



Grupo 4: Trabajo, trabajadores y estructura social

Movilidad social intra-generacional en Argentina

Jorge Raúl Jorrat

Investigador del CONICET

Instituto de Investigaciones Gino Germani

Facultad de Ciencias Sociales, UBA

rjorrat@gmail.com

1. Introducción

Tradicionalmente los estudios de movilidad ocupacional o social, según distintos modelos de análisis categóricos de clases sociales, se han centrado en dar cuenta de los movimientos intergeneracionales, tomando como origen la ocupación del padre cuando la persona encuestada estaba creciendo y como destino la ocupación actual de dicha persona encuestada.

En cambio, los estudios de movilidad intrageneracional con estos enfoques han sido muy escasos, ya que tendía a ponerse el acento en las trayectorias de clase, según diversas variables intervinientes. Nota Breen (2004, p. 3): “Los estudios de movilidad *intrageneracional* miran al cambio de circunstancias durante la propia vida de trabajo de un individuo. Una estrategia muy común aquí es el análisis de la relación entre la clase social del primer trabajo y la del trabajo actual, pero muchos estudios de movilidad intrageneracional son bastante más sofisticados que esto, buscando modelar una detallada trayectoria de carrera del respondente”. Y agrega que los datos necesarios para esto son muchos más que los requeridos en los estudios de movilidad intergeneracional.

Nuestro esfuerzo se centrará en la movilidad intrageneracional explorar, aplicando los enfoques tradicionales de la movilidad intergeneracional. Se relegan a otras etapas el estudio de trayectorias de clase. De todas formas, además del análisis de modelos de dos



vías (origen y destino), se considerarán modelos de tres vías, que agregarán variables como edad, educación y clase social del padre del encuestado/a.

El enfoque de clases social utilizado responde al conocido como EGP (después de Erikson, Goldthorpe y Portocarero, 1979, o de Erikson y Goldthorpe, 1992). La descripción de este esquema está en múltiples fuentes, incluyendo una presentación propia (Jorrat, 2000). En un estudio anterior (Jorrat, 2012) notábamos que Goldthorpe (2007, Cap. 5) recordaba que la conceptualización básica descansa en la distinción – bastante clásica– entre empleadores (compran el trabajo de otros), autónomos o cuenta propia (ni compran trabajo de otros ni venden el propio) y empleados (venden su trabajo o fuerza de trabajo). Agregaba el autor que aparentemente no es problemática la existencia de estas tres categorías, y, dado que la última la particularmente numerosa, es crucial la necesidad de establecer a su interior distinciones en torno a dos “relaciones de empleo”: los contratos de trabajo y las relaciones de servicios. Los primeros son de corto plazo e inestables, normalmente de calificación más limitada y abarcando mucho del trabajo manual; las segundas son de más largo plazo, abarcando por lo general posiciones gerenciales y profesionales, con oportunidades de carrera medianamente definidas, fuera de los trabajadores no manuales rutinarios. Se encuentran también “formas mixtas” de estas dos relaciones de empleo.

Se agrupan las categorías detalladas del esquema en 7 clases (Erikson y Goldthorpe, 1992: p. 38-39) de la siguiente forma:

- I+II.** Clase de Servicios (Altos Gerentes, profesionales, funcionarios, etc.)
- III.** Empleados No Manuales Rutinarios
- IVa+b.** Pequeña Burguesía (Pequeños empresarios y cuenta propia urbanos)
- IVc** Cuenta propia rural (“farmers”)
- V+VI.** Trabajadores Manuales Calificados
- VIIa.** Trabajadores Manuales semi y no calificados –no rurales–
- VIIb.** Obreros rurales.

2. Datos utilizados y aspectos descriptivos y de movilidad absoluta



Los datos a considerar aquí corresponden a una muestra nacional de base probabilística de 3300 casos, para personas de 18 años y más, relevada por el autor.¹ En el presente estudio los datos se circunscriben a personas de 25 a 65 años de edad.

En un primer cuadro se presentan distintos aspectos descriptivos de movilidad, que darían cuenta de lo que suele denominarse movilidad absoluta. “Las tasas de movilidad absoluta (o inmovilidad) se refieren a la proporción de individuos en alguna categoría base que son móviles (o inmóviles), y estas tasas son expresadas más inmediatamente porcentuando valores en celdas particulares del cuadro de movilidad” (Erikson y Goldthorpe 1992, p. 55). Primero se presentarán índices de movilidad y luego los cuadros de porcentajes verticales y horizontales.

Cuadro 1. Índices de movilidad. Varones y mujeres, 25-65 años. Encuesta nacional de 2007.

