



## **Grupo Temático N° 4: Trabajo, trabajadores y estructura social**

**Coordinadores: Ricardo Donaire, Germán Rosati y Rodolfo Elbert**

---

### **Variaciones temporales y educacionales de movilidad intergeneracional de clases en Argentina.**

**Autor/es: Jorge Raúl Jorrat**

**E – mails: [rjorrat@gmail.com](mailto:rjorrat@gmail.com)**

**Pertenencia institucional: Investigador del CONICET en Instituto de Investigaciones Gino Germani, UBA**

#### **I. Introducción**

Los estudios de movilidad social han constituido históricamente uno de los campos relevantes de la investigación sociológica. La idea de comparar sistemas de estratificación social con distinto grado de “apertura social”, si alguna, estuvo en el centro del debate. Se parte del supuesto de que la apertura social se liga a una alta movilidad porque las ventajas y privilegios se debilitan con el paso de generaciones, mientras que una sociedad “cerrada” se identifica con un bajo nivel de movilidad porque las posiciones sociales se mantienen a través de las generaciones (Hout 1996, p. 293).

Los distintos grados de apertura se refieren tanto a la comparación de sociedades como, más en particular, a variaciones dentro de una misma sociedad. En este último sentido nos ayuda una expresión de Hout (2006): “Por definición, cuanto más se aleja una sociedad de una reproducción exacta del orden social de una generación respecto de la próxima, más abierta es su estructura social” (p. 120).

Tal debate sobre la mayor o menor apertura de la sociedad involucró amplias líneas de discusión conceptuales y metodológicas, en general de gran trascendencia para los posibles resultados a obtener. De allí la necesidad de acotar el alcance de nuestras preocupaciones en esta presentación.



En un Taller internacional realizado en 2013 (*National Research Council* 2013) sobre alternativas de investigación de movilidad social, que contó con la participación de Michael Hout, el comité de expertos comenta que este autor destaca que en el imaginario popular la movilidad social fue entendida casi exclusivamente como ascendente, como movilidad “hacia arriba”. Además de la confusión producida por esta idea, se agrega que esa propia perspectiva presentaba “el objeto equivocado de estudio”. El comité de expertos aclara (p. 6) que “Por el contrario, Hout definió la movilidad social como ‘el grado en que el éxito en la vida es contingente en las circunstancias de nacimiento y crianza, o la persistencia de ventajas a través de las generaciones.’” Y añade el comentario que, siguiendo esta línea, “la continuidad y transmisión de la estratificación socioeconómica a través de las generaciones es el correcto objeto de estudio”. Finalmente, se puntualiza que Hout notó que esta perspectiva abandona la pregunta de ‘¿quién se mueve hacia arriba y quién se mueve hacia abajo?’ y que “En vez de rastrear el estatus cambiante de los individuos, el esfuerzo se pone en rastrear la transmisión de estatus y la transferencia de recursos de una generación a la próxima” (p. 6).

Pero en su acepción más general que nos interesa aquí, según otro escrito de Hout (2006, p. 20) “la movilidad social es el cambio en posiciones sociales de la gente a lo largo del tiempo”. Sin descuidar una perspectiva más amplia puntualizada por Breen (2004, p. 3) –algo señalado oportunamente por Hout–, según la cual la movilidad social es el cambio de las “circunstancias” en que las personas se originaron y aquellas en que terminaron. En general, explora cómo se pasan las ventajas y desventajas de una generación a la otra. La movilidad puede referirse tanto a la historia de una carrera individual como a los cambios a través de las generaciones. *En nuestro caso, nos referiremos exclusivamente al cambio de posiciones sociales de una “generación” a otra, que es por lejos el enfoque predominante, a punto tal que la movilidad social ha sido identificada con este enfoque.* Es decir, sólo hablaremos de *movilidad social intergeneracional*, que es aquella que compara la situación actual de una persona con la que tenía su padre cuando dicha persona transcurría su adolescencia (a los 14-15 años de edad).<sup>1</sup> Los cambios de

---

<sup>1</sup> En realidad, si bien se habla de movilidad “intergeneracional”, como ha sido señalado en la bibliografía pertinente (Duncan 1966), los padres no constituyen una “generación”: sólo son aquellos padres de los hijos que cayeron en la muestra usada para recopilar los datos sobre movilidad. Por otro lado, históricamente los “orígenes” fueron referidos



“circunstancias” constituirán más bien un aspecto asociado a los cambios de posiciones, no siempre fáciles de identificar.

En segundo lugar, nos centraremos exclusivamente en lo que se denomina *movilidad ocupacional o de clases*, lo que constituyó el nudo histórico de las indagaciones sobre movilidad social. Es así que dejaremos de lado otras aproximaciones que pueden estar comprendidas en el término más amplio de “posiciones sociales” y cuya importancia no se descarta, como pueden ser aquellas que se refieren al estatus socioeconómico (o de prestigio) de las ocupaciones, o las que se refieren a los niveles de ingresos, las que se basan en construcciones más habituales de investigación de mercado –nivel socioeconómico-, etc.<sup>2</sup> Es decir, *la unidad de análisis será la ocupación agregada en categorías de clase*.<sup>3</sup>

Finalmente, en esta presentación el enfoque se referirá exclusivamente a lo que ha sido denominado *movilidad relativa*, que busca dar cuenta de las chances que tiene una persona que se origina en una categoría de clase de pasar a una u otra categoría de destino, frente a las chances de permanecer en la misma categoría en que se originó, tomando como dadas las distribuciones totales de orígenes y destinos.

