

*Movilidad educacional y ocupacional: comparaciones entre Argentina, Chile y México*¹

Jorge Raúl Jorrat

Instituto Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, UBA CONICET

Introducción

El trabajo apunta a explorar diversos aspectos de movilidad comparativa entre Argentina, Chile y México, a saber: a) movilidad intergeneracional ocupacional o de clases propiamente dicha; b) movilidad educacional intergeneracional y cruces de barreras entre niveles educacionales, c) movilidad educacional según antecedentes de clase social y d) movilidad intergeneracional ocupacional o de clases según cohortes y niveles educacionales. La bibliografía sobre estos temas es amplia y variada, mencionándose aquí sólo algunos trabajos: Breen (2004), Breen y Luijkx (2007), Breen y otros (2009), Erikson y Goldthorpe (1992), Torche (2007, 2009), Vallet (2006). Se agrega un trabajo propio (Jorrat 2010), mientras que en lo estrictamente referente a movilidad educacional son de interés dos compilaciones de Shavit y otros (1993, 2007).

Los estudios de movilidad ocupacional intergeneracional basados en encuestas poblacionales han ganado cierto terreno en el país, siendo esta exploración una continuidad de ese esfuerzo, agregando una perspectiva comparativa con Chile y México. En todos los casos se trata de muestras nacionales cuyos relevamientos se consideran cuidadosos y confiables. El relevamiento de Chile corresponde a una encuesta nacional del año 2001, el de México a una encuesta nacional del año 2006, mientras que para Argentina se integran muestras nacionales de 2003 a 2010. Como en el caso de Chile se consideran jefes de hogar varones (24 a 69 años) y en el de México jefes de hogar que en un 87% son varones (todos de 25 a 64 años), para Argentina se toman los varones de 25 a 64 años de las muestras integradas.

La categorización sigue en todos los trabajos el esquema de clases propuesto por Erikson y Goldthorpe (1992), en su versión de 7 categorías.² Tal categorización, en

¹ Este estudio se realizó con subsidios de ANPCyT y UBACyT para las bases de datos de Argentina. Agradezco la generosidad de Florencia Torche (New York University), por facilitar los datos de Chile y México.

los tres casos, se obtiene por un algoritmo desarrollado por Ganzeboom y Treiman (2003).³ Se reconocerá este esquema como EGP en el trabajo.

Dado el carácter abarcador de esta propuesta, donde el énfasis estuvo en explorar empíricamente diversos modelos según tres bases de datos, para la discusión conceptual más particularizada se refiere al lector a la bibliografía clásica sobre el tema y/o a otros trabajos del autor (por ejemplo Jorrat 2000, 2008, 2010, 2011). Básicamente, se trata de explorar la presencia o ausencia de movilidad, en términos de su fluidez o constancia y la fuerza de la misma a lo largo de diferentes cohortes. Esto se trata de ver tanto en movilidad de clases estricta como en movilidad según niveles educacionales de origen y destino, a la par de ver la movilidad educacional según clase social de origen. Subyace a ello dar unos pasos comparativos en términos de la persistencia o no de desigualdad educacional. Nótese que dentro de los límites de este trabajo no se toman en cuenta consideraciones de comparación histórica socio-demográfica mínima del período de los países considerados.

I. MOVILIDAD OCUPACIONAL O DE CLASES

Aspectos descriptivos básicos

Se ofrecen primero –Cuadro 1- los valores porcentuales de distintos aspectos de movilidad para los distintos países considerados, según lo que se denomina *movilidad absoluta*, incluyendo como referencia resultados de porcentajes promedio para la década del 90 presentados por Breen en su compilación (2004).

² Erikson y Goldthorpe (1992) identifican sus clases con números romanos: I+II) Clase de servicios: profesionales, administradores y gerentes; técnicos de nivel alto; supervisores de trabajadores no manuales. III) Trabajadores no manuales rutinarios: empleados en la administración y comercio; personal de ventas; otros trabajadores de de los servicios. IVa+IVb) Pequeña burguesía: pequeños propietarios y artesanos, etc., con y sin empleados. IVc) Pequeños propietarios y autónomos rurales. V+VI) Trabajadores calificados: técnicos de nivel bajo; supervisores de trabajadores manuales; trabajadores manuales calificados. VIIa) Trabajadores no calificados: trabajadores manuales semi y no calificados (no agrícolas). VIIb) Trabajadores rurales no calificados.

³ Su aplicación a los datos usados aquí fue realizada por Manuel Riveiro.

Prácticamente no hay diferencias relevantes en los valores de movilidad total *absoluta* en los tres países, dando la impresión de que el valor es algo mayor para Chile.⁴ Los resultados están muy cerca del promedio europeo de los años 90. La movilidad *vertical* total es algo más alta en Chile, seguida por Argentina.⁵ La movilidad tanto de distintas clases como de la clase obrera hacia la cúspide de la jerarquía -la clase de servicios-, es más relevante en Argentina y Chile. Puede verse que la movilidad global de orígenes manuales a destinos no manuales y viceversa (excluyendo del análisis el sector rural), es algo más alta en México, en particular porque la “caída” de no manual a manual es más notoria entre los hombres mexicanos. El “ascenso” de manual a no manual (siempre excluyendo el sector rural) sería mayor en Argentina. La no inclusión del sector rural podría ser responsable de la importante diferencia de una mayor “caída” en el caso mexicano, seguido por Chile (paso de no manual a manual).

Cuadro 1. Distintos aspectos de movilidad ocupacional para Argentina (2003-2010), Chile (2001) y México (2006). Varones de 25 a 64 años.

<i>Aspectos de movilidad masculina</i>	<i>ARGENTINA</i>	<i>CHILE</i>	<i>MÉXICO</i>	<i>EUROPA Media 90's</i>
Movilidad total (absoluta)	67,9	71,6	66,8	67,7
Inmovilidad	32,1	28,4	33,2	32,3
Movilidad "estructural" ^a	13,5	19,1	25,2	21,9
Movilidad "circulatoria" ^b	54,4	52,5	41,6	45,8
Movilidad vertical total (MVT)	47,4	50,5	43,9	49,7
Movilidad no vertical total (MNVT)	20,5	21,1	22,9	18,0
Razón MVT/MNVT	2,3	2,4	1,9	2,8
Movilidad vertical ascendente (MVA)	29,5	31,1	22,3	33,4
Movilidad vertical descendente (MVD)	17,9	19,4	21,6	16,2
Razón MVA/MVD	1,6	1,6	1,0	2,1
Movilidad hacia la clase de servicios ^c	13,0	13,5	10,1	17,3*
Movilidad hacia clase de servicios desde clase obrera ^d	5,6	6,2	3,6	8,9*
Movilidad Manual a No Manual y No Manual a Manual (sin rural)- 2 Clases ^e	35,4	37,2	42,3	
Movilidad Manual a No Manual –sin	58,6	46,8	54,7	

⁴ Hay algunas diferencias con valores presentados por Torche (2005) en su esquema EGP de 7 categorías para la misma base de datos. La categorización finalmente usada aquí cuenta con menos datos que la de Torche, por la dificultad enfrentada de categorizar algunas ocupaciones con códigos de menos de cuatro dígitos de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones en la base facilitada. Las diferencias afectan en particular a la categoría IVc del esquema EGP (Pequeños propietarios y cuenta propia rurales).

⁵ Erikson y Goldthorpe (1992) no reconocen que su esquema sea estrictamente jerárquico. Proponen una distinción tripartita del mismo, según distinciones de puntajes de status socioeconómico. El uso de tales escalas permiten la misma construcción para Argentina. La distinción es: 1) I-II, 2) de III a V-VI y 3) VIIa y VIIb.

rural ^f				
Movilidad No Manual a Manual -sin rural ^g	20,8	28,8	33,5	
N (Varones, 25-64 años)	3029	2612	5902	
^a Es la movilidad mínima permitida por las marginales, o índice de disimilitud entre categorías de origen y destino.				
^b Es la diferencia entre la movilidad total y la movilidad mínima permitida por las marginales.				
^c Es la suma de destinos I-II, que se originan de III a VIIb, como % del total muestral.				
^d Es la suma de destinos I-II que se originan en clase obrera (V-VI+VIIab), como % del total muestral.				
^e Es la movilidad total de las clases Manuales (V-VI+VIIab) hacia las No Manuales (I-II+III+IVab) y viceversa, excluyendo el sector rural (IVc y VIIb), como % de la suma de dichas clases dicotómicas (sin sector rural).				
^j Es la movilidad de las clases Manuales (V-VI+VIIab) a las No Manuales (I-II+III+IVab), sin sector rural, como % de dichas clases Manuales (sin sector rural).				
^g Es la movilidad de las clases No Manuales (I-II+III+IVab) a las Manuales (V+VI+VIIa), sin sector rural, como % de dichas clases No Manuales (sin sector rural).				
* Los valores corresponden a Francia 1993 (Vallet 2004b); no se cuenta con valores de Europa.				
Chile y México, jefes de hogar varones. Argentina, encuestados varones.				

Lo que suele denominarse *movilidad estructural*, que es la movilidad mínima permitida por los valores marginales (totales por categoría) de los cuadros –y que también se define como un tipo de índice de disimilitud en este caso-, es superior en México, mostrando una más importante transformación de las categorías de origen y destino en dicho país. Ello hace que la así llamada *movilidad circulatoria* o *pura*, que se define como la diferencia entre la movilidad total y la estructural, sea menor en este país.

Movilidad relativa de clases

Un intento clásico es pasar de la discusión de la movilidad absoluta a la movilidad relativa para, entre otras cosas, “controlar” el efecto de los distintos totales marginales de los cuadros. Es típico comenzar estimando un modelo de independencia, que postularía la no asociación entre orígenes y destinos y que en ningún país, como es de esperar, produce un buen ajuste. Suelen obtenerse sus valores para usarlos como base de comparación, es decir, para ver cuánto mejoran el ajuste otros modelos respecto de este modelo base.

Pasamos a considerar dos alternativas: i) la evaluación de un modelo tradicional denominado modelo “central” [“core”] propuesto por Erikson y Goldthorpe (1992), que ha sido de amplia difusión en la literatura sobre el tema, más allá de las críticas al mismo por cierto carácter *ad hoc* y por basarse en los países industriales de fines de los años 80; y ii) una segunda alternativa que es considerar el ajuste de

otros modelos básicos usuales, respecto del de independencia, a saber: asociación constante, diferencias uniformes y, finalmente, uno denominado “log-multiplicativo tipo regresión”.⁶

En cuanto a la primera alternativa, algunos propusieron modificaciones “locales” al modelo “central”, pero ello atenta contra las posibilidades de comparación que permite la aplicación del modelo original. La propuesta se basa en 8 hipótesis, que implican 8 matrices de diseño para evaluar el modelo. Ellas son las hipótesis de jerarquía, de heredad, de sector y de afinidad. Una descripción inicial puede encontrarse en el texto de Erikson y Goldthorpe (1992), aquí sólo daremos una idea muy breve.

