los padres son consistentemente relevantes,

salvo una excepción para la cohorte de mayor edad –nacidos antes de 1944– en que los estudios superiores de los padres son no significativos. Respecto de los niveles medios de educación familiar, los efectos de los niveles bajos de educación son siempre negativos, los de los niveles altos siempre positivos, esto último desde alrededor de 1944 en adelante, para que las personas encuestadas completen sus estudios secundarios.

La clase social, tomando como referencia la categoría más baja del esquema (los manuales no calificados), es siempre relevante para dar cuenta de las *chances* de completar los estudios secundarios, siendo

⁹ Al exponencial de sexo (= 1 para mujer) se le resta 1 y se multiplica por 100, lo que arroja 21%.

negativo el efecto de las clases rurales (En nuestros trabajos hemos preferido, haciendo algo de violencia al idioma escrito, mantener la palabra “chance” como traducción de “odds”. En el uso oral, la palabra chance es comprensible. Descartamos la idea de igualar “odds” a

“probabilidades”). Salvo la cúspide (clase de servicios), todas las otras categorías tienden a disminuir su relevancia entre los más jóvenes (nacidos en 1977 y después), en cuanto a las *chances* de estos últimos de completar sus estudios secundarios.

Cuadro 5. Regresiones logísticas de acceso a estudios superiores en variables antecedentes, controlando por sexo y según cinco cohortes, condicional en estudios secundarios completos. (Variable dependiente = 1 si superaron estudios secundarios, = 0 si no lo hicieron). Personas de 18 años y más.

Variables independientes:	Total	Personas nacidas:				
		Antes de 1944	De 1944 a 1955	De 1956 a 1966	De 1967 a 1976	Después de 1976
Mujer	0,288***	-0,464	-0,252	0,498**	0,239	0,828***
Educación familiar (<i>base</i>)						
Sin completar secundaria	-0,241*	-0,381	-0,825**	0,320	-0,086	-0,612**
Educación superior	1,138***	0,585	0,279	1,283***	1,355***	1,224***
Clase Padre (<i>base VIIa</i>)						
Clase de servicios (I+II)	1,257***	1,649**	1,088**	1,542***	1,495***	0,918**
Clase no manual rutinario	0,763***	0,833	0,188	1,083**	0,973**	0,535
Pequeña burguesía (IVab)	0,731***	0,914°	0,119	0,771**	0,843***	0,885***
Clases rurales (IVc+VIIb)	-0,202	0,145	-1,364**	-0,383	0,193	0,619°
Clase manual calificada	0,637***	0,994°	0,125	1,288***	0,454°	0,270
Constante	-0,163	-1,169*	0,338	-0,558°	-0,183	0,289
-2 logaritmo de la	3694,861	284,783	514,765	829,802	1060,540	882,306
N	3027	229	425	697	889	787

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

El Cuadro 5 muestra en general la relevancia de la educación superior de la familia y de la clase social del padre (tomando como comparación los trabajadores manuales semi y no calificados) para el acceso a estudios superiores, dado que se completaron los estudios secundarios. Cuando se distingue por cohortes, los nacidos antes de 1956 exhiben fundamentalmente el efecto positivo de la clase de servicios, siempre respecto de los manuales no calificados, siendo no relevantes los antecedentes educacionales superiores de la familia en estos años. La presencia de antecedentes educacionales bajos tiene un efecto negativo. Desde 1956 en adelante, los antecedentes familiares de estudios superiores y las clases medio-altas y medias –asalariadas y autónomas-

contribuyen al logro de estudios superiores, condicionales en haber completado los estudios secundarios. Ya empieza a aparecer el efecto positivo de las mujeres respecto de los varones, aunque no es sistemático aun. En la cohorte más joven el efecto de las clases medias asalariadas parece desaparecer. Serían la clase en la cúspide de la jerarquía y las clases medias autónomas las relevantes en esta cohorte. Es en esta cohorte más joven donde el predominio femenino es relevante: las mujeres tendrían 2,3 veces más *chances* que los varones de alcanzar estudios superiores ($e^{0,828} = 2,29$), dado que completaron estudios secundarios, *controlando por antecedentes educacionales de la familia y de clase social del padre*.

Una visión adicional, propuesta por Ishida (2007), es considerar una regresión

logística multinomial, donde ahora la variable dependiente toma en cuenta la comparación de las *chances* de tres resultados: igual a 1 si la persona completó los estudios universitarios, igual a 2 si completó estudios terciarios e igual a 3 si no completó estudios superiores (que se constituye en categoría de referencia). Igual que Ishida, se restringe en este caso la muestra a aquellas personas con estudios secundarios completos. Según el autor,

esta alternativa le permite focalizar el análisis en la estratificación en educación superior. Para contemplar la posibilidad de que se completaran los estudios considerados, se toman personas de 26 años y más. Dada la reducción de la cantidad de casos (N=2571), se distinguen sólo tres cohortes: nacidos antes de 1956, nacidos entre 1956 y 1966 y nacidos en 1967 y después.

Cuadro 6. Regresión logística multinomial de estudios superiores completos o terciarios completos, relativo a estudios superiores no completados, controlando por sexo y según tres cohortes. Personas con secundario completo, de 26 años y más. Variable dependiente = 1, estudios universitarios completos; = 2, estudios terciarios completos; = 3, no completaron estudios superiores. Categoría de referencia: 3.

