

#### Grupo 4: Trabajo y estructura social

### **Pautas de homogamia educativa en Argentina y reproducción en la estructura social: una aproximación desde la forma que adquiere la entrada a la unión conyugal**

**Santiago Rodríguez**

Instituto de investigaciones Gino Gemani. Uriburu 950 6p. C.P 1114. Ciudad de Buenos Aires.

[sar82@hotmail.com](mailto:sar82@hotmail.com)

#### **Introducción**

Los análisis sobre las condiciones de la formación de las parejas reconocen que en el proceso de selección puede intervenir una “*homogamia cultural*” (que implica componentes educativos) y una “*homogamia económica*”, y que el proceso de apareamiento (matching) y/o conubio se orienta por estrategias que pueden privilegiar tanto las “*semejanzas*” como los “*diferencias*” (Di Maggio y Mohr, 1985). De acuerdo con las primeras, las potenciales parejas buscan a alguien de su mismo status, y según las segundas buscan a alguien de status superior: el general, las primeras enfatizan en lo cultural y las segundas en lo económico. La hipótesis de la semejanza se sustenta en que la similitud cultural entre los cónyuges -homogamia educacional- en relaciones de largo plazo “asegura una base común de conversación, provee confirmación de las propias normas y valores, y reduce la fricción que dentro del matrimonio puede surgir por la diferencia de gusto” (Kalmijn, 1994:426). En tanto la hipótesis de la competencia está gobernada por los beneficios de compartir los recursos económicos que la pareja aporta al matrimonio.

Desde una perspectiva de estratificación y desigual social, nos concentraremos en las semejanzas o apareamientos en educación y, por ende, estaremos cerca de la hipótesis que pone el acento en la similitud cultural. El estudio de la homogamia es importante para entender un aspecto de la reproducción intergeneracional de la desigualdad. Primero, la homogamia se considera un indicador del nivel de apertura social complementario a la movilidad social intergeneracional. El supuesto es que mientras más bajo sea el índice de homogamia -es decir, más uniones entre personas de diferentes niveles educativos existan- más abierta es la sociedad y menos relevantes son las barreras sociales entre los grupos (Torche, 2007:22). Segundo, la homogamia contribuye a reproducir las desigualdades sociales ya que la heterogeneidad social entre las familias favorece la transmisión desigual de recursos de una generación a otra (Solís, 2011:2).

El objetivo de esta ponencia es analizar pautas de homogamia/heterogamia educativa distinguiendo analíticamente matrimonios y uniones consensuales. Nos preguntamos específicamente, ¿existen diferencias entre el tipo de unión -matrimonio/unión consensual- en función de la tendencia a unirse con personas de similar educación (homogamia)?, ¿cuáles son los niveles de instrucción más homogámicos? En relación a la formación de las uniones mixtas (heterogamia), ¿cuáles son las principales barreras educativas que imponen o limitan la interacción entre los diferentes grupos sociales? y ¿la pauta de hipergamia es equivalente en los matrimonios y en las uniones consensuales?

En relación al objetivo y los interrogantes planteados, esta ponencia se desarrolla a lo largo de cuatro secciones: i) en la perspectiva teórica se definen los conceptos que nos proporcionan el andamiaje conceptual que sustenta el estudio, ii) en la estrategia metodológica se describen la fuente de datos, métodos y variables utilizadas, iii) en la tercera sección realizamos un análisis descriptivo y aplicamos modelos log-lineales y en la última sección, iv) presentamos las reflexiones finales.

### **El andamiaje teórico-conceptual de la homogamia/heterogamia educativa**

Para estudiar las pautas de homogamia educacional en parejas legales y consensuales, apelamos al concepto de mercado matrimonial y partimos del supuesto que existe un conjunto de personas que están disponibles para formar parejas y/o dispuestos a encontrarlas. El mercado matrimonial, según la definición de Torrado (2007), refiere al “espacio de intercambio donde cada hombre y cada mujer es a la vez oferente y demandante y acciona para valorizar el capital económico, cultural, social o simbólico a los fines de optimizar la elección de un compañero (...). Se trata de un mercado fragmentado por clivajes relacionados con la edad, la etnia, la religión, la clase social, la cultura, el nivel educativo, la localización residencial, etc.” (Torrado, 2007:399). El concepto de mercado segmentado sirve a nuestros propósitos, en tanto destaca los principales componentes sociológicos en los cuales se encuadran las relaciones conyugales.