Con respecto a *jerarquía*, si bien los autores señalan que no existe necesariamente algún tipo de escala vertical, reconocen que hay aspectos jerárquicos a tener en cuenta. Los aspectos de fluidez descansan en la división tripartita que se consideró para analizar la movilidad vertical, y los distintos movimientos entre categorías de clase serían capturados por dos hipótesis (HI1 y HI2, expresadas en dos matrices de diseño). Por su parte, la *heredad* se refiere a aspectos de inmovilidad, es decir, a que los individuos sean encontrados en las mismas clases de origen. Se considera la heredad en un sentido estricto, la que contempla los movimientos o ausencia de ellos entre ciertas clases y finalmente un tratamiento especial para los pequeños propietarios rurales. Son las hipótesis IN1, IN2 e IN3, con sus correspondientes matrices de diseño. La hipótesis de *sector* (SE) pretende separar, como su nombre lo indica, clases no vinculadas al sector rural de aquellas que sí lo están, proponiendo una matriz de diseño. Finalmente, en cuanto a *afinidad*, se busca explorar vinculaciones o discontinuidades entre clases, intentando detectar “desafinamientos” (AF1) y “afinamientos” (AF2), expresados en sus correspondientes matrices.

Cuadro 2. Modelos de Independencia y Modelo “Core” (“Central”), para Argentina, Chile y México. EGP 7 categorías. Varones 25-64 años

<i>Modelos</i>	ARGENTINA	CHILE	MÉXICO
----------------	-----------	-------	--------

⁶ Todos los modelos fueron corridos según el Program Lem 1.0. Agradecemos a R. Luijkx la aclaración de que en algunos modelos log-multiplicativos Lem no producía los grados de libertad apropiados, lo que también se señala en Wong (2010), p. 26.

Independencia			
L ²	755,31	550,89	2075,68
ρ	0,000	0,000	0,000
Grados de libertad	36	36	36
BIC	466,74	267,65	1763,09
Índice de disimilitud	17,4	15,5	21,5
Modelo Core / Central/ Núcleo			
L ²	78,35	112,35	183,38
ρ	0,000	0,000	0,000
Grados de libertad	28	28	28
BIC	-146,10	-107,95	-59,75
Índice de disimilitud	5,65	7,82	6,92
Asociación explicada	89,6%	79,6%	91,2%
N	3029	2612	5902

Debe señalarse que si se expanden los datos a 6.000 casos para los tres países, para dar cuenta de la mayor magnitud de casos de México, ni los índices de similitud, ni la asociación explicada, ni el valor de los parámetros log lineales alteran sus valores. (Sí no deben compararse país a país los valores de L² y los de BIC, en particular cuando se observa México frente a Argentina o Chile). Teniendo en cuenta lo mencionado, se prefiere continuar trabajando con los valores muestrales puntuales de cada país.

El modelo “core”, si bien no produce un buen ajuste de acuerdo a los valores de p , la mejora que logra con respecto al modelo de independencia es muy importante, en particular para Argentina y México, donde el índice de disimilitud baja de forma más relevante.

Cuadro 2a. Parámetros de efectos (log lineales) del modelo “core”, para Argentina, Chile y México.

Parámetros de efectos	ARGENTINA	CHILE	MÉXICO	Erikson-Gold.
Jerarquía 1 (HI1)	-0,16**	-0,08	-0,01	-0,22
Jerarquía 2 (HI2)	-0,45***	-0,46***	-0,46***	-0,42
Heredad 1 (IN1)	0,73***	0,48***	0,54***	0,43
Heredad 2 (IN2)	-0,02	0,35**	0,11	0,81
Heredad 3 (IN3)	0,35	0,14	0,74***	0,96
Sector (SE)	-0,68***	-0,51***	-0,95***	-1,03
Afinidad 1 (AF1)	-0,74**	-1,01***	-0,38*	-0,77
Afinidad 2 (AF2)	0,35***	0,27***	0,21***	0,46

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

Las dos diferencias atendibles corresponden a “Hereditad 2 (IN2)”, sólo significativa (positiva) en Chile y “Hereditad 3 (IN3)”, sólo significativa (positiva) en México.⁷ Debe recordarse que estas hipótesis apuntan a detectar los efectos que aumentan las chances de que los individuos terminen en las mismas posiciones en las que se originaron. La hipótesis IN1 sólo se refiere a bloquear la diagonal principal, es decir, a reconocer los efectos típicos de la hereditad en todas las categorías. En cambio, la IN2 básicamente marca la hereditad en las categorías de pequeños propietarios y autónomos sin empleados (no rurales y rurales), mientras la IN3 se refiere exclusivamente a la hereditad de las categorías de pequeños propietarios y autónomos rurales.⁸

En lo que respecta a la segunda alternativa, en el cuadro que sigue se ofrecen los resultados pertinentes. Después del modelo de independencia, se presentan resultados para el modelo de asociación constante. Este segundo modelo busca responder si la asociación existente se mantiene constante a través de las cohortes consideradas para cada país. Para el tercer modelo, log-multiplicativo de diferencias uniformes (o Unidiff), como nota Vallet (2006) cuando relaciona clase social del padre y destinos educacionales de los encuestados, si se supone “una estructura estable” en la asociación entre orígenes y destinos educacionales, *“este modelo es capaz de detectar diferencias a través de las cohortes en la fuerza de la asociación, es decir, en el nivel general de desigualdad de oportunidades educacionales”* (p. 13, énfasis en el original). La fuerza de la asociación se expresa en los valores beta de los parámetros de cada cohorte.

Señala Vallet que en este modelo de diferencias uniformes se supone que todas las razones de chances (*odds ratios*) “se mueven en una misma dirección de una cohorte a la otra y expresa esta variación con sólo un parámetro”, agregando a continuación: *“En consecuencia, es muy poderoso para detectar una tendencia dominante en los datos, pero puede ser también más bien crudo para describir con seguridad los cambios que han ocurrido”* (p. 13; énfasis original). Así Vallet pasa a

⁷ Los resultados de Torche (2005, p. 435) para Chile muestran un valor positivo significativo en IN3.

⁸ Una digresión es importante aquí. Un crecimiento importante de los “autónomos sin empleados” se vincula al crecimiento del trabajo informal de tipo esporádico, lo que lleva a que proporciones crecientes aparezcan como ocupaciones “cuenta propia”. Es un tema a revisar.

discutir un cuarto modelo, buscando mayor especificidad. Denomina a este modelo –que señala fue originalmente propuesto por Goodman y Hout (1998 y 2001)- como modelo log-multiplicativo tipo regresión. Dado que comprende parámetros que dan cuenta de “la parte de la asociación que varía a través de las cohortes de nacimiento” y parámetros “que determinan la fuerza del ajuste de la asociación para la cohorte *c*” (p. 17), concluye Vallet que “este modelo es capaz de detectar diferencias a través de las cohortes tanto en la pauta como en la fuerza de la asociación” (p. 18; énfasis original).

Otros componentes de los resultados de este modelo, de acuerdo a Vallet (2006), permiten ver el valor de los parámetros de la pauta básica de asociación para la cohorte más joven (λ^{OD}), donde O indica educación de origen y D educación de destino. Y para completar el análisis, se obtienen también los parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}), como indica Vallet: “Más precisamente, el examen de los parámetros ϕ_{OD} [ϕ_{oe} en el original] iluminará la combinación de orígenes sociales y destinos educacionales para los cuales los cambios a través de las cohortes han sido los más pronunciados” (p. 18). Agrega Vallet que si en este caso se toman los promedios de los valores absolutos de los parámetros por fila y por columna, la comparación de estos valores “ilumina aquellas clases de origen cuya posición relativa se ha transformado más” y aquellos destinos “con la contribución más importante al cambio histórico en la pauta de la asociación” (p. 23).

Cuadro 3. Modelos de ajuste de movilidad ocupacional intergeneracional, según cuatro cohortes de varones, para Argentina (24-69 años), Chile (24-69 años) y México (25-64 años). Siete categorías EGP de orígenes (ocupación del padre) y de destinos (ocupación del encuestado).

<i>Países y modelos</i>	L^2	p	Grados libertad	Índice disimilitud	BIC	Asociac. Exp. (^a)	Prueba Chi ² (^b)
CHILE n=2845							
Indepen. Condicional	666,158	0,0000	144	16,99	-480,109		
Asociación Constante	125,734	0,1168	108	7,04	-733,966	81,13%	
Unidiff	119,620	0,1560	105	6,81	-716,199	82,04%	0,1062
Tipo regresión	63,952	0,6808	70	4,07	-493,261	90,40%	0,0146
<i>Cohortes</i>	1932-1946	1947-1955	1956-1964	1965-1977			
Betas Unidiff	1,0000	1,1754	1,2950	1,3869			
MÉXICO n=5902							
Indepen. Condicional	2185,766	0,0000	144	21,41	934,905		
Asociación Constante	239,709	0,0000	108	6,09	-698,436	89,03%	
Unidiff	220,589	0,0000	105	5,68	-691,497	89,91%	0,0003

Tipo regresión	116,364	0,0004	70	3,72	-491,693	94,68%	0,0000
<i>Cohortes</i>	1942-1952	1953-1964	1965-1974	1975-191			
Betas Unidiff	1,0000	1,0245	1,1983	1,3799			
ARGENTINA n=3401							
Indepen. Condicional	986,866	0,0000	144	19,25	-184,944		
Asociación Constante	134,649	0,0421	108	6,43	-744,209	86,36%	
Unidiff	132,312	0,0369	105	6,40	-722,133	86,59%	0,5055
Tipo regresión	85,796	0,0966	70	5,32	-483,834	91,31%	0,0923
<i>Cohortes</i>	1934-1952	1953-1964	1965-1974	1975-1986			
Betas Unidiff	1,0000	1,0128	0,9906	1,1328			

(^a) Se trata de la diferencia en L^2 del modelo base (independencia) y los modelos subsiguientes, como porcentaje del valor de L^2 del modelo base.