---

de forma mayoritaria a la situación del padre, no de la madre. En cuanto a la movilidad *intrageneracional*, la misma considera la carrera de los individuos comparando usualmente el primer trabajo con el trabajo actual de la persona encuestada.

<sup>2</sup> En el mencionado Taller de 2013 donde se aunaban propuestas para una gran encuesta sobre movilidad social, se hace notar (p. 7) que Hout propuso una serie de factores (sin pretensión de exhaustividad -y no siendo fácil contar con ellos en encuestas regulares-) para describir los orígenes sociales, a saber:

- . recursos económicos, incluyendo ingreso y riqueza familiar;
- . estatus de empleo y calidad de empleo de los miembros de la familia;
- . legado genético;
- . legado cultural, particularmente la educación de los padres;
- . localización familiar: vecindad, carácter urbano, estado [provincia], nación;
- . estructura familiar, incluyendo parentesco (con padres, hijos, abuelos, familia extendida o redes no familiares) y estabilidad (bajo circunstancias de separación, divorcio, cohabitación, un padre único);
- . descendencia familiar: raza, etnia, linaje [*ancestry*], circunstancias de nacimiento [*nativity*], ciudadanía y
- . [*timing*] grupo etario de nacimiento (cohorte)”.

<sup>3</sup> Sobre la unidad a considerar puede haber más de una aproximación. Si bien muchos aspiran a tomar en cuenta “la familia” como un determinante fundamental de las posiciones de clase, no queda claro el procedimiento. En algunos casos se propone tomar como “origen” la posición “dominante” entre padre y madre o entre encuestado y su eventual pareja, donde “dominante” podría referirse a las posiciones más altas de clase. Seguimos aquí la tendencia habitual de tomar la ocupación del padre –cuando la persona encuestada estaba creciendo- como origen y la de la persona sorteada en el hogar al momento de la encuesta como destino.

Recordemos, cerrando este punto, que el elemento básico para el estudio de la movilidad está constituido por el cuadro o tabla de movilidad, que se construye usualmente en base a una encuesta a una muestra de individuos en un país y momento determinado. Estos individuos son asignados a categorías de clase, a partir de información sobre su ocupación y la ocupación principal de su padre. En realidad, la ocupación de los padres da cuenta de los orígenes ocupacionales o de clase de las personas con ocupación actual o pasada que son encuestadas (Hout 1989, p. 56). Tal como describiera Cachón Rodríguez (1989) la “matriz básica” del cuadro o tabla de movilidad, los aspectos centrales de la misma son: “1. La población es ‘cerrada’: no hay en destino individuos que no estuvieran en origen y todos los que estaban presentes aquí se encuentran también en destino. 2. El número de categorías en origen y destino es el mismo. 3. Las categorías son las mismas en origen y destino”. 4. Están ordenadas de la misma manera” (p. 243). Como los totales de las distribuciones de orígenes (clases de los padres) y de las distribuciones de destinos (clases de los hijos/as) figuran en los “márgenes” del cuadro o tabla de movilidad (totales de filas y totales de columnas), suelen identificarse como totales “marginales”.

## II. Asociación de la clase del padre y la de la persona encuestada, según variaciones por cohortes de nacimiento y niveles de educación

El interés apunta a indagar sobre la asociación entre clase social de origen y clase social de destino, primero a lo largo de cuatro cohortes y luego a través de tres niveles de educación.<sup>4</sup> Se consideran personas entre 20 y 69 años *activas*, distinguiendo por sexos. Y se consideran algunos modelos log-lineales de uso habitual en estos estudios: independencia condicional, asociación constante (o interacción completa) y modelos de efectos o diferencias uniformes (UNIDIFF), además de un modelo más específico y de uso frecuente en los estudios de movilidad de clases, llamado *coremodel*.<sup>5</sup>

<sup>4</sup> Damos continuación aquí a trabajos previos sobre estos temas (Jorrat 2000, 2010 y 2011).

<sup>5</sup> Tomando como ejemplo la asociación entre clase de origen y destino educacional por cohortes, para el modelo de independencia condicional o asociación nula Vallet (2006) presenta esta expresión (p. 6):

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

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

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

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

$\text{Log}(m_{oec}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_e^E + \lambda_c^C + \lambda_{oc}^{OC} + \lambda_{ec}^{EC} + \beta_c \gamma_{oe}$ . Se estima con  $(C-1) \times (O \times E - O - E)$  grados de libertad. (Otros trabajos de Vallet vinculando movilidad y educación: 2004a, 2004b y 2004c).

1. *Por cohortes: Variación entre clase de origen y clase de destino según cohortes de nacimiento*

Dentro de lo esperable, el modelo de asociación nula no produce un buen ajuste (Cuadro 1a). El modelo de asociación constante mejora notablemente el ajuste -aunque el valor de  $p$  se mantiene significativo-, alcanzando casi un 90% la asociación explicada respecto del modelo nulo, bajando notablemente el porcentaje de casos mal clasificados –aunque superan el 5%- y mostrando BIC un valor negativo alto. O sea, la asociación entre orígenes y destinos de clase parece mantenerse a lo largo de las cohortes para los *varones* -sería estable en el tiempo-. No hay mejora según el modelo Unidiff de efectos uniformes mirando distintos indicadores, lo que lleva a preferir el modelo 2. Si se atiende a los parámetros del mismo, muestran pocas variaciones en la segunda cohorte, aumentando luego en las cohortes más reciente un 14%, lo que *sugeriría* que en tal caso la asociación entre orígenes y destinos es más marcada.