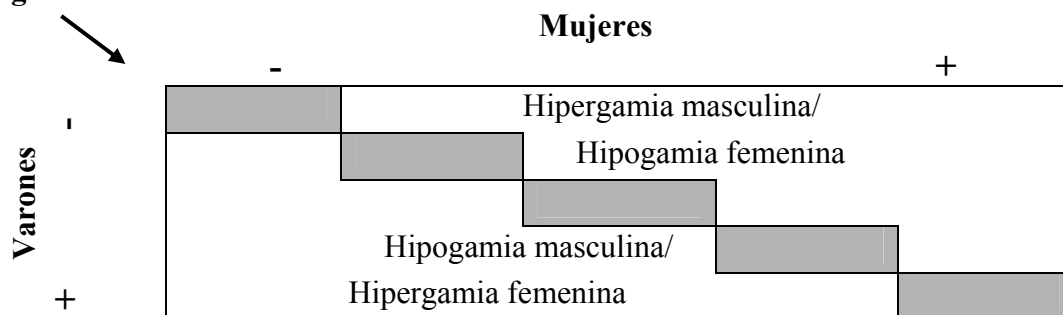
La sociología y la demografía abordan el estudio de la selección de las parejas concentrándose específicamente en los conceptos de homogamia/heterogamia. La composición de las parejas está sujeta a los principios básicos que articulan el conjunto de las relaciones sociales, entre ellos el principio de homofilia, aquel por el cual personas con similares características se unen entre ellas en una proporción mayor que entre personas disimilares. La plasmación de la

homofilia en el proceso de selección conyugal da lugar a uniones homógamas. El vocablo “homogamia” está compuesto por el sufijo de origen griego “gamos”, que significa unión o matrimonio, y por el prefijo del mismo origen “homo”, que significa igual o mismo. La combinación de “homo” y “gamos” da como resultado unión entre iguales (Esteve y McCaa, 2007: 57). En ciencias sociales, la homogamia se utiliza para designar aquellas uniones o matrimonios entre personas con características comunes. A partir de este concepto central, se establecen los antónimos y sus derivados.

En primer lugar, la heterogamia, define una unión entre personas con características sociales distintas (Torrado, 2004: 181). En segundo lugar, la descomposición de la heterogamia en un sentido jerárquico -cuando la característica sobre la cual se establece la comparación es gradacional- puede estimarse la dirección en la que se realiza la unión. Posicionándonos desde la perspectiva de uno de los dos cónyuges, el matrimonio supone la unión con una pareja que es más, un matrimonio “hacia arriba”, o que es menos, un matrimonio “hacia abajo”. Estas dos opciones dan lugar a los términos de hipergamia y de hipogamia. Si bien es preciso indicar si la hipergamia o la hipogamia son masculinas o femeninas, según el cónyuge que se haya tomado como referencia, Carabaña (1994) señala que la literatura especializada suele usar por defecto ambos términos en relación a la mujer, y obviar de esta manera el género.

### Esquema homogamia, hipergamia e hipogamia

#### Homogamia



Fuente: elaboración propia en base a Cortina Trilla (2007).

Así entre las parejas heterógamas distinguimos entre “hipergamia” e “hipogamia” cuando la variable a partir de la cual examinamos la similitud o diferencia entre los cónyuges es una variable jerárquica, como por ejemplo la educación. Esta distinción está basada en el hecho de si es el hombre o la mujer quien ocupa la posición más elevada en dicha jerarquía. En el caso de la educación y tomando la posición de la mujer como referencia, cuando una mujer se casa o se une hacia arriba con un hombre de mayor nivel de estudios, forma una pareja hipérgama.

Cuando se casa o se une hacia abajo con una pareja de menor nivel de instrucción, forma una pareja hipógama (Esteve y McCaa, 2007:57-58).

La noción de heterogamia revela la interacción de las personas a través de las barreras sociales de los grupos y también muestra que los miembros de diferentes grupos se aceptan el uno al otro. En contraposición, la homogamia es un mecanismo por el cual se establecen y resguardan grupos cerrados; posibilitando de esta forma su reproducción de la estructura social (Bourdieu, 2007:297).