(^b) Se trata de la prueba de chi cuadrado para las diferencias tanto de L^2 entre un modelo y el subsiguiente, como de las diferencias en grados de libertad de esos modelos considerados.

Como es de esperar, el modelo de independencia condicional no ajusta los datos y se considera como una base de comparación. El modelo de asociación constante ofrece un buen ajuste de acuerdo al valor de p sólo en Chile, mientras que en México y Argentina hay una importante ganancia al pasar a este modelo, tomando en cuenta el valor de BIC y el del índice de disimilitud. También el modelo de diferencias uniformes produce un buen ajuste en Chile según p , aunque la prueba de chi cuadrado sugiere preferir el modelo de asociación constante en este país. En México y Argentina son pocas las mejoras cuando se toma el índice de disimilitud, aunque la prueba de chi cuadrado (para dos modelos que no producen buen ajuste según p) indica que en México habría que preferir el modelo de diferencias uniformes y el de asociación constante en Argentina.

En Chile y México, el valor del parámetro que da cuenta de la variación en la fuerza de la asociación entre orígenes y destinos (betas de Unidiff) muestra que tal asociación se hace más fuerte al pasar de las cohortes de mayor a las de menor edad, lo que sugeriría una desigualdad creciente en ambos países, es decir, los destinos de clase dependerían más de los orígenes de clase en cohortes más recientes. En Argentina los resultados no son nítidos, se observaría lo que se denomina “una desigualdad permanente” –o al menos una asociación constante entre orígenes y destinos–, aunque tiende a emerger un posible crecimiento de desigualdad en la cohorte más joven. Esta tendencia que aparece en los presentes análisis demandará mayores exploraciones en el futuro.

Finalmente, el modelo tipo regresión exhibe buenos ajustes en Chile y Argentina según el valor de p (mucho más marcado en Chile), no así en México. En

prácticamente los tres países este modelo sería preferible al de diferencias uniformes según prueba de chi cuadrado, pero en Argentina sólo para $p < 0,10$).

En un Anexo (Anexo 1) se presenta una batería de cuadros que se desprenden de este último modelo (3a1, 3a2, 3a3, 3c y 3d), agregándose un análisis ulterior el línea con lo sugerido por Vallet.

II. MOVILIDAD EDUCACIONAL

En esta parte se exploran aspectos de movilidad educacional comparativa para Argentina, Chile y México. Se consideran, por lo general, varones de 25 a 64 años, para comparar los tres países, si bien en algunos casos se toman varones de 24 a 69 años para Argentina y Chile (la cantidad de casos para México es mayor y se circunscribe a 25-64 años, que son los límites de edad de esta muestra). Como los niveles de estudios se toman juntos ya sean completos o incompletos, el límite inferior de 24 o 25 años no afecta la evaluación. Los cinco niveles son: 1) sin estudios, 2) primarios, 3) secundarios, 4) terciarios y 5) universitarios. Recuérdese que para Chile y México se trata de una muestra de jefes de hogar (24 a 69 años en el primer caso, sólo varones, 25 a 64 años en el segundo, excluyendo mujeres que caen como jefes de hogar), para Argentina es población adulta de 18 años y más.

Para los cuadros de cinco niveles educacionales, la movilidad total o absoluta es más alta en México, seguida por Chile y Argentina.⁹ La “movilidad estructural” (movilidad mínima permitida por los totales marginales de los cuadros), o índice de disimilitud entre las distribuciones de orígenes educacionales (nivel más alto alcanzado por padre o madre) y las de destinos educacionales (máximo nivel alcanzado por los encuestados), permite dar cuenta de los casos que tendrían que cambiar en el total de la muestra para igualar las distribuciones de orígenes y destinos. El valor mayor corresponde a México (38%), seguido por Argentina (34%) y finalmente más atrás Chile (casi 30%). Según estos valores la así llamada

⁹ Los valores de inmovilidad obtenidos para Chile duplican los presentados en una publicación provisoria por Torche (2007) para estos datos de 2001, siendo su valor obtenido, según nuestra exploración de sus datos, para una gran desagregación de la tabla de movilidad educacional intergeneracional. En nuestro trabajo, se trata de una tabla de 5 x 5.

movilidad “circulatoria” (la diferencia entre la movilidad mínima permitida por los valores marginales de los cuadros y la movilidad total) es más alta en Chile, seguida por México y luego por Argentina.

Cuadro 4. Aspectos de movilidad educacional en Chile, México y Argentina. Cinco niveles educacionales. Varones 25-64 años.

<i>Aspectos de movilidad</i>	CHILE	MÉXICO	ARGEN- TINA
	%	%	%
Inmóviles	41,8	34,5	43,7
Móviles	58,2	65,5	56,3
Móviles ascendentes	52,4	61,1	49,8
Móviles descendentes	5,8	4,4	6,5
Índice de disimilitud o movilidad “estructural”	29,7	38,0	34,1
Movilidad “circulatoria”	28,5	27,5	22,2
Hijos universitarios con padres hasta primaria (según total muestra)	3,8	7,0	5,4
Hijos universitarios con padres hasta primaria (según total padres hasta primaria)	6,3	8,3	8,1
Hijos universitarios con padres hasta primaria (según total hijos universitarios)	24,3	55,1	29,4
<i>N</i>	2505	6102	2746

Se señaló que la movilidad absoluta es más alta en México, siendo también más alta allí la movilidad ascendente y más baja la descendente. Pero es necesario considerar el punto de partida: en la muestra de México, un 29% de los padres carece de educación formal (cuadro 4a), frente a casi un 11% de Chile y menos de un 4% de Argentina. Lo mismo en el extremo superior: los padres con nivel universitario en la muestra de México son un 4,3%, un 5,5% en Chile y un 6,8% en Argentina. Y en cuanto a los encuestados que alcanzan el nivel universitario (siempre cuadro 4a), son un 12,8% en México, por debajo de Chile (15,8%) y de Argentina (18,3%). Por otro lado –cuadro 4-, mientras los encuestados de nivel universitario cuyos padres no superaron la escuela primaria, como porcentaje de tales padres que no superaron dicho nivel primario, son algo más altos en Argentina y México (8% versus apenas algo más que el 6% en Chile), los encuestados universitarios cuyos padres sólo alcanzaron la escuela primaria son un porcentaje notoriamente superior en México respecto del total de encuestados universitarios (55,1%), comparando con Argentina (29,4%) y Chile (24,3%).

Todo este conjunto de valores ayuda a comprender la mayor movilidad educacional intergeneracional absoluta encontrada en México. El predominio relevante de los bajos orígenes educacionales de los universitarios en México, comparando con Argentina y Chile, se vincula a la más fuerte presencia de esos orígenes educacionales bajos en la muestra mexicana.

La primera visión descriptiva de orígenes y destinos educacionales es la del cuadro 4a, como antecedente para pasar a considerar algunos modelos de movilidad. Recuérdese que los orígenes están constituidos por los niveles más altos de educación alcanzados por el padre o madre, mientras que los destinos corresponden al nivel educacional de los encuestados.

Cuadro 4a. Nivel de educación de varones 25-64 años, según máximo nivel de educación de padre o madre. Distribución porcentual de totales marginales de filas y columnas.

Nivel educacional	CHILE		MÉXICO		ARGENTINA	
	Orígenes	Destinos	Orígenes	Destinos	Orígenes	Destinos
Sin educación	10,7	0,8	29,0	7,2	3,6	0,9
Primaria	50,2	30,3	56,4	40,2	63,1	31,6
Secundaria	32,1	46,0	7,8	24,9	22,3	41,7
Terciaria	1,5	7,1	2,5	14,9	4,3	7,5
Universitaria	5,5	15,8	4,3	12,8	6,8	18,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>N</i>	2505	2505	6102	6102	2746	2746

Cruces y barreras entre distintos niveles educacionales

Presentadas las distribuciones para los totales marginales de las categorías educacionales, se exploran ahora distintos modelos de movilidad, básicamente el modelo de cruces, reduciendo a cuatro las categorías educacionales (Sin educación, Primaria, Secundaria y Superior). Previamente, se corre el modelo de independencia, base para ver cuánto mejoran el ajuste otros modelos respecto de este último.

Cuadro 5a. Modelo de independencia, de cruces y de cruces con bloqueo de la diagonal principal. Cuatro niveles educacionales: sin estudios, primaria, secundaria y superior. Varones 25 a 64 años. Chile, México y Argentina.

<i>Modelos:</i>	L^2	p	Grados de libertad	Índice de disimilitud	BIC	Asociac. explicada
<i>Independencia</i>						
CHILE (n=2502)	791,800	0,0000	9	20,65	721,376	
MÉXICO (n=6102)	1891,266	0,0000	9	17,86	1812,819	
ARGENTINA (2747)	827,391	0,0000	9	19,78	756,126	
<i>Modelo de cruces</i>						
CHILE	184,802	0,0000	6	10,74	137,852	76,66%
MÉXICO	435,181	0,0000	6	10,76	382,883	76,99%
ARGENTINA	104,687	0,0000	6	6,82	57,177	87,35%
<i>Modelo de cruces: diagonal bloqueada</i>						
CHILE	14,390	0,0112	5	1,96	-24,735	98,18%
MÉXICO	66,963	0,0000	5	3,53	23,381	96,46%
ARGENTINA	7,153	0,2097	5	0,52	-32,438	99,14%

El modelo de cruces intenta ver la facilidad o dificultad de pasar de un nivel a otro, controlando los totales marginales de los cuadros, es decir, controlando la variación global general entre orígenes y destinos. En nuestro caso, hay tres barreras a cruzar, estimándose tres parámetros al respecto: el Cruce 1 de sin estudios hasta primaria o más, el Cruce 2 de primaria o menos a secundaria o más y el Cruce 3 de secundaria o menos a superior. Como bien señala Torche (2009): “Se espera que todos estos parámetros sean negativos, indicando que la probabilidad de moverse a una categoría educacional distinta a la categoría de origen, neto de la expansión educacional, es menor que la probabilidad de permanecer en la categoría de origen. La probabilidad de movilidad entre categorías educacionales no adyacentes se calcula a través de la suma de las barreras entre categorías adyacentes que las separan (Hout 1983)” (p. 12).

Como en todos los casos el tercer modelo (cruces con bloqueo de la diagonal principal) es el que produce un mejor ajuste, particularmente por la notoria mejoría en el índice de disimilitud (aunque en los casos chileno y mexicano $p=0,000$ y $p=0,011$ respectivamente, frente a un valor de $p=0,210$ para Argentina), se analizarán los parámetros de cruce para este modelo.