Cuadro 1.a. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 4 Cohortes. *Varones 20-69 años, activos.* (N=4722).

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

Ahora bien, para avanzar en este tipo de exploración se consideran modelos denominados “topológicos”, como el *coremodel* propuesto por Erikson y Goldthorpe (1993), en el cual ocho hipótesis pretenden dar cuenta de la asociación entre clase de origen y destino –su estructura y fuerza- limitándose a parámetros específicos.<sup>6</sup> Aquí las ocho hipótesis están reducidas a siete porque se trata de un cuadro 6 por 6 para el efecto OD (no se considera la hipótesis que relaciona

<sup>6</sup> En la página 130 de Erikson y Goldthorpe (1993) puede encontrarse la expresión del *coremodel*, mientras que las matrices de diseño de este modelo topológico las desarrollan en las páginas 124-129.



orígenes y destinos de los autónomos rurales). El *coremodel* “postula que las propensiones a la movilidad dependen de diversos rasgos de las posiciones de clase. Parte de la idea de que estas últimas no se reducen a diferencias jerárquicas, sino que dan cuenta de relaciones sociales en la esfera laboral. Por este motivo, las distancias de status entre las clases constituyen uno de los factores a considerar para dar cuenta del patrón de asociación –...–, pero no el único. Sobre esta base, el *coremodel* incluye parámetros que buscan reflejar cuatro tipos de efectos sobre los patrones de movilidad: la jerarquía, la herencia, el sector y la afinidad” (Jorrat y Benza, 2013; p. 21).<sup>7</sup>

Este modelo no ajusta mejor que el modelo de asociación constante o interacción completa, tomando en cuenta los valores de  $p$ , del índice de disimilitud y el porcentaje de asociación explicada, aunque sí lo hace según BIC. Atendiendo a que el valor de BIC indica un ajuste atendible, se procede a la lectura de los valores específicos de los parámetros de las siete hipótesis del modelo (que se presentan en Cuadro 1.c), que son todos significativos. Wong(2010), destaca algunos aspectos conceptuales en la elección de modelos, ponderando importancia relativa y parsimonia. Se agrega a esto un señalamiento de XieyPowers (2000, p. 146), en el sentido de que “el estadístico BIC ayuda al investigador a intercambiar parsimonia por bondad de ajuste en muestras grandes, para las cuales aun un ‘buen’ modelo podría ser rechazado por el estadístico  $G^2$  [ $L^2$  en nuestra versión]”.

---

<sup>7</sup>Agregan Jorrat y Benza (pp. 21/22, nota al pie 22): “La jerarquía alude al impacto que tienen las distancias de status entre las clases sobre la movilidad entre ellas. Involucra parámetros en dos niveles: el primero capta la movilidad entre clases de igual jerarquía y el segundo entre clases de diferente jerarquía. La herencia se refiere a la tendencia general a la reproducción en las posiciones de origen. Se identifica a través de tres parámetros. Uno para la herencia en general (igual que el parámetro del modelo de la diagonal principal), y los otros dos para aquellas posiciones de clase en las que se presupone un mayor nivel de herencia: en primer lugar, las clases basadas en la propiedad de capital económico en general (pequeña burguesía y pequeños propietarios agrícolas) y en el capital cultural (clase de servicios), y en segundo lugar, la clase basada específicamente en la propiedad de capital agrícola (pequeños propietarios agrícolas) [No considerado aquí, debido al agrupamiento de las clases rurales autónomas y asalariadas en una única clase]. El efecto de sector alude a las dificultades para experimentar movilidad entre las clases que se ubican en distintos sectores de actividad, y se resumen en un parámetro que diferencia aquellas clases del sector agropecuario de las no agropecuarias. Finalmente, la afinidad alude a la cercanía (o lejanía) entre las clases. Es captada por dos parámetros: uno da cuenta de la disimilitud entre las clases extremas (la de servicios y la de trabajadores agrícolas), mientras el otro, refleja la afinidad positiva entre diferentes conjuntos de clases ...”. Más detalles pueden encontrarse en Erikson y Goldthorpe (1993).

Las diferencias entre parámetros Unidiff por cohortes no son particularmente relevantes cuando se comparan los parámetros del modelo 3 -Unidiff (con interacción completa)- con los del modelo 5 -Unidiff con *coremodel*-. Ninguno produce un buen ajuste según  $p$  y el índice de disimilitud supera el 8%, llevando todos los indicadores -salvo BIC- a preferir el modelo 3. Debe notarse que al considerar la evolución por cohortes cuando las ocupaciones de origen y destino se constriñen a las hipótesis o efectos del *coremodel*, la asociación entre clase de origen y clase de destino crece monótonicamente al pasar de las cohortes más antiguas a las más recientes, siendo el incremento en las dos últimas de un 28% respecto del valor de 1 asignado a la más antigua. Nuevamente, si igualmente se prestara atención a estos modelos, la desigualdad crecería en el tiempo según ambos, de forma más sistemática en el segundo. O sea: independientemente de que la vinculación entre clases se restrinja o no a un conjunto de efectos (como los del *coremodel*), en el caso de los varones activos de 20 a 69 años existiría una inercia en la asociación entre clases, o se volvería más fuerte, más desigual, al pasar de las cohortes más antiguas a las más recientes. Y si las variaciones por cohortes realmente estuvieran detectando, con las importantes dudas del caso, tendencias existentes, tal mayor reproducción de la desigualdad entre los más jóvenes demandaría exploraciones ulteriores sobre el tema.