Índices de movilidad absoluta	Total	Varón	Mujer
Inmovilidad	45,8	33,3	57,2
Movilidad total	54,2	66,7	42,8
Movilidad ascendente	37,8	52,5	24,6
Movilidad descendente	16,4	14,3	18,2
Tasa movilidad ascendente en descendente	2,3	3,7	1,4
Movilidad vertical total	43,2	51,0	36,3
Movilidad vertical ascendente	32,1	42,4	22,8
Movilidad vertical descendente	11,2	8,6	13,5
Tasa movilidad vertical ascendente en descendente	2,9	4,9	1,7
Movilidad "estructural"	22,5	35,5	11,0
Movilidad "circulatoria"	77,5	64,5	89,0

Del total de encuestados, más de la mitad (54,2%) exhibe cierta movilidad intrageneracional –ya sea ascendente o descendente-, es decir, su clase actual (o última) no coincide con la clase derivada de su primer empleo. Esto es más relevante para los varones (66,7%) que para las mujeres (42,8%). A continuación nos referiremos sólo a varones y mujeres por separado.

¹ El relevamiento se realizó en el año 2007 gracias a un subsidio de la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica (ANPCyT), además de un subsidio complementario de UBACyT.



Tanto para varones como para mujeres la movilidad intrageneracional ascendente supera a la descendente, siendo más marcado para los varones, tanto en términos absolutos como relativos. La tasa de movilidad ascendente respecto de la descendente de los varones (3,7) es algo más de dos veces y media la de las mujeres (1,4). De todas formas, es de interés notar que si bien alrededor de la mitad de los varones presenta un movimiento ascendente (52,5%) frente a sólo un cuarto de las mujeres (24,6%), del total de las mujeres móviles una mayoría (57,5%) lo hace de manera ascendente.

Agrupando en tres grandes clases según estatus socioeconómico (Servicios, Intermedia y Trabajadora)², puede observarse la movilidad vertical como movimiento entre estas tres categorías fuera de la diagonal-. Los varones siguen superando a las mujeres en movilidad vertical, tanto en términos absolutos como relativas a las tasas, siendo la tasa de movilidad vertical ascendente respecto de la descendente de los varones (4,9) cerca de tres veces la de las mujeres (1,7). Para este tipo de movilidad, del 100% de la movilidad vertical, la ascendente para los varones es del 83%, frente a sólo 63% de las mujeres.

En cuanto a la llamada movilidad “estructural”, obtenida como la movilidad mínima permitida por los totales marginales de filas y columnas y que pretendía entenderse como la movilidad impuesta por cambios globales en la sociedad, es de un 35,5% para los varones y un 11% para las mujeres. Cuando estos valores se deducen de la movilidad total, se obtiene la llamada movilidad “circulatoria”, que fue pensada como la movilidad “pura” o “libre” de la movilidad estructural “forzada”. Más allá de los cuestionamientos a estas “medidas”, las mujeres exhiben mayor movilidad circulatoria, superando a los varones 89% contra 64,5%.

Los porcentajes de la tabla de movilidad son habitualmente denominados porcentajes de salidas (*outflows*) y de entradas (*inflows*). Los primeros tienen como base la frecuencia marginal de las filas (clase de origen) y los segundos la frecuencia marginal de las columnas (clase de destino).

² En este caso, siguiendo a Erikson y Goldthorpe (1992, p. 45), la clase de servicios incluye a las clases I y II y la clase intermedia a III, IVab, IVc y V y VI. La clase trabajadora se compone de las clases VIIa y VIIb, y en nuestro caso para las mujeres, incluye a las cuenta propia rurales (clase IVc). Este ordenamiento respondería a una escala de estatus socioeconómico de las ocupaciones.

Cuadro 2a. Porcentajes de Salidas (Outflows). Varones 25-65 años. 7x7 categorías.

EGP7 1ra. Ocupación	EGP7 Ocupación actual							Total
	I-II	III	IVab	IVc	V-VI	VIIa	VIIb	
I-II	74,3	9,7	10,6	0,0	2,7	2,7	0,0	100,0
III	34,1	30,5	18,6	0,0	10,5	6,4	0,0	100,0
IVab	14,5	0,0	72,7	0,0	5,5	7,3	0,0	100,0
IVc	20,0	0,0	40,0	20,0	20,0	0,0	0,0	100,0
V-VI	18,0	5,7	27,4	1,3	28,4	18,6	0,6	100,0
VIIa	14,2	9,4	24,6	0,4	23,6	26,9	0,8	100,0
VIIb	1,4	5,6	22,5	4,2	32,4	22,5	11,3	100,0
<i>Total</i>	<i>23,3</i>	<i>11,5</i>	<i>25,1</i>	<i>0,8</i>	<i>20,3</i>	<i>17,9</i>	<i>1,1</i>	<i>100,0</i>

Cuadro 2b. Porcentajes de Salidas (Outflows). Mujeres 25-65 años. 6x6 categorías.

EGP6 1ra. Ocupación	EGP6 Ocupación actual						Total
	I-II	III	IVab	V-VI	VIIa	IVc+VIIb	
I-II	51,8	41,2	4,9	0,9	1,3	0,0	100,0
III	22,1	54,1	8,7	2,7	12,4	0,2	100,0
IVab	12,5	8,3	77,1	0,0	2,1	0,0	100,0
V-VI	12,8	12,8	19,1	34,0	21,3	0,0	100,0
VIIa	4,5	19,5	8,2	3,3	64,2	0,4	100,0
IVc+VIIb	0,0	18,2	9,1	0,0	63,6	9,1	100,0
<i>Total</i>	<i>19,6</i>	<i>36,2</i>	<i>10,6</i>	<i>3,5</i>	<i>29,8</i>	<i>0,3</i>	<i>100,0</i>

Nota: se suman las categorías "rurales" IVc y VIIb.