Cuadro 5b. Estimación parámetros y sus exponenciales del modelo de cruces con diagonal principal bloqueada.

Modelo de cruces con diagonal bloqueada:	Cruce 1 a 2	Cruce 2 a 3	Cruce 3 a 4	Exponencial Sumas 1-2	Exponencial Sumas 1-2-3
<i>Parámetros</i>				Sumas de Parámetros 1-2	Sumas de Parámetros 1-2-3
CHILE	-1,8473	-1,8956	-1,8651	-3,7429	-5,6080
MÉXICO	-1,8799	-1,6546	-1,5207	-3,6811	-5,2411
ARGENTINA	-1,9272	-1,7556	-1,6795	-3,6828	-5,3623
<i>Exponenciales</i>					
CHILE	0,1577	0,1502	0,1549	0,0237	0,0037
MÉXICO	0,1526	0,1912	0,2186	0,0292	0,0064
ARGENTINA	0,1456	0,1728	0,1865	0,0252	0,0047

Nota: para todos los parámetros $p < 0,001$.

Si se comparan las chances de permanecer en la categoría de origen frente a las posibilidades de cruzar a una superior, la posibilidad de pasar de origen sin estudios a educación primaria parece ser ligeramente más alta en Chile (0,16) que en México o Argentina (chances *–odds–*, alrededor de 0,15), pero no son diferencias atendibles. En los tres casos, las chances de pasar del nivel sin estudios a los estudios primarios, para aquellos cuyos padres carecen de estudios formales, es alta. El pasar de orígenes de hasta estudios primarios a destinos de secundaria muestra chances que parecen ser ligeramente más altas en México (0,19), seguida de Argentina (0,17) y más atrás Chile (0,15), siempre comparando con la posibilidad de permanecer en la categoría de origen (hasta primaria en este caso). Los que accedieron hasta estudios secundarios en México mostrarían más chances de acceder a estudios superiores (0,22) que en Argentina (menos de 0,19) o en Chile (algo más de 0,15). Esta forma de análisis muestra que las chances de los hijos de padres sin educación formal de llegar a estudios universitarios cruzando todas las barreras son bajas en los tres países, dando la impresión de ser apenas mejor en México (0,006) que en Argentina (0,005) o en Chile (0,004). Hay que tener en cuenta que Chile ofrece más dificultades para el acceso a la universidad que Argentina o México.

Constancia o fluidez de la movilidad educacional a través de cohortes

Distinguiremos ahora el análisis de movilidad educacional *según cohortes*, para indagar la constancia o dinámica de la movilidad educacional cuando se toma como origen la educación de los padres. Además del modelo base -de

independencia condicional-, se considerarán los modelos de asociación constante, el de diferencias uniformes y un modelo tipo regresión. Se consideran cinco cohortes, que *no son las mismas* para cada país. En tal sentido, se buscó una mínima aproximación. Para contar con mayor cantidad de casos, en Chile y Argentina se consideran los varones de 24 a 69 años (estos valores son mínimos y máximos para Chile), mientras que para México se consideran los varones de 25 a 64 años, único tramo de edad en la encuesta de este país. Como en México tiene un peso relevante la categoría de “sin estudios” y se cuenta con un tamaño muestral mayor, se considerarán cuatro niveles educacionales para este país (sin estudios, primaria, secundaria y superior), mientras que para Argentina y Chile se tomarán tres niveles educacionales (hasta primaria, secundaria y superior).

Cuadro 6. Modelos de ajuste, según cinco cohortes de varones, para Argentina (24-69 años), Chile (24-69 años) y México (25-64 años). Tres niveles educacionales de origen (máxima educación de padre o madre) y destinos (educación del encuestado) para Argentina y Chile, 4 niveles para México.

<i>Países y modelos</i>	L^2	p	G. liber.	Índi. Dis.	BIC	As. Exp.	Pr. Chi ²
CHILE n=2704							
Indepen. Condicional	690,472	0,0000	20	18,62	532,422		
Asociación Constante	16,933	0,3899	16	2,47	-109,507	97,17%	
Unidiff	14,866	0,2489	12	1,92	-79,964	97,55%	0,7234
Tipo regresión	3,685	0,9309	9	0,89	-67,438	99,47%	0,0108
<i>Cohortes</i>	1932-1943	1944-1950	1951-1957	1958-1965	1966-1977		
Betas Unidiff	1,0000	0,8285	0,8551	0,9293	0,9079		
MÉXICO n=6100							
Indepen. Condicional	1713,114	0,0000	45	16,79	1320,726		
Asociación Constante	68,459	0,0009	36	2,81	-245,452	96,00%	
Unidiff	65,999	0,0004	32	2,77	-213,032	96,15%	0,6518
Tipo regresión	32,910	0,1060	24	1,58	-176,364	98,08%	0,0001
<i>Cohortes</i>	1942-1951	1952-1959	1960-1967	1968-1974	1975-1981		
Betas Unidiff	1,0000	0,8931	0,8978	0,8938	0,9635		
ARGENTINA n=3076							
Indepen. Condicional	856,372	0,0000	20	18,55	695,743		
Asociación Constante	35,691	0,0032	16	2,47	-92,812	95,83%	
Unidiff	28,035	0,0055	12	2,23	-68,342	96,73%	0,1050
Tipo regresión	16,538	0,0565	9	1,89	-55,745	98,07%	0,0093
<i>Cohortes</i>	1934-1950	1951-1960	1961-1969	1970-1976	1977-1986		
Betas Unidiff	1,0000	0,7722	0,6916	0,7808	0,7924		

Como es usual, el modelo de independencia no ajusta los datos, es decir, el nivel de educación de destino no es independiente del nivel de origen. Sus valores son tomados como base del grado de mejora de ajuste que introducen los otros modelos. Recuérdese que el segundo modelo explora si la asociación existente se mantiene constante a través de las cohortes consideradas para cada país. En el único caso en que este modelo ajusta *de acuerdo al valor de p* es Chile ($p=0,3899$).

De todas formas, en los otros dos países la ganancia producida por este modelo, tanto en términos de asociación explicada como en la disminución del valor del índice de disimilitud, es altamente relevante.

El tercer modelo, log-multiplicativo de diferencias uniformes (*unidiff*), como se señaló, busca indagar en qué medida la asociación entre orígenes y destinos ha variado a través de las cohortes consideradas. De acuerdo al valor de p , Chile continúa produciendo un buen ajuste, mientras que Argentina y México no producen un buen ajuste según p ni hay ganancias atendibles en términos del índice de disimilitud. Y las pruebas de chi cuadrado entre el tercero y el segundo modelo no hacen preferir *unidiff*.

Recuérdese también que la fuerza de la asociación estaría indicada por los valores beta de los parámetros de cada cohorte. Si beta baja, disminuye la asociación entre origen y destino, mientras que si aumenta indica un crecimiento de la fuerza de la asociación (sugiriendo mayor desigualdad). En el caso de Chile, la pauta es variable: primero disminuye (respecto de la cohorte de mayor edad, para la que beta es igual a 1), luego aumenta ligeramente, para bajar nuevamente en la cohorte más joven. En el caso de México baja ligeramente manteniéndose estable cerca de 0,90, para aumentar luego a 0,96 en la cohorte de menor edad. Es decir, los valores giran alrededor del valor de 1 asignado a la cohorte de mayor edad. Finalmente, en Argentina baja en la segunda y tercera cohorte –siempre respecto de la de mayor edad-, aumentando luego ligeramente en las dos cohortes más jóvenes, siempre con valores inferiores a 1. Prácticamente en todos los casos la asociación entre orígenes y destinos comienza descendiendo, para recuperarse un poco en las cohortes más jóvenes (aunque el valor es siempre inferior 1, valor asignado a la cohorte mayor). O sea: tomando como origen la máxima educación de padre o madre, la asociación de los orígenes con los logros educacionales de los encuestados parece haberse mantenido estable o haberse ido debilitando tenuemente al pasar de las cohortes de mayor edad a las de menor edad, pero recuperándose luego. Daría la impresión de que los antecedentes educacionales familiares, que en algún momento debilitaron su influencia, estarían adquiriendo cierta relevancia en las cohortes más jóvenes. Según este modelo, en realidad se observaría al menos una especie de “desigualdad educacional persistente”, dada la escasa disminución de la asociación entre

orígenes y destinos, siendo Argentina la que tiende a mostrar una mayor disminución de dicha asociación. No hay que perder de vista que las cohortes de los tres países no comprenden los mismos años, ni tampoco que el modelo *unidiff* no se preferiría al de asociación constante.

Puede observarse que prácticamente en todos los casos el cuarto modelo (tipo regresión) produce una mejora con respecto a *unidiff*, atento a los valores de p , más notoriamente Chile, seguido a la distancia por México y luego por Argentina. Tal mejor ajuste se observa también según la prueba de chi cuadrado para las diferencias de L^2 y de sus respectivos grados de libertad.

Como notáramos en su momento, este modelo -de acuerdo a Vallet-, permite ver el valor de los parámetros de la pauta básica de asociación para la cohorte más joven (λ^{OD}), donde O indica educación de origen y D educación de destino. Si bien los resultados exhibidos en el cuadro anterior no son decisivos respecto al ajuste de este modelo, se considera de interés seguir los desarrollos de Vallet en cuanto a los distintos aspectos que este modelo permite explorar. Y ello se presenta en el Anexo 2.

III. CLASE SOCIAL Y EDUCACIÓN

Hasta aquí los destinos educacionales estuvieron relacionados a los orígenes educacionales. Toca ahora ver los orígenes sociales de la educación, en términos de clase social, análisis más usual en este tipo de indagaciones. Para ello, se considerará como origen social la clase social del padre en cinco categorías EGP, los destinos educacionales del encuestado en cinco niveles (sin estudios, primaria, secundaria, terciaria y universitaria). Por razones comparativas, se hará el análisis para varones, 25-69 años para Argentina y Chile, 25-64 años para México.¹⁰

¹⁰ Dada cierta dispersión de los datos y su escasez en diversas celdas al considerar estas agregaciones, se usa una sugerencia de Breen y Luijkx (2007) –quienes siguen a Firh (1993)–, cuando se enfrentan estas situaciones: “El sesgo en las estimaciones usando modelos log-lineales puede reducirse agregando una pequeña constante igual al número de parámetros en el modelo dividido por el doble del número de celdas en la tabla a ser analizada” (p. 108). Como para los datos y modelos que ellos ajustaron la constante variaba entre 0,25 y 0,30, adicionaron 0,25 a cada frecuencia de celda. Y aclaran que si bien esto es menos exacto que el procedimiento recomendado

Como lo hicimos cuando se tomaba la educación familiar como origen, se explorarán ahora los mismos cuatro modelos.