Cuadro 1.b. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 4 Cohortes. *Mujeres 20-69 años, activas.* (N=3319).

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

En el caso de las *mujeres*, como siempre dentro de pautas esperables el modelo de asociación nula no produce un buen ajuste (Cuadro 1.b). Igual que en el caso de los varones, es el modelo de

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

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

Más allá del grado de bondad de ajuste del *coremodel*, se comenta brevemente sobre los parámetros (exponenciados) que dan cuenta de los distintos efectos (Cuadro 1.c). Obsérvese que prácticamente todos los valores son significativos. Los valores inferiores a 1 indican que la movilidad entre las clases es menos frecuente, los superiores a 1 que son más frecuentes. El valor de *Herencia 1* (con un único parámetro para las celdas de la diagonal principal) indica una reproducción intergeneracional de las clases -a lo largo de las cohortes-; son medianamente cercanas a 2 veces (1,65) las chances de mantener la clase de origen que la de moverse a cualquier



otra posición de clase, en el caso de los varones. Un efecto menor corresponde al otro parámetro del efecto de herencia (*Herencia 2*), con un valor de 1,25. Este parámetro se refiere a posiciones donde la herencia sería más pronunciada: la clase de servicios, la pequeña burguesía urbana y el sector rural (autónomos y asalariados), para esta categorización de seis clases. Ya habíamos mencionado (Jorrat y Benza 2013, p. 23) que este parámetro indicaba “reproducción en las clases que se basan en la transmisión del capital cultural y del capital económico”. El otro parámetro que de forma relevante excede a 1 es *Afinidad 2* (1,38). Nota Breen (2004, p. 30) que “AF2 [Afinidad 2] identifica movimientos recíprocos entre I-II y III; ...; y entre V-VI y VIIa; y movimientos no recíprocos” de V-VI a VIIa. Agrega Breen (p. 30) que Afinidad 1 “se considera ser particularmente improbable” “mientras que los movimientos capturados en AF2 [Afinidad 2] se consideran ser especialmente probables”.<sup>8</sup> Estos últimos exhiben una atendible frecuencia de movilidad, lo contrario de la Afinidad 1. De los efectos que hacen referencia a jerarquía, ambos exhiben valores inferiores a 1. El primero (*Jerarquía 1*), como lo señaláramos anteriormente, captura movimientos entre clases de similar nivel jerárquico y el segundo (*Jerarquía 2*) entre clases de distinto nivel jerárquico. Puede observarse que *el valor más bajo de frecuencia de movilidad corresponde al efecto que tiene lugar entre clases de distinto nivel jerárquico, después de la de sector.*

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

---

<sup>8</sup> Excluimos de las citas de Breen las referencias a la categoría IVc (autónomos rurales) por separado, ya que aquí fueron sumadas a VIIb (asalariados rurales) en un única categoría “rural”.

Cuadro 1.c. Parámetros (exponenciados) del *Core Model* –Modelo 4.

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

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

## 2. Por educación: Variación entre orígenes y destinos según niveles de educación

Nuestros análisis de la movilidad intergeneracional de clases según cuatro cohortes de años de nacimiento mostraron cierta invarianza de la asociación entre orígenes y destinos (O-D) a lo largo de las mismas. Avanzando en el tema, se considera aquí la asociación entre clase de origen y destino según tres niveles de educación. Para los *varones activos* (Cuadro 2.a), todos los modelos muestran índices de disimilitud de mejor desempeño (menores) que en el caso de las cohortes. Según la mayoría de los indicadores, se preferiría también el modelo de asociación constante. Si se presta atención al modelo 3, según los parámetros Unidiff se observaría una mayor fluidez –o menor asociación entre clase de origen y destino- únicamente cuando se alcanza el nivel más alto de educación de los encuestados. El *coremodel* (modelo 4) sólo mejora el ajuste si se considera el valor de BIC, no según los otros indicadores. Y su índice de disimilitud es superior al 5%. El modelo 5 no mejora el ajuste respecto del 4. Al introducir una forma específica de asociación OD del *coremodel*, si se presta atención a los parámetros los mismos sugieren que la asociación entre origen y destino parece volverse más fuerte según niveles de educación, subiendo particularmente en los estudios secundarios -un 17%-, aumento que se reduce a un 12% para los estudios superiores (siempre respecto de los estudios más bajos igualados a 1). Según cómo se considere la asociación entre clase de origen y destino, en el modelo tradicional unidiff es el nivel de educación post-secundario o superior el que exhibe menor desigualdad, menor fuerza de asociación entre origen y destino, lo que desaparece o cambia cuando se considera el *coremodel*

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

Cuadro 2.a. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 3 Niveles de Educación de los encuestados. *Varones 20-69 años, activos.* (N=4740).