Terciario completo	Total	Antes de 1956	De 1956 a 1966	1967 y después
Mujer	0,526***	0,396	1,016***	0,341*
Educación familiar (base secun.)				
Sin completar secundaria	0,108	0,019	0,227	-0,073
Educación superior	0,290	0,178	0,651°	0,194
Clase Padre (base VIIa)				
Clase de servicios (I+II)	0,629**	0,978*	0,602	0,405
Clase no manual rutinario (III)	0,512*	0,395	0,733	0,410
Pequeña burguesía (IVab)	0,049	0,159	-0,176	0,053
Clases rurales (IVc/ VIIb)	-0,436	-0,332	-0,151	-0,426
Clase manual calificada (V/VI)	0,299	0,666	0,276	0,068
Constante	-1,686***	-1,937***	-1,541***	-1,615***
Universitario completo				
Mujer	-0,112	-0,498*	-0,351°	0,312°
Educación familiar (base Secun)				
Sin completar secundaria	-0,030	-0,378	-0,002	0,211
Educación superior	1,085***	0,831*	0,840**	1,612***
Clase Padre (base VIIa)				
Clase de servicios (I+II)	1,690***	1,465**	1,568**	1,998***
Clase no manual rutinario (III)	2,033***	0,961°	1,767**	3,008***
Pequeña burguesía (IVab)	1,393***	0,975*	1,780***	1,600**
Clases rurales (IVc/ VIIb)	0,848*	-0,320	0,021	2,244***
Clase manual calificada (V/VI)	1,471***	0,259	1,569**	2,215***
Constante	-2,913***	-2,215***	-2,792***	-3,698***
-2 logaritmo de la verosimilitud	397,422	190,651	230,913	342,199
N	2571	655	696	1200

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Las pautas de antecedentes educacionales para los estudios terciarios completos, relativo a los que no completaron estudios superiores –entre los que completaron la escuela secundaria-, no son significativas, traduciendo quizás una menor relevancia

de los antecedentes educacionales para este nivel de educación, aun distinguiendo año de nacimiento. En cuanto al sexo o género, la presencia de la mujer –respecto del varón- tiene un efecto positivo, marcadamente entre 1956 y 1966 ($p < 0,001$), disminuyendo después de 1966,

aunque siendo todavía significativo ($p < 0,05$). Por lo que respecta a antecedentes de clase social, en el total la clase de servicios y los no manuales rutinarios exhiben un peso positivo significativo, respecto de los trabajadores manuales no calificados.

Para los estudios universitarios completos, también respecto de los estudios superiores no completados -entre los que terminaron la escuela secundaria-, los coeficientes de las mujeres -respecto de los varones- no tienen efecto definido, siendo negativos hasta 1966, y se vuelven positivos para los nacidos a partir de 1967 ($p < 0,10$). Tomando en cuenta esta tenue significación estadística, las mujeres, que comenzaron teniendo un 39% menos de *chances* de completar estudios universitarios que los varones, en la cohorte más reciente de las tres consideradas en este caso (personas nacidas después de 1966), las mujeres exhibirían casi 4 veces más *chances* de completar la universidad que los varones, *controlando por antecedentes sociales*. Esto se vincularía con la pérdida de la preeminencia masculina en los estudios universitarios completos.

Para los que completaron estudios universitarios, el contar con antecedentes de estudios familiares superiores es importante, distinto de los estudios terciarios. Los antecedentes de clase paterna también son relevantes para completar estudios universitarios, efectos que parecen aumentar después de 1996 -salvo para la pequeña burguesía-, siempre respecto de los trabajadores manuales no calificados. Es necesario destacar es que el efecto positivo de las clases no se reduce a la parte superior de la jerarquía de clases. Es decir, los graduados universitarios con orígenes familiares en clases distintas de la manual no calificada tuvieron más *chances* que esta última de completar la universidad.

Por lejos, son los estudios universitarios completos los que muestran un efecto relevante y sistemático de los antecedentes

educacionales y de clase en tales logros, lo que no ocurre para los estudios terciarios completos.

Comparando con los resultados de Ishida (2007) para Japón, una primera diferencia relevante es la preeminencia allí de los varones respecto de las mujeres para los estudios universitarios completos. Para los estudios terciarios de Japón (*junior college*),¹⁰ como en Argentina se destaca el peso positivo de las mujeres. Refiriéndose a los estudios universitarios Ishida (2007: 83) que la brecha de género (*gender gap*) se ha mantenido a través de las cohortes mientras que, para Argentina, con resultados menos marcados cierta preeminencia masculina fue cediendo espacio a cierta preeminencia femenina, al pasar a cohortes más recientes, *controlando por antecedentes sociales*.

El efecto positivo de los estudios superiores de la familia y el negativo de los que no alcanzaron a completar la secundaria -respecto de los antecedentes familiares que completaron la escuela secundaria- es relevante en Japón tanto para los estudios terciarios completos como para los universitarios completos. En el caso local, tal relevancia correspondía sólo a los estudios universitarios completos.

La presencia de la clase social para los estudios terciarios también es débil allí. En cuanto a los estudios universitarios, la clase social en Japón es importante para las dos primeras categorías, clase de servicios y no manuales rutinarios -siempre respecto de los manuales no calificados-, mientras que a nivel local, como vimos, todas las categorías de clase son relevantes comparadas con la de los manuales no calificados. Y en ambos casos esa presencia se mantiene para cohortes más recientes.¹¹ O sea, en ambos países los

¹⁰ Hay que tener presente que los estudios terciarios en Argentina están definidos con menos claridad que los que corresponden al *junior college* en Japón.

¹¹ Nótese que en nuestra regresión hemos tomado personas de 26 años y más, mientras que no

antecedentes seguirían siendo importantes, en particular para completar estudios universitarios.

6. Logros educacionales y orígenes de clase

En esta parte consideramos la vinculación de los niveles de educación alcanzados por las personas encuestadas en relación a la clase social de sus padres varones. Se consideran las seis categorías de clase del esquema EGP, ubicando al último las clases rurales (identificando la variable de origen como "O"). Los niveles de educación son cinco: 1) hasta primario incompleto, 2) primario completo, 3) secundario incompleto, 4) terciarios y 5) universitarios (identificando la variable de destino como "E"). Esta relación es analizada para las 5 cohortes ya vistas (distinguidas como "C"). Así, se evalúa un cuadro de contingencia de triple entrada: 5 cohortes \times 6 clases sociales paternas \times 5 niveles educacionales de hijos o hijas encuestadas, para un total de 7748 casos, de encuestas nacionales entre 2003 y 2007. Al considerar juntos los niveles educativos superiores completos e incompletos, podemos trabajar con las personas de 18 años y más.