En cuanto a la lectura de los *outflows* (Cuadros 2a y 2b) observamos que tres cuartas partes de los varones que se inician en la clase de servicios retienen esa posición para su ocupación actual. Ello mismo prácticamente ocurre para los pequeños burgueses urbanos, aunque esto último puede ser más esperable, por la posibilidad de transmisión de propiedad. El resto de las categorías exhiben valores mucho más bajos en este sentido, sugiriendo mayores alternativas de movilidad. En el caso de las mujeres (cuadro de 6 x 6), son las que se inician como pequeñas propietarias las que retienen la posición en la actualidad, seguidas por las trabajadoras manuales semi y no calificadas, mostrando las dificultades de estas últimas para exceder su categoría de origen.



Cuadro 2c. Porcentajes de Entradas (*Inflows*). Varones 25-65 años. 7x7 categorías.

EGP7 1ra. Ocupación	EGP7 Ocupación actual							Total
	I-II	III	IVab	IVc	V-VI	VIIa	VIIb	
I-II	28,6	7,6	3,8	0,0	1,2	1,3	0,0	9,0
III	25,5	46,2	13,0	0,0	9,0	6,2	0,0	17,5
IVab	2,7	0,0	12,7	0,0	1,2	1,8	0,0	4,4
IVc	0,3	0,0	0,6	10,0	0,4	0,0	0,0	0,4
V-VI	19,4	12,4	27,5	40,0	35,2	26,2	14,3	25,2
VIIa	23,1	31,0	37,3	20,0	44,1	57,3	28,6	38,0
VIIb	0,3	2,8	5,1	30,0	9,0	7,1	57,1	5,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Cuadro 2d. Porcentajes de Entradas (*Inflows*). Mujeres 25-65 años. 6x6 categorías.

EGP6 1ra. Ocupación	EGP6 Ocupación actual						Total
	I-II	III	IVab	V-VI	VIIa	IVc+ VIIb	
I-II	42,2	18,2	7,4	4,0	0,7	0,0	16,0
III	45,1	59,9	32,9	30,0	16,6	25,0	40,1
IVab	2,2	0,8	24,8	0,0	0,2	0,0	3,4
V-VI	2,2	1,2	6,0	32,0	2,4	0,0	3,3
VIIa	8,3	19,6	28,2	34,0	78,4	50,0	36,4
IVc+VIIb	0,0	0,4	0,7	0,0	1,7	25,0	0,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Considerando los porcentajes de entradas (*inflows*), los varones (Cuadro 2c) que actualmente se encuentran en posiciones manuales exhiben en mayor proporción que el resto similar origen, seguidos por los no manuales rutinarios. El resto de las categorías mostrarían una mayor factibilidad de movilidad, ascendente o descendente. Es interesante notar que mientras las tres primeras categorías (I a IVab) daban cuenta de un 30% de las ocupaciones iniciales, el doble, un 60%, de las mismas tres categorías dan cuenta de las posiciones actuales (Cuadro 2a). En el caso de las mujeres (Cuadro 2d), casi 8 de cada 10 trabajadoras manuales semi y no calificadas en la actualidad se iniciaron en la misma categoría. A cierta distancia, 6 de cada 10 no manuales rutinarias actuales tuvieron similar primera ocupación. Hay que observar que globalmente las tres primeras categorías de ocupación inicial dan cuenta de casi un 60% de las posiciones originarias de las mujeres (el doble que para los varones), esas tres categorías en la



actualidad dan cuenta de un 66%, es decir, varían poco con respecto al origen. Las mujeres tienen, relativamente, posiciones iniciales más altas que los varones, pero a su vez exhiben pocos cambios en tales categorías de las ocupaciones actuales.

Antes de pasar a los modelos de movilidad relativa, se presentan algunos promedios de variables de interés para observar el posible ordenamiento de las categorías de clase.

Cuadro 3. Medias de años de educación, de ingreso del hogar per cápita y de status socioeconómico de las ocupaciones, para 7 clases EGP de varones y mujeres. Encuesta 2007.

Esquema EGP 7 clases	Varones			Mujeres		
	Años de Educación	Ingreso Hogar pc	ISEI- Status SE	Años de Educación	Ingreso Hogar pc	ISEI- Status SE
I-II	15,7	1340,11	54,4	15,0	950,79	48,2
III	13,4	1069,74	45,6	12,2	680,72	41,9
IVab	10,6	862,97	36,1	11,3	609,53	40,5
IVc	9,8	822,62	23,0	----	----	----
V-VI	10,6	794,81	34,3	11,0	499,11	34,4
VIIa	9,9	675,01	25,8	8,3	410,97	21,2
VIIb	7,0	492,16	19,7	5,9	411,48	17,3
Total	<i>11,1</i>	<i>821,84</i>	<i>34,0</i>	<i>11,1</i>	<i>610,85</i>	<i>34,9</i>

Nota: No hay casos para mujeres en IVc (autónomos rurales)

En el caso de los varones, el ordenamiento de las categorías según ingreso indica una especie de orden jerárquico sin excepciones. Para los años de educación y para status socioeconómico, los autónomos rurales introducen una excepción. En el caso de las mujeres, al no haber datos para estos autónomos rurales, las excepciones desaparecen.