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

En el caso de las mujeres (Cuadro 2b), tanto los modelos de asociación constante como de efectos uniformes producen un mejor ajuste según el índice de disimilitud, clasificándose mal menos del 3,7% de los casos. El modelo Unidiff no introduce mejoras respecto de la asociación constante. Nuevamente, si se presta atención a los parámetros del modelo Unidiff, la fuerza de la asociación entre clase de origen y clase de destino aumenta al crecer el nivel de educación, particularmente en el nivel secundario. Y cuando se consideran los parámetros al estimar Unidiff en el contexto del *coremodel*, la desigualdad –mayor asociación entre orígenes y destinos- es notable en los estudios superiores (post-secundario). Nótese que la diferencia en L<sup>2</sup> del modelo 5 *versus* el 4 y para una diferencia de 2 grados de libertad (68-66) es significativa para p<0,05. O sea: el modelo 5 debería preferirse, salvo por el valor de BIC. Se apuntaría a que la fuerza de la asociación OD es muy relevante en el nivel superior de educación (57,5%), respecto del nivel más bajo, cuando se consideran los efectos de las distintas hipótesis del *coremodel*. Debe notarse que,

lamentablemente, con el software usado (Lem) no se pueden obtener los valores de significación de los parámetros del *coremodel* en el modelo 5, pero a partir de lo observado antes y ahora en que el parámetro de Herencia 1 para las mujeres no es significativo (modelo 4), se podría pensar, con las reservas del caso, que el mayor crecimiento de la matrícula para las mujeres y su mayor retención en el sistema educativo se traducen en una menor reproducción de clase.

Cuadro 2.b. Orígenes (6 clases) y Destinos (6 clases), según 3 Niveles de Educación. *Mujeres 20-69 años, con ocupación actual o pasada.* (N=5009).

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

$L^2_4 - L^2_5 = 6,11$ ; g. de l. = 2; Prueba  $\chi^2 = 0,047$

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

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

Cuadro 2.c. Parámetros (exponenciados) del Core Model (Educación).

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

<sup>o</sup>  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

3. *Por cohortes y educación: Variación entre orígenes y destinos según cohortes de nacimiento y niveles de educación. Modelos de 4 vías, varones solamente.*

Se consideran ahora modelos para las cuatro dimensiones conjuntas: seis clases de origen, seis clases de destino, cuatro cohortes de nacimiento y tres niveles de educación. *Sólo se consideran resultados de varones*, dada la ausencia de casos en el nivel alto de educación en tres de las cuatro cohortes para las mujeres. Como puntualiza Torche (2009), estos modelos ayudan a estimar “la medida en que la asociación intergeneracional es directa más que mediada por los logros educativos” (p. 23).

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

Modelos	L <sup>2</sup>	P	Grados libertad	Indice Disim.	BIC	Asoc. Exp. %
1. Asoc. nula / Ind. Cond. OEC EDC	760,766	0,000	300	14,54	-1780,089	---
2. Inter. Comp./As. Cons. OEC EDC OD	357,049	0,001	275	8,56	-1972,067	53,07
3a. Diferencias uniformes (UNIDIFF-ODC)	345,314	0,002	272	8,38	-1958,394	54,61
<i>Cohortes de nacimiento</i>	<i>1934-55</i>	<i>1956-68</i>	<i>1969-79</i>	<i>1980-93</i>		
<i>Parámetros UNIDIFF C</i>	<i>1,000</i>	<i>1,001</i>	<i>1,458</i>	<i>1,436</i>		
3b. Diferencias uniformes (UNIDIFF-ODE)	353,670	0,001	273	8,60	-1958,507	53,51
<i>Niveles de educación</i>	<i>h/ Prim.</i>	<i>Secund.</i>	<i>Superior</i>			

<i>Parámetros UNIDIFF E</i>	1,000	0,973	0,727			
4. Core Model	391,462	0,000	293	9,06	-2090,105	48,54
5. UNIDIFF (ODC) – Core Model	375,863	0,001	290	8,88	-2080,296	50,59
<i>Cohortes de nacimiento</i>	1934-55	1956-68	1969-79	1980-93		
<i>Parámetros UNIDIFF C</i>	1,000	1,054	1,602	1,519		
6. UNIDIFF (ODE) – Core Model	390,454	0,000	291	9,07	-2074,175	48,68
<i>Niveles de educación</i>	h/ Prim.	Secund.	Superior			
<i>Parámetros UNIDIFF E</i>	1,000	1,010	0,964			

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

Ni el modelo de diferencias uniformes para cohortes (Modelo 3a) ni aquel para niveles de educación (Modelo 3b) mejoran el ajuste de la asociación constante.<sup>9</sup> Y si de todas maneras se presta atención a los parámetros por cohortes, en las dos más recientes crece más de un 40% respecto del valor de 1 de la cohorte más antigua. O la asociación entre orígenes y destinos se mantiene estable en el tiempo, o –si se presta atención al modelo Unidiff- crece fuertemente la desigualdad para las dos cohortes más jóvenes (entre 1969 y 1993, aproximadamente), siempre hablando de varones esta parte. Y si se introducen hipótesis sobre efectos específicos en la asociación entre clase de origen y de destino (modelo 5: *coremodel* en contexto Unidiff), igualmente la desigualdad en las cohortes más jóvenes es notoria (aumenta un 60% en la penúltima más joven y un 52% en la más joven, siempre respecto de la más antigua). Debe notarse

<sup>9</sup>Hemos preferido considerar un modelo específico de diferencias uniformes (3b) para educación, como base para mirar el modelo *core* con educación (6).

que el modelo 5 no produce un buen ajuste ni es preferible al modelo 4. De todas formas, la consideración de las variaciones por cohortes –si se les presta atención– tendería a mostrar una alta relevancia en dirección a la desigualdad.