### **Estrategia metodológica**

Nuestro enfoque del problema de investigación nos llevó a utilizar una estrategia cuantitativa, que nos permitiera un ejercicio de exploración de los alcances de la homogamia/heterogamia educacional en parejas legales y consensuales. Los datos utilizados provienen de las muestras de microdatos censales armonizadas puestas a disposición por el proyecto IPUMS-International<sup>1</sup>. En concreto, se trata de una muestra del 10% del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas del 2001.

Los microdatos contienen registros individuales organizados por hogares. La estructura del hogar es fundamental para poder reconstruir el archivo de individuos original en un archivo de parejas. Para establecer el vínculo entre los cónyuges, IPUMS ofrece la variable SPLOC (*spouse location*), que identifica el cónyuge para todas aquellas personas de un hogar, sean o no jefe del hogar, cuyo cónyuge se encuentre entre las personas que lo integran. SPLOC utiliza la relación de parentesco y, cuando está disponible, información adicional sobre los distintos núcleos familiares. Sin embargo, en hogares con múltiples núcleos familiares, la asignación del cónyuge es compleja y, a menudo, con la información utilizable, no es posible identificar con la misma precisión quién es cónyuge de quién en aquellas uniones en las que no interviene directamente la persona principal (McCaa, Esteve, Ruggles y Sobek, 2005). Por este motivo, nuestro análisis se reduce a aquellas uniones en que uno de los miembros es el jefe/a de hogar, y por lo tanto excluye a otros matrimonios/ uniones consensuales en el hogar (Torche, 2007). Seleccionamos parejas en que el hombre tiene entre 30 y 39 años. La limitación por edad es una práctica común en este tipo de investigaciones, especialmente cuando se trabaja con datos transversales. En primer lugar, por debajo de cierta edad, por ejemplo de los 25 años; la proporción de individuos que todavía no están conviviendo en

---

<sup>1</sup> Véase <https://international.ipums.org/international/>

pareja es mayor que a los 30 años. Aunque el verdadero elemento de sesgo radica en el hecho de que el riesgo de no estar conviviendo en pareja a los 25 años varía, entre otras cosas, debido al nivel de estudios. De este modo, si se considerasen parejas jóvenes se estaría subestimando muy probablemente a aquellas parejas en las que ambos cónyuges o uno de ellos tiene estudios superiores. El límite superior de edad es utilizado para limitar el sesgo que puede introducir la disolución diferencial de las uniones. Es decir, el hecho de que las uniones tiendan a disolverse más o menos en función de las mismas características de los cónyuges (efecto de selección). Esto no es un problema si el interés central se focaliza -como en nuestro caso- en las uniones prevalentes en un momento determinado (Schwartz y Mare, 2005). No existe evidencia para América Latina sobre la disolución de las parejas en función de las características educacionales de los cónyuges, razón por la cual la limitación por edad es más bien una medida de precaución (López-Ruiz, Esteve y Cabré, 2009:21).

El nivel de instrucción tomado como referencia es el declarado al momento del censo y, por tanto, no se corresponde necesariamente con el que tenían los cónyuges en el momento de casarse o unirse. Aunque permaneciera como una incógnita, creemos que el análisis de los datos es válido ya que como es sabido el nivel educativo adquirido apenas varía después de la celebración de la unión conyugal produciéndose ésta, de manera mayoritaria, al concluir la etapa formativa (Esteve y Cortina, 2005:13). La base de datos de IPUMS cuenta con la variable años de escolarización (YRSCHOOL), permitiéndonos reconstruir categorías educativas para los miembros de las parejas. Construimos 5 categorías: 0 a 6 años de escolaridad, 7 a 11 años, 12 años, 13 a 15 años y 16 años y más. De cierta manera reflejan divisiones al interior de la estructura educativa: hasta primaria incompleta, primaria completa con algunos años de secundaria incompleta, secundaria completa, terciarios y estudios superiores universitarios<sup>2</sup>.

Seleccionadas las parejas, la estructura final de los datos es relativamente sencilla. Se trata de tablas de contingencia que distribuyen las parejas en función del nivel de instrucción y el estado civil. En relación a esta última variable, distinguimos los matrimonios y las uniones consensuales.