Respecto de este tipo de datos, Vallet (2006: 4) nota que la investigación sobre estratificación social de los años setentas y ochentas ha discutido las siguientes preguntas acerca de los mismos:

- "¿Existe alguna asociación estadística entre la categoría ocupacional del padre y el nivel de educación de los hijos [*highest diploma*] en esta sociedad?"
- "Si existe, ¿ha permanecido constante dicha asociación a través de las cohortes de nacimiento en dicha sociedad?"
- "¿O ha cambiado, en el sentido de debilitarse o fortalecerse a través de las cohortes de nacimiento?"

hemos encontrado una especificación de edad en Ishida.

Y nota que para buscar respuestas a estas preguntas se han propuesto modelos log-lineales jerárquicos. Uno de ellos es el modelo estándar de *asociación nula* o *independencia condicional*, que es el modelo base respecto del que se comparan otros. "Este modelo supone que los orígenes sociales y los destinos educacionales son independientes para cada cohorte de nacimiento". Expresaría, se supone, una completa igualdad de oportunidades educacionales (Vallet, 2006: 5).¹²

Se considera luego el modelo de *asociación constante* o modelo sin interacción de tres entradas. "Este modelo supone que todas las razones de *chances* [*odds ratios*] que miden la asociación entre orígenes sociales y destinos educacionales son constantes a través de las cohortes de nacimiento". Tal modelo daría cuenta de la constancia en la desigualdad de oportunidades educacionales (p. 6).¹³

Dado que el modelo de asociación constante tendía a exhibir "una fuerte inercia a través de las cohortes" entre orígenes y destinos, Vallet destaca la propuesta más reciente del modelo log-multiplicativo de efectos de niveles [*log-multiplicative layer effect model*], también conocido como modelo de diferencias uniformes [*Unidiff*]. Señala Vallet (2007: 12) que

"suponiendo una estructura estable en la asociación entre orígenes sociales y destinos"

¹² Vallet expresa la fórmula para este caso (2006: 6) de la siguiente forma (he excluido las letras minúsculas, correspondientes a cada mayúscula, que figuran como subíndices para cada λ):

$$\text{Log}(m_{bec}) = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC}$$

Se estima con $C*(O-1)*(E-1)$ grados de libertad.

¹³ El autor expresa la fórmula para este caso (p. 7) de la siguiente forma (siempre excluyendo las letras minúsculas, correspondientes a cada mayúscula, que figuran como subíndices para cada λ):

$$\text{Log}(m_{bec}) = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC} + \lambda^{OE}$$

Se estima con $(C-1)*(O-1)*(E-1)$ grados de libertad.

*ocupacionales, este modelo es capaz de detectar diferencias a lo largo de las cohortes en la fuerza de la asociación, es decir, en el nivel general de desigualdad de oportunidades educativas”.*¹⁴

Por el mismo, fijando un parámetro (λ_c) igual a 1 (cohorte de mayor edad, por ejemplo), si los parámetros para las cohortes subsiguientes son menores que uno (o mayores que uno), la asociación entre orígenes y destinos será más débil (más fuerte) que en la primera cohorte. Nota Vallet que el modelo “es muy poderoso para detectar tendencias dominantes en los datos”, pero que puede “resultar algo crudo para describir con precisión los cambios que han ocurrido” (p. 12).

Nótese que en esta presentación, dado lo señalado más arriba, no se considerarán aspectos de movilidad absoluta sino de movilidad relativa, en el sentido de ver las chances de alcanzar una cierta categoría dados los antecedentes en otra.

En el Cuadro 7 se presentan los resultados para ambos sexos. El modelo de asociación nula clasifica mal un 19,3% de los datos de la muestra total, según el índice de disimilitud. Está muy alejado de los datos. Para este modelo, los destinos educativos serían independientes de la clase social del padre en las distintas cohortes consideradas. El ajuste mejora decididamente al considerar el modelo de asociación constante, que clasifica mal un 5,7% de la muestra total. Según expresión de Vallet (2006), en nuestro caso elimina un 90% “de la distancia total que separa los datos del modelo de asociación nula” (p. 9). Lo que señala Vallet para la

sociedad francesa se aplicaría a nuestro caso, en el sentido de que este modelo tendría un “fuerte potencial” para describir a la sociedad argentina a lo largo de las 5 cohortes de nacimiento aquí elegidas. Este modelo supone una constancia en la asociación de los destinos educativos respecto de la clase social del padre a lo largo de las cohortes bajo consideración.

¹⁴ La expresión de Vallet es la siguiente, siempre excluyendo las letras minúsculas, correspondientes a cada mayúscula, que figuran como subíndices para cada λ):

$$\text{Log}(m_{oe}) = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC} + \beta_c \gamma_{oe}$$

Se estima con (C-1) (O*E-O-E) grados de libertad.

Cuadro 7. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente clase social del padre (6 categorías) y educación de sus hijos/as (5 categorías), a lo largo de 5 cohortes. Ambos sexos, 18 años y más.

Modelos	L ²	Grados de libertad	Índice Disimilitud	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CO, CE	2282,03	100	19,09	1380,89	---
2) Asociación constante (o fluidez): CO, CE, OE	201,28	80	5,61	-519,63	91,18%
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes (Unidiff): CO, CE, OE, ϕ_k	172,54	76	5,19	-512,33	92,44%
Cohortes:	Antes de 1944	1944-1955	1956-1966	1967-1976	1977-1989
Parámetros de cohortes:	1,0000	0,8226	1,1578	1,2396	1,1174
Diferencias en L ² y G. libertad					
3 versus 2	28,74	4	p=0,0000		

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Como en el caso francés este modelo dispersa su poder en un gran número de grados de libertad, Vallet comenta que ello dificulta el conocimiento de cómo ha evolucionado la asociación entre orígenes y destinos a través de las cohortes de nacimiento. De aquí la conveniencia de mirar el modelo de diferencias uniformes. En nuestro caso hay una ligera mejoría, según algunos indicadores: el índice de disimilitud disminuye apenas, clasificando mal un 5,2% de la muestra total. Una prueba de la diferencia entre el modelo de diferencias uniformes y el de asociación constante es significativa, considerando el valor de chi cuadrado para la diferencia de 20,40 en L² y de 4 en los grados de libertad. Ello sugeriría prestar atención al modelo de efectos uniformes (*Unidiff*).¹⁵ Pero téngase presente que ninguno de los tres modelos produce un buen ajuste si se requiere tomar en cuenta el valor de *p*; los mismos no fueron presentados, son todos altamente significativos.