3. Estimaciones de algunos modelos de movilidad relativa

3.1 Modelos de dos vías

A continuación se presentan estimaciones para algunos modelos de movilidad de dos vías, comenzando por los varones.³

³ Todos los modelos son estimados con el Programa Lem 1.0.



Si se tomara como indicador de bondad de ajuste el valor de p , sólo el último modelo (RCII) produce un buen ajuste. El primer modelo es el modelo de independencia, respecto del cual se considera la mejora en la bondad de ajuste del resto (representado ganancia porcentual bajo el RG^2). Como es de esperar, este modelo está lejos de producir un buen ajuste, mostrando que el primer trabajo del encuestado no es independiente de sus orígenes. Como es usual que la mayoría de estos modelos no produzcan un buen ajuste según p , la literatura sobre el tema evalúa las mejoras (o no) que se producen al pasar de un modelo a otro, según diversos indicadores, como el índice de disimilitud, el valor de BIC o el porcentaje de reducción de L^2 .⁴

Al bloquear la diagonal principal (colocando el valor 1 a lo largo de la diagonal, el primer modelo de cuasi-independencia exhibe una mejora del 50% respecto del modelo de independencia. Si la diagonal principal se bloquea no con un valor único sino con valores de 1 a 7, el nuevo modelo de cuasi-independencia produce una mejora del 70% en el ajuste, respecto del modelo de independencia. Ya en este último modelo el índice de disimilitud muestra que un 8,7% de los casos deberían cambiar de lugar para igualar las distribuciones de origen y destino. Nótese que el bloqueo de la diagonal principal

⁴ L^2 (o *deviance*), se distribuye como Chi^2 bajo el supuesto de que el modelo en evaluación es verdadero. Los valores de L^2 son más elevados mientras mayores sean las discrepancias entre las frecuencias observadas y las ajustadas por el modelo, es decir mientras peor sea el ajuste. Los valores de este estadístico y los grados de libertad permiten un test para poner a prueba la hipótesis de que las frecuencias estimadas por el modelo son significativamente distintas a las observadas. Si L^2 es estadísticamente significativo (indicado con los valores de p), quiere decir que el modelo no ajusta bien los datos. Por el contrario, si L^2 no es significativo estadísticamente, hay un buen ajuste de los datos. Sin embargo, L^2 tiene como problema que su valor (y, por tanto, el resultado de la prueba de hipótesis) es muy sensible al número de casos, lo que puede conducir a rechazar o aceptar modelos básicamente por el tamaño de la muestra: mientras mayor es el número de casos, es más probable que sólo ajusten modelos con gran cantidad de parámetros y que utilizan un alto número de grados de libertad –y que, por tanto, no son parsimoniosos–. Por este motivo, el cuadro también incluye otras dos medidas para evaluar los modelos: el *Bayesian Information Criterion* (BIC) y el índice de disimilitud que indica la proporción de casos observados mal clasificados de acuerdo a las frecuencias esperadas bajo un modelo (ID). El BIC penaliza L^2 por sus grados de libertad. Un valor negativo del BIC indica un buen ajuste del modelo, y en la comparación de diferentes modelos, debe preferirse aquel que tenga el menor valor. Por su parte, el ID es una medida invariante al tamaño de la muestra, que indica el porcentaje de casos ajustados por el modelo que tendría que cambiar de celda para que las frecuencias observadas y esperadas sean idénticas. En el caso específico del ID, ha sido señalado que deben considerarse como ajustes aceptables aquellos modelos en los que el porcentaje de casos mal clasificados esté en valores del 2% o hasta el 3% (Agresti, 2002:329-330). Para detalles sobre las medidas de bondad de ajuste en los modelos log-lineales ver, entre otros, Agresti (2007), Firth y Kuha (1999) y Powers y Xie (2000). Ver, en particular, las fuertes críticas a BIC por parte de Weakliem (1999).



busca controlar la mayor influencia de la “heredad” o “autoreclutamiento”, ya que la diagonal principal es la expresión más directa de inmovilidad social, en este caso de la ocupación actual respecto de la ocupación original.

Cuadro 4. Estimaciones de modelos de dos vías (7 x 7 categorías). Varones 25-65 años. Encuesta 2007. N = 1260 casos.