---

<sup>2</sup> Además, la categorización propuesta permite comparar nuestros resultados con otros estudios realizados en América Latina que agrupan de la misma forma (Esteve, 2005; Esteve y McCaa, 2007; Dupré Serrano, 2010)

En el análisis aplicamos estadísticas descriptivas e inferenciales. Específicamente modelos log-lineales de uso frecuente es este tipo de investigaciones (Pullum y Peri, 1999; Solís, Pullum y Bratter, 2007; Torche, 2007, 2010; entre otros).

### Pautas absolutas de homogamia/heterogamia educativa

Las tablas que presentamos a continuación muestran la distribución conjunta del nivel de escolaridad de los miembros de las parejas según el tipo de entrada a la unión.

**Tabla 1:** distribución conjunta de los niveles de escolaridad de los miembros de las parejas según modalidad de la unión (porcentaje sobre el total).

<i>Matrimonios</i>							<i>Uniones consensuales</i>							
<b>Escolaridad de las mujeres</b>														
Fuente: elaboración propia en base microdatos censales- IPUMS.														
<b>Escolaridad de los varones</b>		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16	<b>Total</b>		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16	<b>Total</b>
	≤ 6	3,4	4,2	0,5	0,2	0,0	8,4	≤ 6	11,0	9,6	0,6	0,3	0,0	21,6
	7-11	3,8	29,1	7,9	5,7	0,7	47,2	7-11	9,1	36,8	5,9	2,8	0,4	55,0
	12	0,3	5,7	7,4	5,7	1,4	20,5	12	0,7	5,1	3,9	2,1	0,6	12,4
	13-15	0,1	1,8	2,7	6,7	2,3	13,5	13-15	0,2	1,6	1,6	2,8	0,9	7,0
	≥16	0,0	0,4	1,2	3,8	5,0	10,4	≥16	0,0	0,4	0,6	1,4	1,7	4,1
	<b>Total</b>	7,7	41,2	19,6	22,5	9,5	<b>100,0</b> (103,990)	<b>Total</b>	21,1	53,5	12,5	9,3	3,7	<b>100,0</b> (33,618)

Tanto para los matrimonios como para las uniones consensuales, el nivel de instrucción primaria completa resultó ser el más homogámico (el 29% para los matrimonios y casi el 37% para las uniones de hecho, con una diferencia de alrededor de 8 puntos). Los estudios superiores -mayor o igual a 16 años de escolaridad- presentan un nivel de homogamia bajo. Aquí, la diferencia porcentual a favor de los matrimonios es de 3 puntos (véase 5% vs 1,7%).

Los matrimonios, en los 12 años de instrucción -secundario completo- y en la categoría de 13-15 años, alcanzan niveles de homogamia más altos que las uniones consensuales. En la categoría menor o igual a 6 años de escolaridad -hasta primaria incompleta-, las uniones consensuales son más homogámicas que los matrimonios (véase 11% vs 3,4% respectivamente).

Los totales marginales de las tablas nos muestran que los miembros de las uniones consensuales tienen, en comparación con los unidos mediante la vía matrimonial, niveles de instrucción más bajos.

Independientemente del tipo de entrada a la unión, las parejas se constituyeron entre personas que tienen el mismo nivel educacional o con un sólo nivel de diferencia. Las uniones entre personas con acentuadas diferencias en su capital educativo son muy escasas.

En la tabla 3 presentamos medidas resúmenes -índices de homogamia, hipergamia e hipogamia- que nos proporcionan una visión global de las pautas descriptas. Los porcentajes que aparecen en la diagonal principal de las tablas serían indicadores gruesos de homogamia, allí concuerdan los niveles de escolaridad. La suma de los valores en la diagonal nos permite obtener el índice de homogamia. El índice de hipergamia se obtiene sumando los porcentajes por debajo de la diagonal. Recordemos que refiere a las uniones conyugales en las que las mujeres tienen un menor nivel de instrucción que sus parejas. En contraposición, la hipogamia da cuenta de uniones donde las mujeres tienen un nivel educacional más alto. Se calcula sumando los porcentajes por arriba de la diagonal (Rodríguez, 2011).