En las comparaciones precedentes, los modelos 3a y 5 miran la fuerza de la asociación entre clase de origen y de destino a lo largo de las cohortes, neto de los efectos de la educación. Los modelos 3b y 6, por su lado, atienden a la asociación OD neto de las variaciones temporales según cohortes. El modelo 3b, que toma en cuenta la variación según educación, no muestra un buen ajuste según varios indicadores, ni mejora respecto del de asociación constante (o interacción completa). Si igual se atiende a los parámetros Unidiff, la fuerza de la asociación OD disminuye al aumentar el nivel de educación, es decir, la desigualdad entre orígenes y destinos decrecería con la educación (modelo 3b). Y si se restringe la vinculación entre clase de origen y de destino según las hipótesis del *coremodel* (modelo 6), tal disminución de la desigualdad se observa sólo para la educación superior y de forma muy tenue (baja menos de un 4% respecto del menor nivel de educación). Sin embargo, debe notarse que este modelo 6 (Unidiff-*coremodel*) tampoco produce un buen ajuste.

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

Dado que el *coremodel* no produce un buen ajuste según ID o  $p$  aunque sí según BIC, se presentan los valores exponenciados de los parámetros de efectos. Básicamente habría un exceso en la herencia de todas las clases (Herencia 1) y una limitación de movimientos en el sector rural.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup>En el caso de los modelos 5 y 6, el software utilizado (Lem) no calcula la significación de los parámetros, los que se presentan igual a efectos comparativos, bajo el supuesto de que la significación no diferiría de la de los parámetros del modelo 4.

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

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

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





### III. Observaciones finales: ¿la fuerza del destino?

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

Cuando se pasaba a considerar modelos que den cuenta de posibles efectos de las cohortes, su desempeño mostraba las mismas tendencias señaladas de preferencia por el modelo de asociación constante –aunque los valores de  $p$  no indicaban un buen ajuste en ningún caso–. Mucho mejor era el ajuste obtenido en el caso de las mujeres, ya que tanto para la asociación constante como para Unidiff los valores de  $p$  eran altos (no significativos), indicadores de buen ajuste. Igual, había que preferir el primer modelo (invarianza temporal), según los distintos indicadores. Una diferencia que emergía era que si igual se prestaba atención a los parámetros de cada cohorte (según modelo Unidiff), en el caso de las mujeres la tendencia a debilitarse de la fuerza de la asociación entre clase de origen y clase de destino –tendencia vista anteriormente en el caso de la asociación entre clase y educación– se revertía en la cohorte más reciente: la asociación en la cohorte más reciente superaba en un 24% a la más antigua (que se igualaba a 1), mientras que en la segunda y tercera cohorte se mantenía apenas por debajo de 1, ratificando cierta invarianza hasta aumentar la



asociación en la cohorte más reciente. Esto constituye un punto que demandaría mayores exploraciones. De todas formas, los modelos de fluidez social constante eran los que mejor ajustaban los datos, los que debían ser preferidos.

Y cuando se toman en cuenta las variaciones a lo largo de los niveles de educación de la asociación entre clase social de origen y clase social de destino, también la asociación constante produce un mejor ajuste, sugiriendo una cierta inercia de la fuerza de la asociación a través de los niveles de educación. Si se prestara atención a los parámetros que se refieren a esas diferencias, los varones aumentarían un poco la fuerza de la asociación en el nivel secundario, pero exhibirían menor desigualdad en la educación superior. En el caso de las mujeres, la educación secundaria se vincularía a un aumento relevante de la desigualdad entre clase origen y clase de destino (31%), algo menos en la educación superior (12% de aumento respecto del nivel bajo de educación). Pero, no hay que perder de vista que es el modelo de asociación constante, de inercia en la asociación de origen y destino a lo largo de los niveles de educación, el que debería elegirse.<sup>11</sup> Finalmente, cuando se introducen especificaciones a la vinculación entre clase de origen y clase de destino según diversas hipótesis (*coremodel*) en su variación a través de los niveles educacionales, tanto para varones como para mujeres crece la fuerza de la asociación entre esas clases de origen y destino al aumentar el nivel de educación, más marcadamente para las mujeres. De tomarse en cuenta las variaciones según niveles educacionales sin considerar la bondad de ajuste, estos resultados *apuntarían* en dirección a la hipótesis de que la educación actuaría más como reproductora de la desigualdad, en línea con resultados que de alguna manera pueden observarse en las compilaciones de Shavit y otros (1997 y 2007a y 20074b) o en Pfeffer (2008), entre muchos otros.

Al considerar la asociación de las clases de origen y destino según variaciones por cohortes y por educación –modelos de cuatro vías, sólo para varones–, tal vinculación parece no afectarse por

---

<sup>11</sup> Para el caso de países desarrollados, fundamentalmente europeos, Ishida, Muller y Ridge (1995) según enfoques metodológicos parecidos pero con sus particularidades, señalan que “El desarrollo de sistemas educacionales tuvo lugar en todas nuestras naciones industriales en el siglo XX, aunque con grados variables (...). Sin embargo, las oportunidades para educación, es decir, acceso relativo a la educación según clase de origen, probó estar lejos de ser igual para estas naciones. No sólo es el logro educacional afectado por la clase de origen en todas las naciones, sino también que la asociación entre clase de origen y educación cae en una pauta similar a través de las naciones. Las diferencias a través de las naciones, sin embargo, se encuentran en la medida de la fuerza de estas pautas de asociación” (p. 178).



tales variaciones. Las baterías de modelos considerados no modifican de forma atendible lo señalado anteriormente, con la diferencia de que según el índice de disimilitud ajustarían peor. Y, cuando se considera un modelo que da cuenta de una serie de efectos específicos de las relaciones entre las clases de origen y destino –*coremodel*–, el mismo tampoco exhibe un buen ajuste ni modificaciones atendibles, ya sea que se tengan en cuenta o no variaciones temporales.