<i>Modelos</i>	L^2	P	G. Lib.	Ind. Dis.	BIC	Rg^2
Independencia	453,752	0,000	36	21,3	196,751	---
Cuasi-Independencia I	224,877	0,000	35	15,9	-24,984	50,44%
Cuasi-Independencia II	133,217	0,000	29	8,7	-73,812	70,64%
Esquinas cruzadas	56,794	0,001	27	4,6	-135,956	87,48%
Esquinas cruzadas-corto alcance	52,622	0,002	26	3,7	-132,990	88,40%
Cruces	78,942	0,000	30	6,5	-135,225	82,60%
Core	52,882	0,003	28	5,4	-147,007	88,35%
Efecto fila-col. RCII (dg. bloq.)	16,532	0,555	18	2,2	-111,968	96,36%

Si además de controlar la diagonal principal se bloquean también las esquinas superior izquierda e inferior derecha, que dan cuenta de los excesos de movilidad de corto alcance para las categorías superiores (no manuales) y las categorías inferiores (manuales), la mejora del ajuste es superior al 87% respecto del modelo de independencia y sólo 4,6% de las celdas deberían cambiar de ubicación para igualar las distribuciones de origen y destino. Si, además, se bloquean todos los movimientos de corto alcance (la diagonal por arriba y por debajo de la diagonal principal), la mejora del ajuste es apenas superior (88%) pero sólo 3,7% de las celdas deberían cambiar de lugar para igualar orígenes y destinos. O sea, al controlar las rigideces de los excesos de movimientos de corto alcance, mejora el ajuste.

El modelo de cruces no mejora el ajuste. Como notan Powers y Xie (2000): “La hipótesis implicada por el modelo de cruces es que diferentes categorías de una variable nominal presentan grados diversos de dificultad para el cruce” (p. 117).

Tampoco lo hace el core model, aunque mejora respecto del modelo de independencia en un 88%, BIC exhibe el valor negativo más alto, aunque el índice de disimilitud alcanza un 5,4%. Una breve descripción del core model es que trata de dar cuenta de diferentes efectos, a partir de ocho matrices. Si bien Erikson y Goldthorpe no



reconocen con claridad un carácter jerárquico a sus categorías, hacen una distinción según niveles de status socioeconómico de sus categorías (ver Breen 2004, pp. 27-31), lo que los lleva distinguir dos movimientos jerárquicos, ya sea entre clases de un mismo nivel jerárquico (HI1), y los que ocurren entre dos niveles (HI2). Luego viene el efecto de herencia de posiciones de clase, siendo la primera la que da cuenta de la heredad entre origen y destino en la diagonal principal (IN1), luego el caso en que la heredad es marcada fuera de la diagonal (IN2) y, finalmente (IN3), el caso donde la heredad se centra en la categoría de autónomos rurales (clase IVc). Viene luego una matriz única, SE, que da cuenta de barreras de movilidad entre el sector rural y el no rural. Cierran este grupo de matrices dos matrices adicionales, que dan cuenta del efecto “afinidad”, uno (AF1) para los movimientos entre el extremos superior y el inferior (clases I-II y VIIb) y el segundo (AF2), que “identifica movimientos recíprocos entre I+II y III; entre IVa+b y IVc; y entre V+VI y VIIa; y movimientos no recíprocos de IVc a VIIa y de VIIb a VIIa” (Breen, p. 30). Agrega Breen que los primeros se veían como más improbables, más probables los segundos.

La descripción del RCII Model, o modelo log-multiplicativo de efectos filas-columnas, es menos intuitiva. Además de que hay diferencias de estimación en los parámetros según el software usado (por ejemplo, Lem *versus* Stata). Una de sus ventajas es su gran parsimonia, mientras que otra, indica Breen (p. 33), “es su facilidad de interpretación, donde las razones de chances (*odds ratios*) dependiendo directamente de las ‘distancias’ entre las clases. Por ejemplo, las razones de chances que involucran cualquier par de clases de origen serán más pequeñas si tienen puntajes de origen similar; más grandes si sus puntajes difieren mucho”. Aquí se presentan los resultados básicos, no los parámetros, ya que estos resultados son similares para los distintos programas. Nótese que es el único que produce un muy buen ajuste según p, pero cuando se bloquea la diagonal principal, ya que sin tal bloqueo el ajuste no es bueno.⁵

En cuanto al análisis correspondiente a las mujeres, se trabaja con cuadros de 6 x 6 categorías de clase, dada la escasa presencia del sector rural. Los resultados de los

⁵ No se presentan los resultados del modelo del RCII sin la diagonal bloqueada.



distintos modelos son prácticamente similares a los de los varones, por lo que ello exige de mayores comentarios. No hay cambios de tendencias.

Cuadro 5. Estimaciones de modelos de dos vías (6 x 6 categorías). Mujeres. 25-65 años. Encuesta 2007. N = 1412 casos.

<i>Modelos</i>	L^2	p	G. Libertad	In. Disim.	BIC	RG^2
Independencia	822,132	0,000	25	30,5	640,812	---
Cuasi-Independencia I	255,184	0,000	24	13,5	81,118	68,96%
Cuasi-Independencia II	114,356	0,000	19	6,5	-23,446	86,09%
Esquinas cruzadas	34,221	0,008	17	2,4	-89,076	95,84%
Esquinas cruzadas-Corto alcance	33,876	0,006	16	2,4	-82,168	95,88%
Cruces	133,800	0,000	20	7,4	-11,256	83,73%
Core Model	85,291	0,000	18	6,7	-45,259	89,63%
RC II Model (diagonal bloqueada)	9,281	0,506	10	0,01	-63,247	98,87%

3.1a Breve referencia a asociación origen destino según coeficientes de dos modelos

Habíamos notado que tanto el modelo de cruces como el core model no producían un buen ajuste según p , pero otros indicadores mostraban mejoras introducidas por estos modelos. Como una digresión dentro de los límites de esta ponencia, haremos referencias a los coeficientes o parámetros puntuales de cada uno de ellos, para el caso de los varones.