Tabla 2: Indicadores gruesos de homogamia, hipergamia e hipogamia educativa (en porcentaje)

	<b>Matrimonios</b>	<b>Uniones</b>
Homogamia	51,6%	56,2%
Hipergamia	9,8%	20,7%
Hipogamia	28,6%	23,1%
<b>Total</b>	100%	100%

En términos generales, los porcentajes indican que los dos tipos de unión muestran un patrón de conducta predominantemente homogámico. El índice de homogamia educativa, tanto en los matrimonios como en las uniones consensuales, alcanzó valores relativamente similares (el 51,6% y el 56,2% respectivamente). Más de la mitad de las parejas, independientemente de la forma que adquiera la entrada a la unión, están constituidas por personas de semejantes niveles educativos que no han cruzado ninguna barrera educativa.

Los valores que asumieron los índices de hipergamia e hipogamia nos llevan a reflexionar en relación a la pauta tradicional de hipergamia femenina -uniones con varones de mayor nivel educativo-. El análisis de nuestros datos, nos estaría indicando que las mujeres tendieron a relacionarse con parejas de menor nivel de instrucción. El índice de hipogamia, para ambos tipos de unión, supera al de hipergamia. En los matrimonios la pauta de hipogamia es más marcada; casi el 29% daría cuenta de uniones en las cuales las mujeres tienen niveles de

instrucción más altos que sus esposos. Mientras que en las uniones consensuales esta pauta no es tan significativa. En este caso la diferencia entre el índice de hipogamia e hipergamia es de 2,4 puntos porcentuales.

El avance de la mujer en relación a logros en el sistema educativo puede señalarse como una de las causas del incremento de matrimonios y/o uniones donde la mujer tiene mayor capital cultural que el varón, revirtiendo poco a poco la pauta tradicional de hipergamia femenina<sup>3</sup>. Estas tendencias concuerdan con los resultados de investigaciones recientes sobre transformaciones en patrones de nupcialidad y cambios en la organización familiar. El estudio de Mazzeo y Ariño (2009) para la Ciudad de Buenos Aires con datos de estadísticas vitales, muestra que el progreso continuo de la mujer en el sistema educativo y la menor proporción de varones en edades casaderas pueden considerarse como los motivos centrales del aumento de matrimonios y/o uniones en donde las mujeres tienen un nivel de instrucción mayor que sus parejas. Las autoras hacen referencia al conjunto de matrimonios donde la mujer tiene un nivel educativo mayor al varón, superando al de matrimonios donde se registra la situación inversa (Mazzeo y Ariño, 2009: 24). En esta misma línea, Binstock (2009) sostiene que más allá de la forma que adquiere la unión -matrimonial o consensual- no se observan grandes diferencias en relación a la homogamia educativa entre los cónyuges. Sus resultados provienen de un análisis de una encuesta aplicada a una muestra representativa de 1000 varones y mujeres adultos (entre 18 años y 75 años) residentes en grandes centros urbanos de la Argentina.

### **Pautas relativas de homogamia/ heterogamia educativa**

A continuación presentamos un avance analítico a partir de modelos log-lineales. El enfoque se aproxima a la idea de lo que Smits (2003) describe como “*homogamia relativa*” (2004:7): “La asociación entre niveles educacionales de los esposos está influenciada por el grado en que las personas tienen preferencia por una pareja con cierto nivel educacional, pero está también influenciada por la disponibilidad de parejas con dicho nivel educacional”. Si hay menos mujeres que hombres con un nivel educacional alto, como es el caso de muchos países,

---

<sup>3</sup> Al analizar los logros educativos -distinguiendo el sexo de los miembros de estas parejas- pudimos observar que no surgían diferencias significativas en sus promedios de años de escolaridad. Sin embargo, un análisis más detallado para determinados niveles educacionales nos proporcionó algunas especificaciones relevantes. Las mujeres superaban considerablemente a los varones en los estudios terciarios (15 años de instrucción), en secundario (12 años de instrucción) y en los estudios superiores (mayores de 16 años) prácticamente los equiparaban. Por una cuestión de espacio no presentamos estos tabulados en la ponencia. Pueden ser solicitados al autor: [sar82@hotmail.com](mailto:sar82@hotmail.com)



algunos hombres de alta educación no serán capaces de encontrar una pareja con un nivel educacional comparable (Kalmijn, 1998). Si deseamos usar la homogamia educacional como un indicador de apertura y/o cierre social, tenemos que controlar las diferencias en las distribuciones educacionales de varones y mujeres y medir lo que se denomina “*homogamia relativa*” (Ultee y Luijkx, 1990). Para este propósito, utilizaremos análisis log-lineal (Powers y Xie, 2000; Agresti, 2007).