Considerando con reservas los valores de los parámetros estimados para las cohortes (modelo *Unidiff*), el valor para las personas de mayor edad (nacidas antes de 1944) se

fijó en 1. La asociación de orígenes y destinos baja para los nacidos entre 1944 y 1955, aumenta luego, para disminuir su crecimiento entre los más jóvenes, nacidos entre 1977 y 1989, aunque el valor estimado del parámetro está todavía por arriba de 1 (1,1174). Hay un primer momento en que la asociación disminuye, luego comienza a aumentar, sugiriendo una posible tendencia a empezar a bajar para la cohorte más joven. Pero, salvo el caso de los nacidos entre 1944 y 1955, luego la asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales se hace más fuerte que en el período tomado como base. La presencia de una especie de tendencia curvilínea ha sido señalada en otros estudios (por ejemplo, Breen y Luijkx para Alemania, 2007: 110)

De todas formas, la tendencia observada de que de alguna manera la clase social del padre tiene efectos relevantes en la cohorte más joven comparando con la de mayor edad, vuelve de interés especificar estas relaciones distinguiendo por sexos.

¹⁵ Como nota Vallet (2006), este modelo “supone que todas las razones de chances se mueven en una misma dirección de una cohorte a la otra y expresa esta variación con un único parámetro” (p. 13).

Cuadro 7a. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente clase social del padre (6 categorías) y educación de sus hijos/as (5 categorías), a lo largo de 5 cohortes. Varones y mujeres por separado, 18 años y más.

Modelos	VARONES					MUJERES			
	L ²	G. lib.	Índice Disim.	BIC	rL ²	L ²	Índice Disim.	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CO, CE	1119,02	100	20,69	301,77	----	1249,10	19,64	414,65	----
2) Asociación constante (o fluidez): CO, CE, OE	205,04	80	8,52	448,75	81,7	181,09	7,60	486,47	85,5
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes (Unidiff): CO, CE, OE, φ_k	185,16	76	7,80	435,94	83,5	170,34	7,05	463,84	86,4
Diferencias en L² y G. libertad									
3 versus 2	Dif.L²19,88	Dgl=4	p = 0,001			10,75	Dif.gl=4	p = 0,030	

Cohortes: Antes 1944 1945-1955 1956-1966 1967-1976 1977-1989

Parámetros Varones: 1,0000 0,6248 0,9147 1,0231 0,8002

Parámetros Mujeres: 1,0000 1,1058 1,3573 1,3784 1,4149

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Algunas observaciones son necesarias aquí: ningún modelo produce un buen ajuste si nos basamos en los valores de p (no presentados aquí, todos muy pequeños, altamente significativos). El modelo de asociación constante produce una gran ganancia en términos de reducción del índice de disimilitud, siendo modesta cuando se pasa al modelo de efectos uniformes. De todas maneras, el cambio en L² al comparar el modelo 3 con el 2 es significativo. Lo que de alguna manera *sugeriría* preferir el modelo 3 respecto del 2, para cada sexo.

En el Cuadro 7a se observa que la asociación entre clase de origen y destinos educacionales baja para la cohorte nacida entre 1945 y 1955, de allí comienza a aumentar hasta que a partir de alrededor de 1977 vuelve a bajar. O sea, en la cohorte más joven de varones su destino educacional estaría menos ligado a la clase social de sus padres. En cambio, para las mujeres la asociación crece sistemáticamente al pasar a las cohortes más jóvenes: la educación de éstas dependería cada vez más de la clase social de sus padres. Ello *sugeriría* que la desigualdad de oportunidades educacionales para las mujeres según clase

social de origen –más allá del muy importante crecimiento de su matrícula– habría sido relevante.

7. Logros educacionales respecto de orígenes educacionales de la familia

Vistos los efectos de los orígenes sociales según clase social del padre, se explora ahora la asociación entre los orígenes educacionales de la familia y los destinos educacionales de los hijos, a lo largo de las cinco cohortes contempladas. Estudios recientes de movilidad educacional intergeneracional han descansado en algunos modelos de movilidad ocupacional intergeneracional (en particular: Pfeffer, 2008; en cierta medida: Torche 2007; Jorrat 2000).

Para la educación familiar se toma también el máximo nivel alcanzado por padre o madre (el que sea mayor), creando aquí sólo 4 categorías, dado que en una de las encuestas integradas no había información sobre educación de los padres y las distribuciones de frecuencias resultantes lo hacían recomendable: 1) superior (terciario y universitario), 2) secundarios, 3) primario completo y 4) hasta primario incompleto.

Cuadro 8. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente máximo nivel educacional de padre o madre (4 categorías, indicadas como F) y educación de sus hijos/as (4 categorías, indicadas como E), a lo largo de 5 cohortes (indicadas como C). Ambos sexos, 18 años y más.