Cuadro 8. Nivel de educación encuestado (5 niveles) según clase social del padre (5 categorías EGP), para 4 cohortes. Varones 25-69 años (Chile y Argentina), México 25-64 años.

<i>Países y modelos</i>	L^2	p	Grados de libertad	Índice de Disimilitud	BIC	Asociac. Explicada	Prueba Chi ²
ARGENTINA n=3320							
Indep. Condicion.	837,243	0,0000	64	19,00	318,349		
Asoc. Constante	47,279	0,5023	48	4,06	-341,892	94,35%	
Unidiff	43,677	0,5129	45	3,77	-321,170	94,78%	0,308
Tipo regresión	23,268	0,8041	30	2,29	-219,937	97,22%	0,157
<i>Cohortes</i>	<i>1934-1952</i>	<i>1953-1964</i>	<i>1965-1974</i>	<i>1975-1986</i>			
<i>Betas Unidiff</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,2010</i>	<i>1,0422</i>	<i>1,1557</i>			
CHILE n=2872							
Indep. Condic.	586,208	0,0000	64	16,03	76,592		
Asoc. Constante	51,273	0,3466	48	4,55	-330,940	91,25%	
Unidiff	44,406	0,4970	45	4,26	-313,919	92,42%	0,076
Tipo regresión	23,168	0,8138	30	2,80	-215,714	96,05%	0,129
<i>Cohortes</i>	<i>1932-1946</i>	<i>1947-1955</i>	<i>1956-1964</i>	<i>1965-1977</i>			
<i>Betas Unidiff</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,1615</i>	<i>1,2304</i>	<i>1,4236</i>			
MÉXICO n=5978							
Indep. Condicion.	1116,933	0,0000	64	16,50	560,399		
Asoc. Constante	117,416	0,0000	48	4,57	-299,984	89,49%	
Unidiff	113,227	0,0000	45	4,45	-278,086	89,86%	0,242
Tipo regresión	53,105	0,0058	30	2,65	-207,770	95,25%	0,000
<i>Cohortes</i>	<i>1942-1952</i>	<i>1953-1964</i>	<i>1965-1974</i>	<i>1975-1981</i>			
<i>Betas Unidiff</i>	<i>1,0000</i>	<i>0,8264</i>	<i>0,8765</i>	<i>0,9171</i>			

Se hace notar que en el Anexo 3 (cuadros 8a, 8b y 8c), se presentan las distribuciones de porcentajes de niveles educacionales por clase social, como información descriptiva básica de la relación entre clase social de origen y nivel de educación de los encuestados.

Tanto en Argentina como en Chile, el modelo de asociación constante produce un buen ajuste a lo largo de las cohortes, ya sea por el valor de p como por la importancia de la disminución del índice de disimilitud. La asociación entre orígenes y destinos mostraría la misma fluidez o ausencia de ella a través de las

por Firth, “el uso de una corrección invariante tiene la ventaja de permitirnos comparar el ajuste de modelos con diferentes números de parámetros” (p. 108). Seguimos en general esta idea, pero tomamos el valor promedio para los cuatro modelos, usualmente cercano al valor correspondiente al modelo de asociación constante. En nuestro caso este valor fue de 0,23.

cohortes. En ambos países el modelo de diferencias uniformes igualmente produce un buen ajuste, pero las ganancias según el índice de disimilitud no son particularmente relevantes, a la par de que la prueba de L^2 del modelo 2 menos L^2 del modelo 3, para una diferencia de 3 grados de libertad, no indica un avance según el modelo 3 -aunque en Chile $p < 0,1$. (Tampoco el valor de BIC indica mejoría). Al considerar los parámetros para cada año del modelo de diferencias uniformes, los valores no sugieren una tendencia similar clara a lo largo de las cohortes en los tres países, y que si una existe sería para mostrar mayor asociación entre clase social del padre y destinos educacionales de los hijos, particularmente en el caso de Chile, tomando en cuenta la cohorte de menor edad. Chile es el único caso en que beta crece monotónicamente y por encima de 1. En México, después de bajar en la segunda cohorte, comienza a subir en la tercera y cuarta, sin alcanzar el valor de 1. El cuarto modelo, log-multiplicativo tipo regresión, sigue produciendo un buen ajuste y según algunos indicadores una mejora respecto de los dos modelos anteriores, para Argentina y Chile. Pero la prueba de diferencias de L^2 de los dos últimos modelos no sugiere preferir el último

En el caso de México, el modelo de asociación constante muestra un importante avance respecto del modelo de independencia condicional al considerar el índice de disimilitud y el valor de BIC, sin producir un buen ajuste según el valor de p . Tampoco el modelo de diferencias uniformes produce un buen ajuste, según los diferentes indicadores. Igual prestamos atención al valor de los parámetros de este modelo. La asociación entre clase social de origen y destinos educacionales parece ir bajando a lo largo de las dos cohortes que siguen a la de mayor edad (considerada igual a 1) y parece aumentar en la cohorte más joven. El modelo tipo regresión tampoco ajusta según el valor de p , prácticamente tampoco según BIC, pero el índice de disimilitud disminuye de forma atendible, al tiempo que la prueba de las diferencias entre el modelo 3 y el modelo 4 (tipo regresión) sugiere que habría que preferir el modelo 4. (Aunque hay que recordar que si se toma como guía el valor de p de cada modelo no se observa un buen ajuste).

Distintos resultados del último modelo, el tipo regresión, permiten ver aspectos de la pauta y fuerza de la asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales

(cuadros 9a1, 9a2 y 9a3 del Anexo 4), presentándose en el mismo una breve descripción.

Movilidad ocupacional o de clases según niveles de educación y cohortes

En esta última instancia, intentamos un ejercicio explorando la movilidad ocupacional (cuatro categorías EGP), según tres niveles educacionales (hasta primaria, secundaria y superior), a lo largo de cuatro cohortes. Para Argentina y Chile varones de 25 a 69 años, para México varones de 25 a 64 años.

Seguiremos a Breen y Luijkx (2007) en este ejercicio. El objetivo de los autores es examinar la variación en la fluidez a través de niveles educacionales y cohortes, integrando una batería de 28 tablas para Alemania y 15 para Gran Bretaña, distinguiendo 7 cohortes y 5 niveles educacionales, tomando en cuenta las clases según 7 categorías EGP, aunque para Gran Bretaña debieron trabajar con 6 categorías EGP.

Hemos construido un cuadro similar al de estos autores para Argentina, Chile y México.¹¹

Cuadro 12. Prueba de la variación en la fluidez social (movilidad de clase, 4x4) según cohortes (4) y niveles educacionales (3). Varones 25-69 años en Argentina y Chile, varones 25-64 años en México.

<i>Modelos (bondad de ajuste)</i>	ARGENTINA n=3268			CHILE (n=2823)			MÉXICO (n=5909)		
	L ²	Gdl	P	L ²	Gdl	p	L ²	Gdl	p
1) Variación por educación y cohortes (ODE ODC)	56,158	54	0,394	47,195	54	0,732	106,120	54	0,000
2) Variación por educación (ODE)	98,349	81	0,092	86,702	81	0,312	172,246	81	0,000
3) Variación por cohortes (ODC)	75,862	72	0,355	63,173	72	0,703	130,663	72	0,000
4) Sin variación (OD)	116,321	99	0,113	109,465	99	0,222	193,944	99	0,000
5) Variación log-multiplicativa por educación y cohortes (OD $\phi\phi_m$)	277,352	94	0,000	189,060	94	0,000	946,428	94	0,000
6) Variación log-multiplicativa por educación (OD ϕ_m)	361,178	97	0,000	253,544	97	0,000	1100,052	97	0,000
7) Variación log-multiplicativa por cohortes (OD ϕ_t)	278,853	96	0,000	193,687	96	0,000	1051,544	96	0,000
<i>Comparación de modelos</i>									
1) 2 vs. 1: Variación por cohortes dada variación por educación	42,191	27	0,032	39,507	27	0,057	66,125	27	0,000
2) 3 vs. 1: Variación por	19,704	18	0,350	13,976	18	0,457	24,542	18	0,138

¹¹ También en este caso, como lo indicamos para movilidad ocupacional, por limitación de los casos por celda se agrega una pequeña constante, que aquí es 0,26.

educación dada variación por cohortes									
3) 4 versus 1: Variación por cohortes y educación	60,163	45	0,065	62,271	45	0,045	87,824	45	0,000
4) 5 vs. 1: Variación log-multiplicativa vs. variación irrestricta por educación y cohortes	221,194	40	0,000	141,865	40	0,000	840,307	40	0,000
5) 6 vs 5: Var. Log-multiplicativa por cohortes dada var. log-mult por educ.	83,826	3	0,000	64,485	3	0,000	153,625	3	0,000
6) 7 v 5: Var. log-multiplicativa por educ. dada var. Log-mult por cohortes	1,501	2	0,472	0,168	2	0,919	105,116	2	0,000

Nota: Todos los modelos incluyen los términos OCE DCE.

El modelo 1 muestra la variación en fluidez social tanto por cohortes como por educación, el modelo 2 sólo por educación y el 3 sólo por cohortes, al tiempo que el modelo 4 supone inexistencia de variación. Como indican Breen y Luijkx, el modelo 5 “reemplaza la especificación de interacción completa con su contraparte log-multiplicativa en el que la asociación entre orígenes y destinos es escalada hacia arriba o hacia abajo [*scaled up or down*] de acuerdo a dos escalares, uno que varía a través de las cohortes y otro a través de la educación” (p. 113). En cuanto al modelo 6 hace que la asociación entre orígenes y destinos sea escalada sólo por los niveles de educación y el 7 sólo por las cohortes (p. 114).

Los cuatro primeros modelos muestran un buen ajuste en Argentina y Chile, ninguno de ellos en México¹² (aunque en Argentina $p < 0,1$ en la variación por educación). O sea, la variación en fluidez en los dos primeros países aparece asociada tanto a la variación por cohortes como a la variación por niveles de educación.