A diferencia de los modelos de regresión, desarrollados en el marco del *event history analysis*, los modelos log-lineales poseen algunas características apropiadas para el análisis de la homogamia. En primer lugar, no distinguen entre variable dependiente y variables independientes sino que miden la asociación entre dos o más variables categóricas más allá de lo que se relacionarían por el azar, libres del efecto de la estructura o distribución de los marginales. En segundo lugar, los modelos log-lineales tratan el mercado matrimonial de forma holística, es decir, considerando todas las interacciones posibles sin necesidad de fragmentarlas para ser adaptadas a otro tipo de técnicas. Se trata de una visión más cercana a los mercados matrimoniales, que no obliga a fracturar el análisis en múltiples combinaciones o transiciones, que, en la mayoría de casos, son interdependientes entre sí.

A continuación presentamos la estructura de los principales modelos aplicados.

**Figura 1**  
Independencia

0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0
0	0	0	0	0

**Figura 3**  
Modelo de esquinas

1	7	0	0	0
6	2	0	0	0
0	0	3	0	0
0	0	0	4	9
0	0	0	8	5

**Figura 5**  
Modelo de hipergamia

X	-	-	-	-
Hiper	X	-	-	-
Hiper	Hiper	X	-	-
Hiper	Hiper	Hiper	X	-
Hiper	Hiper	Hiper	Hiper	X

**Figura 2**  
Quasi-independencia

1	0	0	0	0
0	2	0	0	0
0	0	3	0	0
0	0	0	4	0
0	0	0	0	5

**Figura 4**  
Modelo de cruce

$\xi_1$	v1	v1v2	v1v2v3	v1v2v3v4
v1	$\xi_2$	v2	v2v3	v1v2v3
v1v2	v2	$\xi_3$	v3	v3v4
v1v2v3	v2v3	v3	$\xi_4$	v4
v1v2v3v4	v1v2v3	v3v4	v4	$\xi_5$

El *modelo de independencia* asume que no existe relación entre la educación de los cónyuges y que, por lo tanto, el nivel de instrucción no es una variable a tener en cuenta en la selección de la pareja. Este supuesto equivale a decir que la distribución de las parejas por nivel educativo es resultado del azar. Las frecuencias esperadas que cumplan con el requisito de la independencia se obtienen de:

$$\log f_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j$$

Donde  $\log f_{ij}$  es el logaritmo natural de la frecuencia esperada de uniones para la celda de niveles de escolaridad  $ij$ ;  $\lambda$  la constante;  $\lambda_i$  el término para la fila  $i$ ;  $\lambda_j$  el término para la columna  $j$ .

En una tabla de contingencia de doble entrada en la que ambas variables comparten las mismas categorías, es habitual encontrar que las celdas de la diagonal concentren más casos de los que se concentrarían por azar. Cuando esto ocurre, es apropiado explorar la condición de *quasi-independencia* o el modelo que denominamos “*Homogamia específica por nivel educativo*” que asume independencia en todas las celdas menos en las de la diagonal, que recogen las parejas homogamas. Incorpora cinco términos al modelo base de independencia, uno para cada celda de la diagonal. Formalmente, la expresión de este modelo no varía respecto a la anterior, excepto para las celdas de la diagonal que como mencionamos da cuenta de las uniones homogamas.

$$\log f_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j + \lambda_{ij}, \text{ para } i = j$$

Aquí el último término  $\lambda_{ij}$  es una interacción entre las dos variables (escolaridad de los varones y escolaridad de las mujeres) y es el que cumple con la condición señala.