Modelos	L ²	Grados de libertad	Índice de Disimilitud	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CF, CE	2152,57	45	21,17	1755,90	---
2) Asociación constante: CF, CE, FE	122,90	36	3,56	-194,43	94,29%
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes: CF, CE, FE, φk	116,30	32	3,47	-165,78	94,60%
Cohortes:	<i>Antes de 1944</i>	<i>1944-1955</i>	<i>1956-1966</i>	<i>1967-1976</i>	<i>1977-1989</i>
Parámetros de cohortes:	<i>1,0000</i>	<i>0,9429</i>	<i>0,8358</i>	<i>0,9888</i>	<i>1,0280</i>
Diferencias L ² y G. libertad					
3 versus 2	Dif. L²=6,60	Dif. gl.=4	p=0,1583		

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Puede observarse que el modelo de asociación constante mejora decididamente el ajuste, mostrando el índice de disimilitud que sólo un 3,56% de los casos de la muestra total deberían reacomodarse para hacer similares las distribuciones de orígenes y destinos (o la proporción de casos que deberían cambiar de celdas para hacer similar la distribución de frecuencias observadas y esperadas). Para este caso, el modelo Unidiff –que mejora ligeramente el índice de disimilitud- no produce un mejor ajuste de los datos que el de asociación constante (o de fluidez): la diferencia de L² de 6,60 para 4 grados de libertad exhibe un valor $p=0,16$. De todas formas, si se opta por mirar los valores de los parámetros, los mismos muestran que la influencia de los orígenes educacionales familiares sobre la educación de los encuestados no varía de forma relevante según cohortes. En realidad, podría señalarse una cierta estabilidad en el tiempo de la influencia de esos antecedentes educacionales. Si se evalúa esta asociación según sexo la situación es la misma, manteniéndose la asociación entre orígenes y destinos educacionales a lo largo de las cohortes (ver Cuadro 8a en el Anexo). Debe observarse siempre que los tres modelos, considerando sólo el valor de p , no producirían un buen ajuste.

En síntesis y para concluir este punto: *la asociación entre orígenes y destinos educacionales parece mantenerse a través de las cohortes.*

8. Efectos de la educación en la movilidad ocupacional o de clases

Consideramos de interés, en este último punto, explorar aspectos de movilidad ocupacional o de clases, *controlando por educación*, según tres niveles educacionales: 1) hasta menos de estudios secundarios, 2) estudios secundarios y 3) estudios terciarios y universitarios. Y, en este contexto, se estudiará también el rol de tres cohortes de nacimiento, tomadas individualmente. Luego. Se distinguirán cohortes *dentro* de cada nivel educacional

Tomamos en cuenta aquí la movilidad social para una elaboración de clases tanto de encuestados varones como de encuestadas mujeres y su padre en 5 categorías EGP: clase de servicios (I + II), no manuales rutinarios (III), pequeño burguesía (IVab), manuales calificados (V + VI) y manuales no calificados -incluye clases rurales (IVc + VIIab). La idea es explorar esta vinculación según cohortes y niveles de educación. Se distinguen 3 cohortes (Cuadro 9a) y luego 3 niveles de educación (Cuadro 9b), para personas de 21 años y más. Como luego se considerará un modelo de cuatro entradas (educación,

cohortes, clase social del padre y clase social del encuestado), en ese caso es necesario reducir el número de niveles educacionales y de cohortes, para facilitar las posibilidades de desagregación de casos.

Primero consideramos la vinculación entre clase de origen y destino, controlando por cohortes de nacimiento

Cuadro 9. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente máximo nivel educacional de padre o madre (4 categorías, indicadas como F) y educación de sus hijos/as (4 categorías, indicadas como E), a lo largo de 5 cohortes (indicadas como C). Ambos sexos, 18 años y más.

Modelos	L ²	Grados de libertad	p	Índice de Disimilitud	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CO, CD Varones Mujeres	643,84 669,58	48	0,0000	17,72 14,92	255,38 278,02	---
2) Asociación o fluidez constante: CO, CD, OD Varones Mujeres	120,12 86,66	32	0,0000	6,71 5,55	-138,86 - 174,38	81,34% 87,06%
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes – Unidiff: CO, CD, OD, φ _k Varones Mujeres	114,88 81,94	30	0,0000	6,38 5,28	-127,91 -162,78	82,16% 87,76%
Cohortes de nacimiento:	VARONES			MUJERES		
	<i>Antes de 1956</i>	<i>1956 a 1966</i>	<i>Después de 1966</i>	<i>Antes de 1956</i>	<i>1956 a 1966</i>	<i>Después de 1966</i>
Parámetros por cohortes	<i>1,0000</i>	<i>1,3463</i>	<i>1,1360</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,0935</i>	<i>1,2836</i>
Diferencias en L ² y G. libertad	<i>Difer. L²</i>	<i>Dif. G. lib.</i>	<i>p</i>	<i>Difer. L²</i>	<i>Dif. G. lib.</i>	<i>p</i>
3 versus 2	5,24	2	0,0728	4,72	2	0,0944

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

El modelo de asociación o fluidez constante parece ser el que produciría un mejor ajuste, sin considerar el valor de *p*. Aparentemente, según algunos indicadores (índice de disimilitud), Unidiff mejoraría algo el ajuste, no así según otros (BIC), dejando de lado que según el valor de *p* ninguno produce un buen ajuste. Por otro lado, la diferencia en L² y en grados de libertad entre los modelos 2 y 3 alcanza valores no significativos, o tenuemente significativos (*p* = 0,07; *p* = 0,09). Si, de todas formas, atendemos al valor estimado del parámetro de cada cohorte (fijando en 1 el parámetro de la cohorte de mayor edad (nacidos antes de 1956), al pasar a los

nacidos entre 1956 y 1966 la asociación entre orígenes y destinos se vuelve bastante más fuerte, bajando en la última cohorte pero todavía con valores superiores a 1. Aparentemente la asociación habría crecido en el tiempo, aunque no de forma sistemática para los varones, sí para las mujeres.

Después de esta exploración previa según cohortes, pasamos ahora a ver el rol de la educación en la vinculación entre clase social de origen y destino. Es decir, se considera el cuadro que vincula la clase de padres e hijos varones, controlando por nivel de educación.

Cuadro 9b. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente clase social del padre (5 categorías) y de sus hijos (5 categorías), a lo largo de 3 niveles educacionales. Varones y mujeres, 21 años y más.