Algunas especificaciones surgen al considerar la contraparte log-multiplicativa de los tres primeros modelos, aunque no son concluyentes. Si atendemos a la comparación 1 (segunda mitad del Cuadro 12), al no tomar en cuenta en el modelo la variación por cohortes los efectos son estadísticamente significativos. Si se excluye la variación por niveles educacionales (comparación 2) los efectos no son significativos, mientras que si se considera la variación por cohortes y por

¹² Cuando en el caso de México consideramos cuatro niveles educacionales en vez de tres, para distinguir aquellos sin estudios formales dado el peso que tienen en este país, los resultados son los mismos que los presentados aquí, para sólo tres niveles educacionales.

educación (comparación 3) los efectos son prácticamente significativos (aunque para Argentina $p=0,065$). Por un lado, la variación en fluidez social parece ligarse a cohortes y educación, pero la omisión de cohortes surge como lo particularmente relevante. En la contraparte log-multiplicativa de los tres primeros modelos sólo la comparación 6 (comparación del modelo 7 con el 5) muestra valores no significativos para Argentina y Chile, lo que apoyaría preferir los modelos 5 y 6, y concluir que si bien la variación por cohortes y educación es relevante, parecería ser que al controlar la variación en fluidez social por cohortes daría cuenta de la tendencia de fluidez social según niveles educacionales en ambos países.

En el caso mexicano, los resultados son menos marcados: en la primera parte del cuadro ningún modelo produce un buen ajuste y en la segunda sólo la comparación 2 es estadísticamente significativa (omisión de la variación según educación). Cuando se considera la versión log-multiplicativa, en el caso de México las comparaciones 4, 5 y 6 son estadísticamente significativas, sólo las 4 y 5 para Argentina y Chile. Para el caso de México podría decirse lo que Breen y Luijkx señalan para Gran Bretaña: “existe variación a través de las cohortes y los niveles educacionales y no es capturada por las parsimoniosas especificaciones log-multiplicativas” (p. 115). Con la diferencia de que en el caso de Gran Bretaña el modelo log-multiplicativo (modelo 5) exhibe un ajuste más pobre que su equivalente de interacción completa (modelo 1). En México, ninguno de estos dos modelos ajusta los datos.

IV. UNAS POCAS OBSERVACIONES FINALES

El derrotero elegido, de privilegiar múltiples y variados ejercicios para tres países, a costa de mayores discusiones puntuales, acentúa el carácter exploratorio de esta indagación.

El análisis descriptivo de la movilidad ocupacional, más allá de diferencias puntuales entre los tres países, mostraron valores no distantes de los promedios europeos de los años 90. El modelo núcleo (“core”) muestra que de las tres hipótesis de heredad que toman en cuenta la presencia de los pequeño propietarios

y cuenta propia rurales (IN2 e IN3) exhiben parámetros no significativos en Argentina, una de ellas (IN3) en Chile y otra en México (IN2). Cuando se consideran otros modelos usuales en los trabajos sobre el tema, el modelo de asociación constante (o fluidez social constante) introduce una gran mejora en todos los casos, mientras que cuando se pasa a un modelo que produce un indicador único para ver desigualdad (unidiff), parecería que en la cohorte más joven la asociación entre orígenes y destinos ocupacionales es relevante (implicando desigualdad), más en particular en Chile y México.

En cuanto a la movilidad educacional, el análisis descriptivo de movilidad absoluta mostró que México exhibía valores más altos, en parte debido a que en su punto de partida el nivel educacional de los padres era bastante más bajo. Al considerar las posibilidades de cruces de un nivel educacional a otro, a partir de la estimación de un modelo de cruces, se observa que son bajas las chances de acceder a estudios superiores por parte de aquellos con estudios hasta primarios. También en la movilidad educacional el modelo de asociación constante produce una gran mejora, al tiempo que los parámetros del modelo de efectos uniformes (unidiff) muestra que la asociación entre orígenes y destinos baja en las primeras cohortes para subir en las más jóvenes (sin exceder el valor de 1). La tendencia es menos marcada en Argentina.

Cuando se analiza clase social y educación, el modelo de asociación constante nuevamente produce avances, mientras que el parámetro del modelo de efectos uniformes muestra un crecimiento de la asociación entre orígenes de clase y destinos educacionales en los tres países, menos marcado en México. En Chile es monótonicamente creciente y superior a uno, sugiriendo una desigualdad creciente en este caso, al menos más clara.

Una exploración final que analiza la movilidad ocupacional según cohortes y niveles educacionales, muestra que el efecto de la educación en la movilidad requiere controlar la variación temporal por cohortes.

Nuevas y más detalladas miradas sobre estos datos deberán ayudar a avanzar sobre estas observaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Breen, Richard (comp.). 2004 *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard y Ruud Luijkx. 2007. "Social mobility and education: a comparative analysis of period and cohort trends in Britain and Germany. Pp. 102-124 en Stefani Scherer, Reinhard Pollak, Gunnar Otte y Markus Gangl (comps.): *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt / New York: Campus Verlag.
- Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Muller y Reinhard Pollak. 2009. "Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries". *American Journal of Sociology* 114,5: 1475-1521.
- Erikson, Robert y John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Ganzeboom, Harry B.G. y Donald J. Treiman. 2003. "International Stratification and Mobility File: Conversion Tools" <http://home.fsw.vu.nl/hbg.ganzeboom/ismf>.
- Goodman, Leo A. y Michael Hout. 1998 y 2001. "Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing How the Association Between Two Qualitative Variables Differs Among Countries, Among Groups, or Over Time", « Part I: A Modified Regression-Type Approach », *Sociological Methodology*, 28, pp. 175-230, « Part II: Some Exploratory Techniques, Simple Models, and Simple Examples », *Sociological Methodology*, 31, pp. 189-221.
- Hout, Michael. 1983. *Mobility Tables*. Newbury Park, California: Sage.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2000. *Estratificación social y movilidad. Un estudio del Area Metropolitana de Buenos Aires*. Con referato del Instituto "Gino Germani". Tucumán: Editorial de la Universidad Nacional de Tucumán.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2008. "Exploraciones sobre movilidad de clases en Argentina: 2003-2004". Documento de Trabajo –con referato-, Instituto de Investigaciones Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, UBA. Disponible en la World Wide Web <http://www.iigg.fsoc.uba.ar/docs/dt/dt52.pdf>. ISBN 978-950-29-1122-9.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2010. "Logros educacionales y movilidad educacional intergeneracional en Argentina". *Desarrollo Económico* 49, 196: 573-604.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2011. "Diferencias de acceso a la educación en Argentina, 2003-2007". *Revista Lavboratorio* N° 24. Revista sobre el cambio estructural y desigual social. ISSN: 1515-6370.
- Powers, Daniel A. y Yu Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Shavit, Yossi y Hans-Peter Blossfeld (comps.). 1993. *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Shavit, Yossi, Richard Arum y Adam Gamoran (comps.). 2007. *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Torche, Florencia. 2005. "Unequal But Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective". *American Sociological Review*, 70: 422-450.
- Torche, Florencia. 2007. "Movilidad Educacional Intergeneracional en Chile". *Mimeo*, New York University.
- Torche, Florencia. 2009. "Movilidad Intergeneracional en México: Resultados Preliminares de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México". *Mimeo*.
- Vallet, Louis-André. 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)". ISA Research Committee 28 (Social Stratification and Mobility).

Vallet, Louis-André. 2004b. "Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the Casmin Approach". En R. Breen (comp.), Cap. 5, p. 115-147.

Vallet, Louis-André (2006). "How Can We Analyse Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterised by Very Strong Inertia? Recent Advances in Log-Multiplicative Modelling". *SMABS-EAM Conference*, Budapest (Hungria).
 ion) Spring Conference, Neuchâtel, Switzerland, May 7th-9th.

Vermunt, Jeroen K. 1997. *LEM 1.0: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg: Tilburg University. (<http://spitswww.uvt.nl/~vermunt/>).

Wong, Raymond Sin-Kwok. 2010. *Association Models*. Thousand Oaks, California: Sage.

CUADROS Y COMENTARIOS ANEXOS

ANEXO 1

Cuadro 3a1. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ OD) en la última cohorte. ARGENTINA.

Clase EGP Padre	Clase EGP Encuestado						
	Clase de Servicios	No Manual	Peq. Burg.	C. Propia rural	Manual Calificado	Manual No Calificado	Obrero rural
C. de Servicios	2,012	1,049	0,754	-2,074	0,523	-0,025	-2,239
No Manuales	1,207	1,105	-0,024	-1,348	0,310	0,325	-1,575
Peq. Burguesía	0,084	-0,060	0,297	0,241	-0,265	-0,433	0,135
C. Propia rural	-0,988	-0,398	-0,136	1,951	-0,601	-0,451	0,623
Manual Calificado	-0,393	-0,253	-0,116	-0,328	0,427	0,172	0,491
Manual No Calif.	-0,430	-0,216	-0,252	0,246	0,190	0,521	-0,058
Obrero rural	-1,491	-1,227	-0,523	1,312	-0,584	-0,109	2,623

Cuadro 3a2. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ OD) en la última cohorte. CHILE.

Clase EGP Padre	Clase EGP Encuestado						
	Clase de Servicios	No Manual Rutinario	Peq. Burg.	C. Propia rural	Manual Calificado	Manual No Calificado	Obrero rural
C. de Servicios	1,553	0,670	0,011	-0,075	-0,480	-0,352	-1,327
No Manuales Rut.	0,746	0,640	0,053	-0,868	-0,097	0,047	-0,522
Peq. Burguesía	-0,062	0,017	0,286	0,860	-0,202	-0,140	-0,759
C. Propia rural	-0,432	-0,678	-0,204	1,733	-0,447	-0,204	0,232
Manual Calificado	-0,161	0,310	0,158	-1,992	0,849	0,368	0,469
Manual No Calif.	-0,276	-0,241	0,126	-0,219	0,168	0,217	0,226
Obrero rural	-1,369	-0,719	-0,430	0,561	0,209	0,066	1,682

Cuadro 3a3. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ OD) en la última cohorte. MÉXICO.

Clase EGP Padre	Clase EGP Encuestado						
	Clase de	No Manual	Peq.	C. Propia	Manual	Manual No	Obrero

	Servicios	Rutinario	Burg.	rural	Calificado	Calificado	rural
C. de Servicios	1,272	1,022	0,295	-4,564	-0,065	-0,064	2,105
No Manuales Rut.	2,118	1,224	0,267	0,169	1,013	0,428	-5,219
Peq. Burguesía	-0,312	-1,156	0,321	1,545	-0,134	-0,411	0,147
C. Propia rural	-1,068	-1,202	-0,488	4,731	-1,450	-0,848	0,326
Manual Calificado	0,280	0,840	0,870	-5,065	0,835	0,989	1,252
Manual No Calif.	-0,151	-0,328	0,041	1,675	0,147	0,256	-1,639
Obrero rural	-2,139	-0,400	-1,305	1,510	-0,345	-0,350	3,029

Cuadro 3b1. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (φ_{OD}). ARGENTINA.