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

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

Sin dudas, elaboraciones como las de este trabajo siempre tienen un carácter “provisorio”, en términos de los límites de los datos disponibles, la categorización propuesta, las variables utilizadas y el tipo de enfoque metodológico y modelos considerados.<sup>12</sup> Si bien los resultados parecen ser sostenibles y constituir un aporte atendible, otras aproximaciones serán necesarias para continuar avanzando en este terreno, entre otras alternativas siguiendo la línea de distintos análisis

---

<sup>12</sup> Como bien notó Mare (1980) ya hace más de treinta años: “Ningún modelo o medida es el mejor o el camino correcto para representar la desigualdad de oportunidades educacionales. Las teorías de estratificación son típicamente demasiado imprecisas acerca del significado de la movilidad social para prescribir un modelo en vez de otro” (p. 80). Sin embargo, ello no lo limita para destacar aprovechamientos de su alternativa de análisis.



–con aspiraciones diferentes– que han enriquecido estas discusiones, aunque contando muchas veces con información más amplia.<sup>13</sup>

En un estudio basado en otra metodología de análisis y considerando como antecedentes sociales tanto la clase como la educación del padre, puntualiza Recchi (2007) en sus conclusiones sobre desigualdad social en la educación superior en Italia: “El continuo y re-emergente impacto de las credenciales de los padres sobre las probabilidades de una educación superior en todas las cohortes (y en consecuencia independientemente de la expansión y reforma), constituye tal vez el principal hallazgo para tener en cuenta en una perspectiva comparativa teóricamente orientada” (p. 419). Considera que ello puede imputarse a una tendencia hacia una “aversión al riesgo relativo” de las decisiones educacionales de las familias, lo que piensa puede ser más fuerte en Italia, donde “la unidad familiar continúa siendo altamente respetada por la gente joven, generación tras generación” (p. 419).<sup>14</sup> Lo que interesa señalar aquí es que quizás Argentina comparta algo de esta pauta de unidad familiar.

Recchi recuerda que Edmondo De Amicis sobre el final de su libro *Corazón*, pone en boca de Enrico estas palabras al finalizar su escuela primaria ya encaminándose a los estudios secundarios: “Pero, sobre todos, te doy gracias a ti, padre mío, a ti, mi primer maestro, mi primer amigo, que me has ofrecido tantos buenos consejos y enseñado tantas cosas, mientras trabajabas para mí, ocultándome siempre tus tristezas y buscando de todas maneras cómo hacerme fácil el estudio y hermosa la vida; a ti, dulce madre mía, mi querido y bendito ángel custodio, que has gozado con todas mis alegrías y sufrido todas mis amarguras; que has penado y estudiado conmigo, acariciándome la frente con una mano, mientras que con la otra me señalabas el cielo”.

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

---

<sup>13</sup> Entre varios otros: Beller 2009, Breen y Jonsson 2000 y 2005, Erikson y Jonsson 1996, Lucas 2001, Mare y Chi-Chang 2006, Mare y Maralani 2006, Raftery y Hout 1993, etc. Para una combinación de análisis logilineal y una versión de análisis de regresión en Italia, ver Barone 2009.

<sup>14</sup> Escapa a los límites de este trabajo entrar en consideraciones sobre la propuesta de “aversión al riesgo relativo”, según Breen y Goldthorpe (1997).



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

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

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



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

## REFERENCIAS

- Barone, C. (2009). A new look at schooling inequalities in Italy and their trends over time. *Research in Social Stratification and Mobility* 27: 92–109.
- Beller, E. 2009. Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the 21st Century: Why Mothers Matter. *American Sociological Review*. 74: 507-528.
- Breen, R. (comp.) (2004). *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R. (2009). Educational Expansion and Social Mobility in the Twentieth Century. Presentado entre otros en la conferencia inaugural CIQLE “Generating Social Inequalities”, Yale, Mayo 4-5 de 2007.
- Breen, R. y Golthorpe, J. H. (1997). Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9: 275-305.
- Breen, R. y Jonsson, J. O. (2000). Analyzing educational careers: A multinomial transition model. *American Sociological Review*, 65(5), 754-772.
- Breen, R. y Jonsson, J. O. (2005). Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 31, 223-243.
- Breen, R., Luijkx, R., Muller, W. y Pollak, R. (2009). Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries. *American Journal of Sociology* 114(5): 1475-1521.
- Cachón Rodríguez, Lorenzo (1989). *¿Movilidad social o trayectorias de clase?* Madrid: CIS y Siglo XXI.