En el caso del modelo de cruces, todos los coeficientes son negativos y en su mayoría estadísticamente significativos, mostrando las dificultades de pasar de una categoría a otra. Los valores no significativos involucran a los autónomos rurales, de muy escaso peso en la muestra, por lo que no se les presta atención. Las mayores dificultades o barreras de movilidad se observan en los extremos, primero en las barreras que separan a los manuales semi y no calificados urbanos de los rurales y, a la distancia, las que separan a los no manuales rutinarios de la clase de servicios.



Cuadro 5a. Parámetros del modelo de Cruces.

Clase I+II - Clase III	-0,7499***
Clase III - Clase IVab	-0,6456***
Clase IVab - Clase IVc	-0,4599
Clase IVc - Clase V+VI	-0,0541
Clase V+VI - Clase VIIa	-0,2316**
Clase VIIa - Clase VIIb	-1,3949***

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

Los coeficientes del core model son los siguientes, agregándose los valores de Erikson y Goldthorpe *para movilidad intergeneracional* de Inglaterra y Francia (core model original).

Cuadro 5b. Parámetros del “Core Model”.

Efectos	Parámetros	Parám. E&G
Jerarquía I	-0,01	-0.22
Jerarquía II	-0,33*	-0.42
Heredad I	1,06***	0.43
Heredad II	1,31***	0.81
Heredad III	-0,49	0.96
Sector	-0,83***	-1.03
Afinidad I	-2,92*	-0.77
Afinidad II	0,68***	0.46

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

Si no se toma en cuenta el valor para Heredad III, referida a los Pequeños propietarios y cuenta propia rurales (clase IVc), caso en que las diferencias son relevantes, el modelo propuesto por Erikson y Goldthorpe –para vincular clase del padre y clase del encuestado- denominado core model y tomado internacionalmente como pauta comparativa internacional (más allá de las diversas modificaciones introducidas por muchos autores), exhibe pautas razonablemente similares a las obtenidas aquí para vincular la ocupación inicial del encuestado con su primera ocupación. Como observa Breen, la dificultad de los movimientos jerárquicos se expresa en los valores negativos



de Jerarquía I y II (HI1 y HI2), mientras que el efecto heredad (o propensión a la heredad) debería ser positivo (dejando de lado nuestra situación particular para IN3, debido a la escasa relevancia de la clase IVc (autónomos rurales). Finalmente, agrega Breen (p. 31) que “el efecto sector debería ser negativo, porque captura la dificultad de moverse entre los dos sectores”. Y que “de los efectos afinidad, AF1 debería ser negativo (captura una ‘desafinidad’) y AF2 positivo”. No debe perderse de vista que se comparan nuestros parámetros de movilidad *intra*-generacional con los de *inter*-generacional del denominado core model.

3.2 Modelos de tres vías, según edad, educación o sexo

Se continúa con el análisis de movilidad desde la primera ocupación a la ocupación actual, introduciendo cortes por edad y educación, considerando finalmente posibles diferencias por sexo. En los cuadros que siguen, se ofrecen los resultados pertinentes. Después del modelo de asociación nula, se presentan resultados para el modelo de asociación constante. Este segundo modelo busca responder si la asociación existente se mantiene constante, por ejemplo a través de los grupos de edad considerados. 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 por cohorte, “*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. Agrega este autor 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).



3.2.1 Varones

Para la edad, se toma un grupo de 51 años y más, otro de de 36 a 50 años y el más joven de 25 a 35 años. En realidad, el modelo de asociación constante produce un buen ajuste y el modelo de diferencias uniformes no produce mejoras, mostrando el test de chi cuadrado que no hay diferencias significativas entre ambos. Si, de todas formas, se presta alguna atención a los coeficientes, haciendo igual a 1 al grupo de mayor edad, parecería que se debilita la asociación entre orígenes y destinos en las edades más jóvenes, en el sentido de que las ocupaciones actuales de los más jóvenes serían menos dependientes de su ocupación inicial.

Cuadro 6. Estimaciones de modelos de tres vías (6 x 6), según edad y educación. Varones 25-65 años. N = 1260 casos.