Clase EGP padre	Clase EGP Encuestados						
	Clase de Servicios	No Manual	P. Burg.	C. Propia rural	Manual Calificado	Manual No Calificado	Obrero rural
C. de Servicios	-0,090	-0,045	-0,062	0,230	-0,097	-0,070	0,135
No Manual Rut.	-0,010	0,034	0,046	-0,049	0,042	-0,039	-0,024
Peq. Burguesía	0,012	-0,012	0,017	-0,018	-0,003	0,031	-0,027
C. Propia rural	0,039	-0,040	-0,034	-0,023	0,016	0,046	-0,004
Manual Calificado	0,020	0,011	0,012	0,034	0,017	-0,005	-0,088
Manual No Calif.	0,007	-0,002	0,015	-0,057	-0,013	0,014	0,035
Obrero rural	0,022	0,054	0,007	-0,117	0,039	0,023	-0,028

Cuadro 3b2. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (φ_{OD}). CHILE.

Clase EGP Padre	Clase EGP Encuestado						
	Clase de Servicios	No Manual Rutinario	Peq. Burg.	C. Propia rural	Manual Calificado	Manual No Calificado	Obrero rural
C. de Servicios	-0,971	-0,115	0,085	0,533	-0,070	-0,285	0,821
No Manuales Rut.	1,200	0,631	0,374	-0,047	-0,201	0,642	-2,598
Peq. Burguesía	0,464	0,257	-0,188	-1,279	0,048	-0,078	0,776
C. Propia rural	-0,334	0,241	-0,058	-0,733	0,705	-0,161	0,341
Manual Calificado	-0,012	-0,816	-0,151	1,318	-0,128	-0,244	0,031
Manual No Calif.	-0,577	-0,029	-0,346	-0,010	0,252	0,056	0,654
Obrero rural	0,229	-0,169	0,284	0,219	-0,606	0,070	-0,026

Cuadro 3b3. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (φ_{OD}). MÉXICO.

Clase EGP Padre	Clase EGP Encuestado						
	Clase de Servicios	No Manual Rutinario	Peq. Burg.	C. Propia rural	Manual Calificado	Manual No Calificado	Obrero rural
C. de Servicios	-0,023	-0,998	-0,305	4,612	-0,276	-0,590	-2,419
No Manuales Rut.	-1,390	-0,523	-0,328	-1,286	-0,647	-0,724	4,898
Peq. Burguesía	0,389	1,480	0,177	-2,260	0,215	0,726	-0,729
C. Propia rural	0,027	0,554	0,184	-3,021	1,026	0,729	0,502
Manual Calificado	-0,105	-0,722	-0,699	4,777	-0,177	-0,586	-2,489
Manual No Calif.	0,042	0,646	0,065	-2,034	-0,326	0,199	1,408
Obrero rural	1,059	-0,436	0,905	-0,788	0,185	0,245	-1,170

Cuadro 3c. Promedios de los valores absolutos de los parámetros (φ_{OD}) de los orígenes (ocupación padre) y de los destinos (ocupación encuestado). Argentina, Chile y México.

Clases EGP (7 categ.)	ARGENTINA	CHILE	MÉXICO
-----------------------	-----------	-------	--------

	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Clase de Servicios	0,104	0,029	0,411	0,541	0,788	0,349
No Manual Rutinario	0,035	0,028	0,813	0,322	0,649	0,575
Pequeña Burguesía	0,017	0,027	0,442	0,212	0,553	0,258
Cuenta Propia Rural	0,029	0,075	0,368	0,592	0,694	1,714
Manuales Calificados	0,027	0,032	0,386	0,287	0,993	0,226
Manuales No Calificados	0,020	0,033	0,275	0,219	0,613	0,294
Obreros Rurales	0,041	0,049	0,229	0,750	0,439	1,314

Cuadro 3d. Parámetros de la fuerza de la desviación (γ_c) a lo largo de las cohortes. Argentina, Chile y México.

ARGENTINA	<i>Cohortes</i>	<i>1934-1952</i>	<i>1953-1964</i>	<i>1965-1974</i>	<i>1975-1986</i>
	Parámetros	1,0000	11,125	12,586	0,000
CHILE	<i>Cohortes</i>	<i>1932-1946</i>	<i>1947-1955</i>	<i>1956-1964</i>	<i>1965-1977</i>
	Parámetros	1,0000	0,155	-0,172	0,000
MÉXICO	<i>Cohortes</i>	<i>1942-1952</i>	<i>1953-1964</i>	<i>1965-1974</i>	<i>1975-1981</i>
	Parámetros	1,0000	0,994	0,828	0,000

Mirando las categorías extremas, en la cohorte de menor edad la clase de servicios de los encuestados se asocia positivamente con las categorías de origen más altas y negativamente con las más bajas. En el otro extremo, los encuestados que son trabajadores rurales tienden a asociarse negativamente con las más altas y positivamente con las más bajas, con excepciones como la de México, donde los destinos de trabajador rural se vinculan positivamente a padres en la clase de servicios. De alguna manera, ello puede deberse a que en México son los encuestados cuenta propia rurales los que exhiben una notoria vinculación negativa con orígenes en la categoría más alta (la clase de servicios).

Al comparar la época de la cohorte de mayor edad con la de la cohorte más joven (cuadros del Anexo 3b1, 3b2, 3b3), en el caso de los encuestados en la clase de manuales no calificados estaban positivamente asociados con las clases más bajas y negativamente asociados con las más altas en los tres países. En general, las pautas no son definidas. Mirando el perfil por filas de los parámetros ϕ_{OD} , en cuanto a sus destinos ocupacionales los hijos de la pequeño-burguesía en México, los de los no manuales rutinarios en Chile y los de los manuales calificados en Argentina muestran trayectorias relativas más favorables en las etapas tempranas que en la cohorte más actual. Las pautas son menos definidas en el perfil por fila de los tres países.

Tomando los promedios de las clases de orígenes (cuadro 3c del Anexo), la mayor contribución al “cambio histórico” en Argentina correspondería a las variaciones en la clase de servicios, en Chile a los no manuales rutinarios y en México a los trabajadores manuales calificados. Para los destinos, la contribución importante corresponde a las variaciones de los cuenta propia rurales y luego a los trabajadores rurales, en los tres países. Serían las variaciones del sector rural las de mayor contribución al “cambio histórico” en estos países. En Argentina, en cambio, el mayor efecto correspondería a las variaciones en los niveles altos de clase

ANEXO 2

Cuadro 6a1. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. ARGENTINA.

Educación padre-Madre	Educación encuestados		
	H/ Primaria	Secundaria	Superior
Hasta Primaria	1,354	-0,083	-1,271
Secundaria	-0,112	0,110	0,002
Superior	-1,242	-0,027	1,269

Cuadro 6a2. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. CHILE.

Educación padre-Madre	Educación encuestados		
	H/ Primaria	Secundaria	Superior
Hasta Primaria	1,178	0,019	-1,197
Secundaria	-0,240	0,214	0,026
Superior	-0,938	-0,233	1,171

Cuadro 6a3. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. MÉXICO.

Educación padre-Madre	Educación encuestados			
	Sin Estudios	Primaria	Secundaria	Superior
Sin estudios	1,510	1,167	-0,846	-1,832
Primaria	0,108	0,662	-0,197	-0,573
Secundaria	-0,852	-0,206	0,496	0,562
Superior	-0,766	-1,623	0,547	1,843

Cuadro 6b1. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}). ARGENTINA.

Educación padre-Madre	Educación encuestados		
	H/ Primaria	Secundaria	Superior
Hasta Primaria	0,528	-0,252	-0,276
Secundaria	0,188	-0,274	0,086
Superior	-0,716	0,526	0,190

Cuadro 6b2. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}). CHILE.

Educación padre-Madre	Educación encuestados		
	H/ Primaria	Secundaria	Superior
Hasta Primaria	0,237	-0,388	0,151
Secundaria	-0,269	0,088	0,181
Superior	0,032	0,300	-0,332

Cuadro 6b3. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad

y la de menor edad (φ_{OD}). MÉXICO.

Educación padre-Madre	Educación encuestados			
	Sin Estudios	Primaria	Secundaria	Superior
Sin estudios	0.401	-0,581	0.228	-0.048
Primaria	-0,159	-0,186	0,271	0,074
Secundaria	0,115	-0,178	-0,016	0,079
Superior	-0,356	0,945	-0,483	-0,105

6c. Promedios de los valores absolutos de los parámetros (φ_{OD}) de los orígenes (educación máxima de padre o madre) y de los destinos (educación de los encuestados). Argentina, Chile y México.

Nivel de educación	ARGENTINA		CHILE		MÉXICO	
	Origen	Destino	Origen	Destino	Origen	Destino
Sin estudios	-----	-----	-----	-----	0,315	0,258
H/Primaria- Primaria	0,352	0,477	0,258	0,179	0,173	0,473
Secundaria	0,183	0,351	0,179	0,258	0,097	0,250
Superior	0,477	0,184	0,221	0,221	0,473	0,077

Cuadro 6d. Parámetros de la fuerza de la desviación (γ_c) a lo largo de las cohortes. Argentina, Chile y México.

ARGENTINA	Cohortes	1934-1949	1951-1960	1961-1969	1970-1976	1977-1986
	Parámetros	1,0000	0,8288	0,6982	0,3228	0,0000
CHILE	Cohortes	1932-1943	1944-1950	1951-1957	1958-1965	1966-1977
	Parámetros	1,0000	-0,0486	0,0880	-0,0729	0,0000
MÉXICO	Cohortes	1942-1951	1952-1959	1960-1967	1968-1974	1975-1981
	Parámetros	1,0000	0,0529	1,4298	0,3344	0,0000

Puede verse (cuadros 6a1, 6a2, 6a3), en general, que los encuestados de menores estudios y los de estudios superiores se asocian positivamente a los mismos orígenes –negativamente a los orígenes en las antípodas– respectivamente. En general, y con diferencias de detalles, en los tres países se ve que a los que tienen orígenes primarios les cuesta exceder el nivel de origen, los de orígenes de estudios secundarios no caerían a primario pero les costaría exceder ese nivel para llegar a los estudios superiores, con cierta excepción de México. Y los que tienen destinos en estudios superiores claramente se originarían en el mismo nivel.