Modelos	L ²	Grados de libertad	P	Índice de Disimilitud	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CO, CD Varones Mujeres	286,20 210,15	48	0,0000	12,05 8,02	-102,36 - 181,45	---
2) Asociación o fluidez constante: CO, CD, OD Varones Mujeres	96,96 76,98	32	0,0000	5,08 4,76	-162,08 - 184,08	66,12% 63,37%
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes – Unidiff: CO, CD, OD, φ _k Varones Mujeres	92,11 66,43	30	0,0000 0,0001	4,43 3,90	-150,74 -178,32	67,82% 68,39%
Niveles de educación:	VARONES			MUJERES		
	<i>Hasta Prim. Completo</i>	<i>Estudios Secundarios</i>	<i>Estudios Superiores</i>	<i>Hasta Prim. Completo</i>	<i>Estudios Secundarios</i>	<i>Estudios Superiores</i>
Parámetros por nivel educación	1,0000	1,0453	0,3999	1,0000	0,5251	1,3805
Diferencias en L ² y G. libertad	Difer. L ²	Dif. G. lib.	p	Difer. L ²	Dif. G. lib.	p
3 versus 2	4,85	2	0,0885	10,55	2	0,0051

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Habría una ligera mejora con *Unidiff*, según algunos indicadores (índice de disimilitud), aunque no según otros (BIC, por ejemplo). Por otro lado, al comparar el modelo 3 con el 2 se ve que *Unidiff* no produce una mejora respecto del de asociación constante en el caso de los varones ($p=0,09$), sí en el de las mujeres ($p=0,01$). Si, de todas formas, atendemos con reservas a los valores de los parámetros por niveles de educación para varones y mujeres, en el caso de los primeros la asociación entre orígenes y destinos de clase tiende a crecer muy ligeramente en el nivel secundario, para caer drásticamente en los estudios superiores de los encuestados varones. Ello sugeriría un importante debilitamiento de la asociación de clase entre orígenes y destinos cuando se controla por niveles educacionales superiores de los varones. En el caso de las mujeres, desciende drásticamente la asociación entre orígenes y destinos cuando se controla por nivel secundario de educación y sube de forma relevante cuando se controla por nivel superior de educación. La vinculación

entre orígenes y destinos de las mujeres es fuerte, tomando en cuenta el nivel superior de educación. La incorporación creciente de la mujer al sistema educativo implicaría ya sea una menor desigualdad de clases controlando el nivel secundario, una mayor desigualdad de clases controlando el nivel superior de educación. Estos resultados para las mujeres serían similares a los encontrados, por ejemplo, para la Rusia Soviética, independientemente del sexo o género (Gerber y Hout, 1995).

Vimos que tomando en cuenta sólo el valor de p , no se obtienen buenos ajustes ya sea distinguiendo por cohortes o por nivel de educación, ni para varones ni para mujeres. Una vez considerados por separado los controles de la vinculación entre orígenes y destinos según cohortes y niveles educacionales, pasamos ahora a la consideración conjunta de los mismos. Es decir, proponemos atender a preguntas de si las cohortes controlando por educación, o la educación controlando por cohortes, o el control simultáneo de cohortes y educación afectan la vinculación entre clase social de origen y clase social de

destino. Presentamos primero los resultados para varones, siguiendo, hasta

cierto punto, una forma de presentación de Breen y Luijkx (2007; pp.112-114).

Cuadro 10a. Pruebas de variación en fluidez social según cohortes y niveles educacionales. Varones, 21 años y más.

Modelos	L ²	Grados liber.	p	BIC	Índice Disimil.
1. Variación según cohortes y nivel educacional: OCE DCE ODE ODC	65,33	64	0,430	-453,3	3,83
2. Variación según nivel educacional: OCE DCE ODE	140,05	96	0,002	-637,9	6,25
3. Variación según cohortes: OCE DCE ODC	148,76	96	0,001	-629,2	6,52
4. Sin variaciones: OCE DCE OD	242,72	128	0,000	-794,5	9,17

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Cuadro 10b. Comparación de modelos (varones, 21 años y más)

Modelos	Dif. L ²	Dif.grados libertad	p
1) 2 vs. 1 Variación sobre cohortes dada variación sobre educación	74,72	32	0,000
2) 3 vs. 1 Variación sobre educación dada variación sobre cohortes	83,43	32	0,000
3) 4 vs. 1 Variación sobre cohortes y educación	177,39	64	0,000

Nota: Los nombres de los modelos 1 a 4 y los de las diferencias 1 a 3, corresponden a las descripciones de Breen y Luijkx (2007)

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Cuadro 10c. Pruebas de variación en fluidez social según cohortes y niveles educacionales. Mujeres, 21 años y más.

Modelos	L ²	Grados liber.	p	BIC	Índice Disimil.
1. Variación según cohortes y nivel educacional: OCE DCE ODE ODC	73,54	64	0,194	-451,5	4,01
2. Variación según nivel educacional: OCE DCE ODE	136,19	96	0,004	-651,3	5,95
3. Variación según cohortes: OCE DCE ODC	133,74	96	0,006	-653,8	5,94
4. Sin variaciones: OCE DCE OD	198,34	128	0,000	-851,7	7,64

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Cuadro 10d. Comparación de modelos (mujeres, 21 años y más)

Modelos	Dif. L ²	Dif.grados de libertad	P
1) 2 vs. 1 Variación sobre cohortes dada variación sobre educación	62,65	32	0,001
2) 3 vs. 1 Variación sobre educación dada variación sobre cohortes	60,20	32	0,002
3) 4 vs. 1 Variación sobre cohortes y educación	124,80	64	0,000