Mod. 3 vías - Edad	L ²	p	G. Liber.	In. Dis.	BIC	RG ²
Ausencia de asociación	478,260	0,000	75	21,4	-57,161	---
Asociación constante	34,087	0,958	50	5,0	-322,860	92,87%
UNIDIFF	33,842	0,939	48	5,0	-308,828	92,92%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,885</i>						
Grupos de Edad	51 años +	36-50 años	25-35 años			
<i>Betas para edad</i>	<i>1,0000</i>	<i>0,9388</i>	<i>0,9404</i>			
Mod. 3 vías – Educación						
Ausencia de asociación	238,862	0,000	75	11,3	-313,958	---
Asociación constante	39,564	0,855	50	3,1	-328,982	83,44%
UNIDIFF	39,028	0,819	48	3,0	-314,777	83,66%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,765</i>						
Grupos de Educación	Primaria	Secundaria	Superior			
<i>Betas para educación</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,0216</i>	<i>0,8863</i>			
Mod. 3 vías – Clase Padre						
Ausencia de asociación	405,440	0,000	72	19,6	-104,207	---
Asociación constante	35,661	0,485	36	4,4	-219,162	91,20%
UNIDIFF	35,486	0,445	35	4,3	-212,259	91,25%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,676</i>						
Nivel de Clase del Padre	Manual	No Manual				
<i>Betas para clase padre</i>	<i>1,0000</i>	<i>0,9462</i>				



Igualmente, cuando se consideran tres grupos de educación (primarios, secundarios y superiores), el modelo de asociación constante produce un buen ajuste y el de diferencias uniformes no exhibe mejoras significativas. Si, igual que en el caso anterior, se presta alguna atención a los coeficientes (haciendo igual a 1 a los de menor educación), cuando se alcanza la educación superior parece debilitarse la dependencia de la ocupación actual de la ocupación inicial de los encuestados.

Una consideración final, que implicaría introducir indirectamente un aspecto de movilidad intergeneracional, surge de aplicar estos mismos modelos tomando en cuenta una división dicotómica del nivel ocupacional del padre, que prácticamente separa las ocupaciones no manuales de las manuales, incluyendo en las primeras los pequeños propietarios y cuenta propia urbanos. Puede verse que el modelo UNIDIFF no mejora el ajuste del de asociación constante, indicando la poca relevancia en este caso del nivel ocupacional del padre. Si se presta atención a los coeficientes beta, la movilidad sería apenas mayor cuando los padres detentan ocupaciones no manuales, respecto de los padres con ocupaciones manuales.

3.2.2 Mujeres

En el siguiente cuadro se presenten los resultados de los modelos de tres vías para las mujeres, en este caso para cuadros de 6 x 6 categorías de clase.

Cuadro 7. Estimaciones de modelos de tres vías (6 x 6), según edad y educación. Mujeres 25-65 años. N = 1412 casos.

Mod. 3 vías – Edad	L^2	p	G. Liber.	In. Dis.	BIC	RG^2
Ausencia de asociación	861,108	0,000	75	31,4	317,145	-----
Asociación constante	47,827	0,561	50	5,6	-314,815	94,45%
UNIDIFF	39,571	0,802	48	4,6	-308,566	95,40%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: $p=0,016$</i>						
Grupos de Edad	51 años +	36-50 años	25-35 años			
<i>Betas para edad</i>	<i>1,0000</i>	<i>0,7983</i>	<i>1,0453</i>			
Mod. 3 vías – Educación						
Ausencia de asociación	480,908	0,000	75	19,9	-63,055	-----



Asociación constante	47,944	0,556	50	4,6	-314,697	90,03%
UNIDIFF	38,128	0,845	48	3,5	-310,008	92,07%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,007</i>						
Grupos de Educación	Primaria	Secundaria	Superior			
<i>Betas para educación</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,0016</i>	<i>0,5961</i>			
Mod. 3 vías – Clase Padre						
Ausencia de asociación	<i>699,254</i>	<i>0,000</i>	<i>50</i>	<i>28,4</i>	<i>340,745</i>	<i>---</i>
Asociación constante	<i>35,424</i>	<i>0,081</i>	<i>25</i>	<i>3,3</i>	<i>-143,830</i>	<i>94,93%</i>
UNIDIFF	<i>35,247</i>	<i>0,065</i>	<i>24</i>	<i>3,5</i>	<i>-136,837</i>	<i>94,96%</i>
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,674</i>						
Nivel de Clase del Padre	<i>Manual</i>	<i>No Manual</i>				
<i>Betas para clase padre</i>	<i>1,0000</i>	<i>0,9600</i>				

Es importante señalar que en este caso el modelo de diferencias uniformes exhibe diferencias significativas respecto al modelo de asociación constante, tanto para grupos de edad como para grupos de educación. Parece que la menor asociación entre orígenes y destinos (mayor movilidad) se da para la edad intermedia (36-50 años), respecto de las mujeres mayores. Esto desaparece al llegar a las mujeres de menor edad (25-35 años). Es probable que estas últimas requieran un tiempo más para mejorar su entrada al mercado de trabajo. En cuanto a la educación, igual que para los varones la asociación es menor recién para aquellas con estudios superiores, pero de forma mucho más marcada. Es decir, la educación superior jugaría un rol más relevante en la movilidad de las mujeres desde su primera ocupación hasta la ocupación actual. Debe notarse que las diferencias para las mujeres son igualmente más relevantes porque en este caso la diferencia de UNIDIFF *versus* el modelo de asociación constante es estadísticamente significativa. En cuanto a la influencia del nivel ocupacional del padre, también se repite la situación de los varones, en el sentido que el modelo de diferencias uniformes prácticamente no mejora el buen ajuste producido por el de asociación constante y la movilidad, cuando se toma en cuenta las ocupaciones no manuales de los padres, apenas aumenta respecto de aquella de la presencia de padres manuales.