Igual que lo realizado en la exploración de la movilidad ocupacional, se completa este análisis considerando los parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (φ_{OD}). En esta parte se trata tanto de orígenes como de destinos educacionales (cuadros 6b1, 6b2 y 6b3). Puede observarse que comparando con la cohorte más joven, los encuestados con hasta estudios primarios estaban positivamente asociados con los orígenes similares y negativamente vinculados a los estudios superiores. El perfil por filas de los parámetros φ_{OD} muestra que los hijos de padres y/o madres que no superaron los estudios primarios respecto de sus destinos educacionales mejoraron su posición relativa en un período de alrededor de unos cincuenta años, siendo esto más claro en Argentina.

Ya señalamos que Vallet nota que si se toman los promedios de los valores absolutos para filas y columnas de los valores de los parámetros precedentes (ϕ_{OD}), los mismos identifican las categorías de orígenes “cuya posición relativa se transformó más” y las de destino “con las contribuciones más importantes al cambio histórico en la pauta de la asociación (p. 23). Tanto en México como en Argentina el avance histórico radicó en los cambios de estudios superiores y de estudios hasta primarios en orígenes y destinos, mientras que en Chile los efectos fueron más equilibrados por nivel educacional (cuadro 6c).

Finalmente, se completa la propuesta de Vallet analizando los valores de los parámetros que dan cuenta de la fuerza de la desviación a lo largo de las cohortes de nacimiento (γ_c). Sólo para el caso de Argentina (cuadro 6d) los parámetros que denotan la fuerza del ajuste de la asociación decrecen monotónicamente. La variación más notoria corresponde a 1970-1976. En Chile, hay un cambio relevante ya a partir de la segunda cohorte en antigüedad, y se mantiene de esa forma. En México, baja noriamente en la segunda cohorte para exhibir un cambio fundamental en 1960-1967.

ANEXO 3

Cuadro 8a. Distribución porcentual de 5 niveles educacionales de los encuestados según 7 categorías de clase EGP del padre. Varones, 25 a 69 años. ARGENTINA.

EGP Padres	Educación encuestado (5 niveles)					Total
	Sin estud.	Primarios	Secundarios	Terciarios	Universitarios	
Clase de Servicios (I-II)	----	5,2%	31,5%	12,4%	50,9%	100,0%
No Manual Rurinario (IIIab)	0,4%	10,6%	47,8%	11,5%	29,6%	100,0%
Pequeña burguesía (Ivab)	0,3%	25,7%	44,4%	6,5%	23,1%	100,0%
Cuenta Propia Rural (Ivc)	3,0%	54,4%	27,8%	2,3%	12,5%	100,0%
Manual Calificado (V-VI)	0,6%	27,5%	52,9%	7,9%	11,1%	100,0%
Manual No Calificado (VIIa)	1,1%	39,6%	44,5%	6,3%	8,6%	100,0%
Trabajador Rural (VIIB)	3,8%	70,6%	20,8%	2,3%	2,5%	100,0%
<i>Total</i>	<i>1,1%</i>	<i>33,3%</i>	<i>40,3%</i>	<i>6,9%</i>	<i>18,4%</i>	<i>100,0%</i>

Cuadro 8b. Distribución de 5 niveles educacionales de los encuestados según 7 categorías de clase EGP del padre. Varones, 25 a 69 años. CHILE.

EGP Padres	Educación encuestado (5 niveles)					Total
	Sin estud.	Primarios	Secundarios	Terciarios	Universitarios	
Clase de servicios (I-II)	0,3%	7,3%	37,1%	11,2%	44,1%	100,0%
No Manual rutinario (IIIab)	----	19,5%	43,9%	12,2%	24,4%	100,0%
Pequeño Burguesía (IVab)	0,4%	33,6%	44,7%	6,7%	14,7%	100,0%
Cuenta Propia Rural (IVc)	2,7%	52,9%	34,3%	2,0%	8,1%	100,0%
Manual Calificado (V-VI)	1,2%	31,4%	53,6%	7,1%	6,7%	100,0%
Manual No Calificado (VIIa)	0,3%	37,4%	48,8%	6,0%	7,5%	100,0%
Trabajador Rural (VIIB)	5,2%	63,5%	26,9%	2,2%	2,2%	100,0%
<i>Total</i>	<i>1,5%</i>	<i>37,4%</i>	<i>42,3%</i>	<i>6,1%</i>	<i>12,7%</i>	<i>100,0%</i>

Cuadro 8c. Distribución de 5 niveles educacionales de los encuestados según 7 categorías de clase EGP del padre. Varones, 25 a 64 años. MÉXICO.

EGP Padres	Educación encuestado (5 niveles)					Total
	Sin estud.	Primarios	Secundarios	Terciarios	Universitarios	
Clase de Servicios (I-II)	0,7%	14,7%	15,0%	24,5%	45,1%	100,0%
No Manual Rurinario (IIIab)	0,0%	13,5%	21,7%	30,0%	34,8%	100,0%
Pequeña burguesía (Ivab)	2,9%	29,2%	31,9%	22,5%	13,5%	100,0%
Cuenta Propia Rural (Ivc)	10,3%	55,5%	19,8%	7,4%	7,0%	100,0%
Manual Calificado (V-VI)	1,3%	31,8%	32,5%	18,6%	15,8%	100,0%
Manual No Calificado (VIIa)	4,0%	30,7%	33,0%	19,5%	12,8%	100,0%
Trabajador Rural (VIIB)	14,6%	52,1%	21,8%	6,9%	4,6%	100,0%
Total	6,9%	40,9%	25,2%	14,6%	12,5%	100,0%

ANEXO 4

Cuadro 9a1. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. Educación encuestados (5 niveles) según clase social padre (5 categorías EGP), por 4 cohortes. ARGENTINA.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	-0.285	-1.516	-0.196	0.794	1.202
Pequeña Burguesía	-0.728	0.201	0.124	0.039	0.364
Manual Calificado	-0.170	-0.200	0.396	0.270	-0.296
Manual No Calificado	0.204	0.511	0.083	-0.106	-0.691
C. Ppia y No Cal. Rural	0.978	1.004	-0.407	-0.996	-0.579

Cuadro 9a2. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. Educación encuestados (5 niveles) según clase social padre (5 categorías EGP), por 4 cohortes. CHILE.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	-0,894	-1,418	-0,165	0,799	1,677
Pequeña Burguesía	0,225	0,069	-0,168	-0,172	0,045
Manual Calificado	0,242	0,066	0,074	0,174	-0,558
Manual No Calificado	-0,485	0,258	0,288	0,126	-0,188
C. Ppia y No Cal. Rural	0,911	1,024	-0,030	-0,928	-0,977

Cuadro 9a3. Parámetros de la pauta básica de asociación (λ^{OD}) en la última cohorte. Educación encuestados (5 niveles) según clase social padre (5 categorías EGP), por 4 cohortes. MÉXICO.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	-0.803	-0.515	-0.431	0.528	1.220
Pequeña Burguesía	-0.258	-0.242	0.314	0.208	-0.021
Manual Calificado	-0.239	0.262	0.217	0.085	-0.325
Manual No Calificado	0.250	-0.060	0.150	0.011	-0.350
C. Ppia y No Cal. Rural	1.050	0.555	-0.250	-0.832	-0.524

Cuadro 9b1. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}). ARGENTINA.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	-1,309	0,596	0,648	-0,005	0,069
Pequeña Burguesía	0,173	-0,404	0,011	-0,007	0,228
Manual Calificado	0,057	0,421	-0,315	-0,186	0,024
Manual No Calificado	0,344	-0,289	-0,128	-0,108	0,181
C. Propia y Obrero Rural	0,736	-0,324	-0,216	0,306	-0,502

Cuadro 9b2. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}). CHILE.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	0,288	0,616	0,209	-0,303	-0,810
Pequeña Burguesía	-1,336	-0,058	0,312	0,631	0,451
Manual Calificado	0,192	-0,187	0,151	-0,178	0,022
Manual No Calificado	0,160	0,295	-0,089	-0,330	-0,036
C. Propia y Obrero Rural	0,697	-0,666	-0,583	0,180	0,372

Cuadro 9b3. Parámetros de la pauta de desviación entre la cohorte de mayor edad y la de menor edad (ϕ_{OD}). MÉXICO.

Clase EGP padre	Educación encuestados				
	Sin estudios	Primaria	Secundaria	Terciaria	Universitaria
No Manual	-0,359	-0,048	0,327	0,109	-0,029
Pequeña Burguesía	0,541	0,243	-0,417	-0,115	-0,251
Manual Calificado	-0,851	-0,196	0,168	0,131	0,748
Manual No Calificado	0,142	-0,038	-0,134	0,095	-0,065
C. Propia y Obrero Rural	0,528	0,038	0,056	-0,220	-0,403

En la cohorte más joven de los tres países, los dos niveles más altos de educación (terciarios y universitarios) muestran una fuerte asociación positiva con la clase más alta de origen social en la categorización usada (No manuales), aunque esta asociación en Chile es más relevante para los estudios terciarios. Los orígenes sociales de pequeña burguesía se asocian con los estudios universitarios más en particular en Argentina, seguida de Chile, mientras ello no ocurre para México. Desde otro ángulo, en Argentina y México se observa una vinculación negativa relevante de los estudios universitarios de la cohorte más joven con los orígenes manuales y bajo rurales. Ello ocurre en Chile sólo para los bajo rurales mientras en México es particularmente negativa con los bajo rurales. Mirando estos cuadros para aquellos encuestados que no tuvieron estudios formales, en los tres países la cohorte más joven muestra una fuerte asociación positiva con las dos últimas categorías de clase de origen, en particular los bajos rurales. En general, estos resultados serían consistentes en alguna medida con la hipótesis de desigualdad educacional persistente.

Por lo que se refiere a la pauta de desviación en la cohorte de más edad, comparada con la cohorte más joven, en el pasado la categoría sin estudios estuvo positivamente asociada a las clases más bajas, lo que es menos claro en México (cuadros 9b1, 9b2 y 9b3). En los tres países, mirando el perfil de los parámetros φ_{OD} por fila son los cuenta propia rurales y obreros rurales los que de forma algo más definida tendieron a mejorar su posición educacional relativa en alrededor de cincuenta años. Lo que introduciría interrogantes sobre la hipótesis de la persistencia de la desigualdad educacional.