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Como puede observarse tanto para varones como para mujeres, es el análisis de la variación en fluidez social de orígenes y destinos controlando simultáneamente por cohortes y nivel educacional, el que produce un buen ajuste, tomando en cuenta el valor de p. No ocurre ello cuando se consideran individualmente los niveles educacionales o las cohortes. Breen y Luijkx (2007) entienden que la parte más relevante está en las comparaciones de modelos. En nuestro caso, todas las

diferencias de L² comparando con el modelo 1 son significativas. Lo que sugeriría que tanto la variación sobre cohortes dada la variación sobre niveles educacionales, o la variación sobre niveles educacionales dada la variación sobre cohortes, al igual que la variación sobre cohortes y niveles educacionales son altamente significativas. Ningún efecto desaparecería cuando se controla por el otro. De todas formas, no hay que perder de vista que el único modelo que en sí

mismo alcanza un buen ajuste, de acuerdo al valor de p , es el de la variación según cohortes y nivel educacional ($p=0,43$ para los varones, $p=0,19$ para las mujeres). Es decir, la fluidez social en la vinculación entre clase de origen y destino aumentaría en este caso. Desde el punto de vista de los efectos de educación, cuando se distinguen tres cohortes *dentro* de cada uno de los tres niveles educacionales, el efecto es el mencionado aumento de fluidez. Tendencia que no es clara para cohortes o educación tomadas individualmente.

9. Observación final y una importante vuelta de tuerca muy reciente

El importante crecimiento y ampliación a distintos sectores sociales de la matrícula en el sistema educativo a partir de la segunda mitad del siglo XX, podría haber llevado –llevó en realidad- a expectativas atendibles de reducción de las desigualdades educacionales. Tal parece no haber sido el caso, según lo señala –con sus variaciones- buena parte de la investigación internacional sobre el tema, en particular para los países de mayor desarrollo relativo.

Nuevas investigaciones, en particular por el carácter contra-intuitivo de los hallazgos de una “desigualdad persistente”, intentaron contradecir o especificar los estudios anteriores. Así, la idea de que resultados de este tipo serían contrarios a lo que podría haberse esperado, llevó a Breen, Luijkx, Muller y Pollak (2009), a revisar las conclusiones de la compilación de Shavit y Blossfeld de 1993, en el sentido de que, para la mayoría de los países considerados en ese momento, se observaba una *desigualdad persistente*, es decir, que los privilegios de orígenes prevalecen en los logros educacionales, puntualizando que estos hallazgos ya habían sido discutidos en diferentes trabajos (por ejemplo Cameron y Heckman 1998)¹⁶. Ganzeboom y Tam (2009), por su parte, llegaron a señalar que la hipótesis de

la desigualdad persistente sostenida por la mayoría de los trabajos de la mencionada compilación es “por decir lo menos ... una “generalización sociológica provocativa”¹⁷. Breen, Luijkx, Muller y Pollak (2009) basados en nuevos datos y nuevos enfoques metodológicos, concluyen “que hubo una clara declinación de las desigualdades educacionales en varios países a lo largo del siglo XX” (p. 1477).

Señalan estos autores que había fuertes razones “*prima facie*” para esperar este tipo de resultados. Entre las razones para ello señalan que las diferencias entre estudiantes de distintas clases sociales para obtener diferentes logros educacionales en el sistema educacional se deberían a “efectos primarios” –siguiendo a Boudon (1974) según los autores- y a las diferencias de elecciones educacionales aun dentro de un mismo nivel de desempeño, denominados “efectos secundarios” (p. 1478). En cuanto a los efectos primarios, mencionan todos los avances del siglo XX que mejorarían decididamente las condiciones para un mejor desempeño escolar. En cuanto a los efectos secundarios, mencionan la disminución de los costos para estudiar y la multiplicación de escuelas, entre muchos otros factores. Debemos notar que no es posible, por el momento, evaluar con nuestros datos estos efectos.¹⁸

¹⁷ Ganzeboom y Tam (p. 1) señalan que el estudio de Breen, Luijkx, Muller y Pollak destaca como factor crítico el limitado tamaño muestral de los trabajos en la compilación de Shavit y Blossfeld como para “revelar la reducción subyacente en desigualdad de oportunidades educacionales”.

¹⁸ La pregunta que se formulan Breen *et al* es por qué se producen las diferencias de su estudio con los anteriores. Lamentan que no se pueden replicar los trabajos de la compilación de Shavit y Blossfeld por la variedad de tipos de conceptualizaciones (de niveles educacionales y de clases), metodologías y datos. En cambio, en su estudio pueden homogeneizar la mayoría de esos elementos. Y, además, cuestionar la metodología predominante en la compilación mencionada –limitaciones inescapables por la variedad de los estudios que la componían-, a favor de “modelos logit ordenados de logros educacionales más que de los modelos de transición educacional. La razón es

¹⁶ Goldthorpe (2007) encuentra también que los diferenciales de clase en logros educacionales no habían disminuido.

Este importante llamado de atención nos lleva a señalar lo siguiente, concluyendo nuestra aproximación parcial a estos problemas: dados los datos disponibles, la razonable aproximación de nuestras categorizaciones a esquemas comparativos internacionales, a la par de las diferentes herramientas metodológicas hasta ahora consideradas por nosotros, señalaríamos provisoriamente que no se observa una pauta de disminución de la desigualdad de oportunidades educacionales en Argentina y que, en particular para las mujeres, su fuerte incorporación al sistema educativo parece asociarse a pautas crecientes de desigualdad entre las más jóvenes. Sin dudas, intentaremos revisar estas conclusiones en futuros trabajos.

Concluimos cerca de Shavit, Yaish y Bar-Haim (2007: 52; énfasis original), en cuanto a considerar nuestros hallazgos en línea con lo que llaman una versión “débil” de la hipótesis de la desigualdad persistente:

“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 “aun aquéllos que encuentran una reducción en el tiempo de la asociación origen-educación estiman que esta reducción es moderada”.

Referencias bibliográficas

Acosta, L y J. Jorjat. (2004). *Escalas de prestigio y de status socioeconómico de las ocupaciones*. Buenos Aires: Dunken.

que estamos interesados en desigualdades relacionadas a orígenes sociales en educación completada, lo que constituye la principal condición de partida para la desigualdad de oportunidades en el curso de vida” (p. 1477).

Boudon, R. (1974). “Educational Growth and Economic Equality”. *Quality and Quantity* 8: 1-10.