3.2.3 Modelo de tres vías según sexo

Se presenta ahora un modelo de tres vías por sexo, que permite ver conjuntamente a varones y mujeres.

Cuadro 8. Estimaciones de modelos de tres vías (6 x 6), según sexo. Varones y Mujeres, 25-65 años. N = 2672 casos.

Mod. 3 vías – Sexo	L ²	p	G. Liber.	In. Dis.	BIC	RG ²
Ausencia de asociación	1265,177	0,000	50	26,1	870,646	---
Asociación constante	65,613	0,000	25	4,1	-131,652	94,81%
UNIDIFF	55,218	0,000	24	4,1	-134,157	95,64%
<i>UNIDIFF vs As. Cons: p=0,001</i>						
Sexos	Varones	Mujeres				
<i>Betas para sexo</i>	<i>1,0000</i>	<i>1,3149</i>				

En esta última instancia, cuando se toma en cuenta el sexo, ninguno de los modelos considerados produce un buen ajuste según el valor de p , pero la diferencia en L^2 entre el modelo de asociación constante y el UNIDIFF es estadísticamente significativa (además de que valor negativo de BIC es relevante en los dos modelos). Puede señalarse que la mejora introducida por el modelo de diferencias uniformes debe tomarse en cuenta. Haciendo varones igual a 1, se observa que las ocupaciones actuales de las mujeres exhiben una dependencia relevante respecto de su ocupación primera, en comparación con los varones.

4. Observaciones finales

Como es tradicional en la movilidad intergeneracional para dos vías, el modelo de independencia no ajusta los datos, mejorando el ajuste a medida que se bloquean distintas celdas que favorecen la inmovilidad o el exceso de movilidad de corto alcance. Cuando se producen ambos bloqueos conjuntamente, se alcanza un ajuste razonable, siendo el valor del índice de disimilitud 3,7% para los varones, 2,4% para las mujeres.

Cuando se tratan de especificar barreras de cruces entre las clases, el ajuste no es relevante, si bien mejora un poco respecto a algunos modelos previos. Las principales



barreras, en el caso de los varones, se observan para la movilidad primero en el extremo inferior (entre las clases manuales no calificadas urbanas y rurales) y luego en el extremo superior (entre la clase de servicios y los no manuales rutinarios). Para las mujeres (cuadro de 6x6) la barrera fundamental es la de la parte inferior entre las clases manuales no calificadas urbanas y las rurales (sumados a esta última las cuenta propias rurales).

Cuando se consideran modelos de tres vías para los varones, en general la asociación constante produce un buen ajuste, indicando que las variables de control introducidas tienen escasa relevancia. Dentro de este marco, la menor edad, la mayor educación y el estatus no manual de las ocupaciones de los padres *parecerían hacer* disminuir la asociación entre la primera ocupación y la ocupación actual de la persona encuestada, en favor de una mayor movilidad.

En el caso de las mujeres, el modelo de diferencias uniformes mejora el ajuste respecto de la asociación constante para edad y educación, y ello es estadísticamente significativo. La edad intermedia y los estudios superiores juegan un rol relevante en disminuir la asociación entre la ocupación inicial y la actual. El estatus ocupacional del padre no introduce diferencias significativas respecto del modelo de asociación constante, aunque, igual que para los varones, las ocupaciones no manuales de los padres, respecto de las manuales, tenderían a facilitar cierta movilidad.

Al tomar conjuntamente varones y mujeres en un modelo de tres vías, el modelo de diferencias uniformes no introduce mejoras respecto del de asociación constante. Si, de todas maneras, se prestara atención a los coeficientes que miden la asociación entre orígenes y destinos, tales coeficientes tenderían a indicar una asociación más fuerte entre la ocupación inicial y actual de las mujeres, sugiriendo menor movilidad respecto de los varones.

Futuros trabajos deberán coadyuvar a avanzar sobre estos primeros ejercicios.



Referencias bibliográficas

- Agresti, Alan. 2002. *Categorical Data Analysis*. 2a. edición. Nueva York: Wiley.
- Breen, Richard (Comp.). 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Erikson, Robert y John Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon.
- Erikson, Robert, John Goldthorpe y Lucienne Portocarero. 1979. "Intergenerational Mobility in Three Western European Societies". *British Journal of Sociology* 30: 415-441.
- Firth, David y Jouni Kuha. 1999. "On the index of dissimilarity for lack of fit in log linear models". Documento de Trabajo. Nuffield College, Oxford.
- Goldthorpe, John H. 2007. *On Sociology*. Vol. II. 2da. Edición. Stanford, California: Stanford University Press. Cap. 5: 101-124.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2000. *Estratificación social y movilidad. Un estudio del área metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: EUdeT.
- Jorrat, Jorge Raúl. 2012. "Clase, identidad de clase y percepción de las sociedades desde elitistas hasta igualitarias: Argentina en un contexto comparativo internacional". *Desarrollo Económico* 52, 205: 63-94.
- Powers, Daniel A. y YU Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego, Ca: Academic Press.
- Weakliem, David L. 1999. "A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection". *Sociological Methods & Research* 27, 3: 359-397.
- 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.