- Duncan, O. D. (1966). "Methodological Issues in the Analysis of Social Mobility". En N. J. Smelser y S. M. Lipset (comps.) *Social Structure and Mobility in Economic Development* (pp. 51-97). Chicago: Aldine.
- Erikson, R. y Jonsson, J. A. (comps.) (1996). *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder, Co: Westview Press.
- Goldthorpe, J. H. (2012). *Understanding – and Misunderstanding – Social Mobility in Britain: The Entry of the Economists, the Confusion of Politicians and the Limits of Educational Policy*. Barnett Papers in Social Research. Documento en proyecto "Education and Social Mobility Across Cohorts (EMAC)". University of Oxford, Barnett House.
- Hout, M. (1989). *Following in Father's Footsteps. Social Mobility in Ireland*. Cambridge: Harvard University Press.
- Hout, M. (1996). "The Politics of Mobility". En Kerckhoff, A. C. (ed.) *Generating Social Stratification*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Hout, M. (2006). "Economic Change and Social Mobility". En: G. Therborn (ed.) *Inequalities of the World* (cap. 4). Londres: Verso.
- Hout, M. y Guest, A. M. (2013). Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States Since 1850: Comment. *American Economic Review* 103(5): 2021–2040.
- Ishida, H., Muller, W. y Ridge, J. M. (1995). Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-National Study of Ten Industrial Nations. *American Journal of Sociology* 101(1): 145-193.
- Jorrat, J. R. (2000). *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUdeT.
- Jorrat, J. R. (2010). Logros educacionales y movilidad educacional intergeneracional en Argentina. *Desarrollo Económico* 49(196): 573-604.
- Jorrat, J. R. (2011). Diferencias de acceso a la educación en Argentina, 2003-2007. *Laboratorio. Revista de Estudios sobre Cambio Estructural y Desigualdad Social* 24: 35-70.
- Jorrat, J. R. y Benza, G. Movilidad social intergeneracional en Argentina, 2003-2010. En Patricio Solís y Marcelo Boado (coordinadores): *¿Oportunidades similares o caminos divergentes? Estratificación y movilidad social en Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Uruguay*. México: Centro de Estudios Espinosa Iglesias y Centro de Estudios Sociológicos de El Colegio de México. (En prensa).
- Lucas, S. R. (2001). Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology* 106: 1642-1690.
- Mare, R. D. y Chi-Chang, H. (2006). Family Attainment Norms and Educational Stratification in the United States and Taiwan: The Effects of Parents' School Transitions (pp. 195-231). En: S. L. Morgan, D. B. Grusky y G. Fields (comps.).
- Mare, R. D. y Maralani, V. 2006. The Intergenerational Effects of Changes in Women's Educational Attainments. *American Sociological Review* 71: 542-64.
- Mare, R. D. (1980). Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review* 46: 72-87.
- Martin, G. (2014). Editorial de *Idees économiques et sociales*, N° 175 (Marzo). Mayenne, Francia.
- Morgan, S. L., Grusky, D. B. y Fields, G. S., (comps.) (2006). *Mobility and Inequality: Frontiers of Research from Sociology and Economics*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Pfeffer, F. T. (2008). Persistent Inequality in Educational Attainment and Its Institutional Context. *European Sociological Review* 24(5): 543-565.



- Powers, D. A. y Xie, Y. (2000). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press.
- Raftery, A. y Hout, M. (1993). Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75". *Sociology of Education* 66: 41-62.
- Recchi, E. (2007). Italy: Expansion, Reform, and Social Inequality in Higher Education. En Shavit, Y., Arum, R. y Gamoran, A. (comps.); pp. 400-423.
- Scherer, S., Pollak, R., Otte, G. y Gangl, M. (comps.) (2007). *From Origin to Destination. Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*. Frankfurt/Main: Verlag.
- Shavit, Y. y Blossfeld, H. P. (comps.) (1993). *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colorado: Westview.
- Shavit, Y., Arum, R. y Gamoran, A. (comps.) (2007a). *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.
- Shavit, Y., Yaish, M. y Bar-Haim, E. (2007b). The persistence of persistent inequality. En Scherer, S., Pollak, R., Otte, G. y Gangl, M. (comps.); pp. 36-57.
- Thélot, C. (1980). *L' Poids d' Anchise (La mobilité sociale en France)*. *Document de travail interne INSEE*. Nantes.
- Thélot, C. (2004). *Tel père, tel fils? Position sociale et origine familiale*. (1ra edición 1982). Paris: Hachette.
- Torche, F. 2009. Economic Transformation and Changing Opportunity: Trends in Class Mobility and Education in Mexico. Artículo no publicado preparado para el proyecto de investigación comparativa *Social Mobility in Late-Industrializing Nations*, coordinado por Hiroshi Ishida.
- Vallet, L. A. (2004a). "The Dynamics of Inequality of Educational Opportunity in France: Change in the Association between Social Background and Education in Thirteen Five-Year Birth Cohorts (1908-1972). Trabajo presentado para el encuentro de ISA Research Committee on Social Stratification and Mobility, Neuchatel, May 6-8.
- Vallet, L. A. (2004b). Change in Intergenerational Class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the Casmin Approach. En Breen, R. (comp.) (2004). Cap. 5: 115-147.
- Vallet, L. A. (2004c). State of the Art, Current Issues, and Future Prospects in Comparative Educational Stratification Research. Documento de trabajo. CNRS y CREST, Quantitative Sociology Library". Internet: <http://83.145.66.219/ckfinder/userfiles/files/pageperso/vallet/Changequal-5.pdf>
- Vallet, L. A. (2006). How Can We Analyse Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterised by Very Strong Inertia? Recent Advances in Log-Multiplicative Modelling. *Working Paper*. Quantitative Sociology Laboratory, CREST, UMR 2773, CNRS & INSEE, Paris.