Breen, R. y R. Luijckx. (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., R Luijckx, W. Muller y R. Pollak. (2009). “Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries”. En *American Journal of Sociology* 114, 5: 1475-1521.

Cameron, S. y J. Heckman. (1998). “Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males.” *Journal of Political Economy* 106:262–333.

Erikson, R. , J. Goldthorpe y L. Portocarero. (1979). “Intergenerational Mobility in Three Western European Societies”. *British Journal of Sociology* 30: 415-441.

Erikson, R. y J. Goldthorpe. (1993). *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.

Ganzeboom, H. y D. Treiman. (2003). “Three Internationally Standardized Measures for Comparative Research on Occupational Status”. Cap. 9 (pp. 159-193) en J. Hoffmeyer-Zlotnik y Ch. Wolf (comps.) *Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables*. Nueva York: Kluwer Academic Press.

Ganzeboom, H. y T. Tam. (2009). “Is Persistent Inequality a Mirage? Educational Opportunity in the Long Haul in 13 Societies”. Extend Abstract para el RC28 Meeting en Pekín.

<http://home.fsw.vu.nl/HBG.Ganzeboom/Pdf/2009-Tam-Ganzeboom-RC28-Beijing.pdf>

Gerber, Th. y M. Hout. (1995). “Educational Stratification in Russia during the Soviet Period”. *American Journal of Sociology* 101: 611-660.

Goldthorpe, J. (2007). “Class Analysis and the Reorientation of Class Theory. The Case of Persisting Differentials in Educational Attainment”. En Goldthorpe (2007), Cap. 2: 21-44.

Grusky, D. (comp). (2001). *Social Stratification: Class, Race, and Gender in*

Sociological Perspective. Boulder, Colorado: Westview Press.

Hout, M., A. Raftery y E. Bell. (1993). "Making the Grade: Educational Stratification in the United States, 1925-1989". En Yossi y Blossfeld (comps.): 25-50.

Ishida, H. 2007. "Japan: Educational Expansion and Inequality in Higher Education". En Shavit, A. y Gamoran P. (comps.); pp. 63-86.

Jorrat, J. (2000). *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUDeT.

Jorrat, J. (2010). "Logros educacionales y movilidad educacional intergeneracional en Argentina". En *Desarrollo Económico* 196, 49: 573-604.

Mare, R. (1981). "Change and Stability in Educational Stratification". *American Sociological Review* 46: 72-87.

Mare, R. (2001). "Observations on the Study of Social Mobility and Inequality" (Concluding Commentary to Part Four). En D. Grusky (comp.): 477-488.

Mare, R. y Huey-Chi Ch. (2006). "Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions". En Morgan, Grusky y Fields (comps.): 195-231.

Morgan S., D.Grusky y G. S. Fields (comps.). (2006). *Mobility and Inequality. Frontiers of Research in Sociology and Economics*. Stanford, California: Stanford University Press.

Pfeffer, F. T. (2008). "Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional

Context". *European Sociological Review* 24, 5: 543-565.

Recchi, E.. (2007). "Italy: Expansion, Reform, and Social Inequality in Higher Education". En Shavit, A. y Gamoran (comps.); pp. 400-423.

Shavit, Y.i y H. Blossfeld (comps.). (1993). *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colorado: Westview Press.

Shavit, Y., R. Arum y A. Gamoran (comps.). (2007). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.

Shavit, Y., M. Yaish y E. Bar-Haim. (2007). "The persistence of persistent inequality". En compilación de Scherer, Pollak, Otte y Gangl (pp. 36-57).

Scherer, S. R. Pollak, G. Otte y M. Gangl (comps.). 2007. *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt/Main: Verlag.

Torche, F. (2007). "*Movilidad Educativa Intergeneracional en Chile*". Mimeo, New York University.

Treiman, D. y K. Yamaguchi. (1993). "Trends in educational attainment in Japan". En Shavit y Blossfeld (comps.), pp. 229-249.

Vallet, L.. (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.

Anexo

Cuadro A1. Matriz de correlaciones de las variables independientes entre sí y con la educación de la persona encuestada.

VARIABLES	Años de educación del padre	Años de educación de la madre	Status ocupacional del padre	Clase social del padre	Años de educación encuestado/a
Años de educación del padre	1	0,608***	0,625***	-0,570***	0,526***
Años de educación de la madre	---	1	0,472***	-0,428***	0,539***
Status ocupacional del padre	---	---	1	-0,773***	0,481***
Clase social del padre (EGP)	---	---	---	1	-0,462***
Años de educación encuestado/a	---	---	---	***	1

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Cuadro A8a. Resultados de ajustar los modelos de asociación nula (o independencia condicional), de asociación constante y de diferencias uniformes, a cuadros de contingencia que clasifican conjuntamente máximo nivel educacional de padre o madre (4 categorías, indicadas como F) y educación de sus hijos/as (4 categorías, indicadas como E), a lo largo de 5 cohortes (indicadas como C). Varones y mujeres por separado, 18 años y más.

Modelos	VARONES					MUJERES			
	L ²	G. lib.	Índice Disim.	BIC	rL ²	L ²	Índice Disim.	BIC	rL ²
1) Asociación nula: CF, CE	1060,52	45	21,33	699,63	----	1243,55	21,74	873,66	----
2) Asociación constante (o fluidez): CF, CE, FE	140,03	36	7,25	-148,68	86,8	60,47	4,12	-235,44	95,1
3) Efecto multiplicativo uniforme por cohortes (Unidiff): CF, CE, FE, ϕ_k	133,52	32	7,03	-123,11	87,4	58,59	4,18	-204,44	95,3
Dif. en L ² y G. liber.									
3 versus 2	6,51	4	$p = 0,164$			1,88	Difgl=4	$p = 0,758$	

Fuente: CEDOP-UBA (2003-2007)

Los resultados muestran, tanto para varones como para mujeres, en particular estas últimas, que la educación de hijos o hijas, en relación al máximo nivel de educación familiar, es constante a lo largo de las cohortes.