El *modelo de esquinas* es una ampliación del modelo de *quasi-independencia*. Además de las celdas de la diagonal, asume que las esquinas (las celdas [1,2], [2,1], [4,5], [5,4]) tampoco satisfacen la condición de independencia y, por lo tanto, deben diferenciarse del resto -véase la figura 3-. En este caso, la expresión añadiría una nueva condición:

$$\log f_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j + \lambda_{ij}, \text{ para } i = j \text{ o cuando } [i, j] \text{ es una esquina.}$$

El *modelo de cruce -crossing model-* se usa para medir la distancia entre categorías mediante la obtención de efectos cruzados. Este modelo asume que cada categoría educativa presenta cierto grado de dificultad para ser cruzada (Powers y Xie, 2000). Los parámetros del modelo

representan una hipotética sucesión de barreras que deben ser cruzados por diferentes grados de heterogamia. En este artículo reproduzco la metodología utilizada en trabajos a fines (Solís, Pullum y Bratter, 2007; Esteve y McCaa, 2007; Torche, 2010) y a éstos me remito para mayor información. Los parámetros del modelo se basan en el número de categorías cruzadas, entonces no habría un supuesto implícito de la equivalencia<sup>4</sup>, en cierto sentido, debemos considerar la distancia entre las categorías educativas 1 y 2 (**Cr** 1-2), la distancia entre las categorías 2 y 3 (**Cr** 2-3), la distancia entre las categorías 3 y 4 (**Cr** 3-4), y la distancia que la distancia entre las categorías 4 y 5 (**Cr** 4-5).

El modelo se expresa en:

$$\log f_{ji} = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W - \lambda_{ij}$$

Donde  $\log f_{ji}$  es el logaritmo natural de la frecuencia esperada de uniones para la celda de niveles de escolaridad  $ij$ ;  $\lambda$  la constante;  $\lambda_i^H$  es el efecto marginal que tiene la escolaridad de los varones sobre la frecuencia de las celdas, al igual que  $\lambda_j^W$  para la escolaridad de las mujeres. La interacción en el último término de la ecuación  $\lambda_{ij}$  refleja los parámetros cruzados formados para moldear las barreras entre las categorías (Blackwell, 1998:171).

En el modelo de hipergamia bloqueamos la diagonal de homogamia y agregamos un parámetro adicional global que nos proporciona información sobre la tendencia de las mujeres de unirse hacia arriba para las combinaciones de niveles educativos (Mare, 1991:22) -véase figura 5-.

Las dos tablas que presentamos a continuación nos muestran la estructura y los resultados de los principales modelos comprobados, de cuyo ajuste informan los estadísticos Likelihood Ratio ( $G^2$ ) y Bayesian Information Criterion (BIC). Otro valor complementario para juzgar los modelos es el índice de disimilitud (ID), que calculado para cada uno es el índice de disimilitud entre las frecuencias observadas y predichas, usualmente expresado en porcentaje (es el preferido en la compilación de Breen) (Jorrat, 2008:25). Este resultado es la proporción de casos que debería reclasificarse para llegar a la situación de independenciamiento desde la situación observada. Cuanto menor es el valor de estos estadísticos, mejor es el ajuste<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> En el modelo de cruce bloqueamos la diagonal de homogamia mediante un parámetro global. Este modelo es más parsimonioso ya que para bloquear la diagonal utilizamos solo un grado de libertad adicional.

<sup>5</sup> El  $G^2$  se calcula como  $2 \sum_i \sum_j f_{ij} \log (f_{ij} / F_{ij})$ , que se distribuye aproximadamente como el chi cuadrado. Tiene la ventaja sobre el chi cuadrado que puede subdividirse en componentes; en general, tienen un comportamiento similar. El coeficiente BIC (Criterio de Información Bayesiano), propuesto para juzgar la bondad de ajuste, se define como  $G^2 - \text{Grados de libertad} \times \log n$ . O sea, el valor de  $G^2$  que se estima en el modelo menos el producto de los grados de libertad por el logaritmo de  $n$  (el total de la muestra). Este coeficiente, entre otras cosas, toma en cuenta el tamaño muestral para su cálculo, ya que el chi

Como señalan (Powers y Xie, 2000) buscamos la parsimonia de los modelos<sup>6</sup>. “El objetivo de la búsqueda de modelos es encontrar modelos que describan las características esenciales de los datos usando tan pocos parámetros como sea posible” (2000:23).

Tablas: Modelo log-lineal de dos vías (escolaridad de los varones y escolaridad de las mujeres) para ambos tipos de unión.

<i>Matrimonios</i>	Modelos	G <sup>2</sup> *	gl	BIC	Índice de Disimilitud (%)
	Independencia	55893,2	16	55708,4	28,2
	Quasi - independencia	19181,7	11	19054,6	10,5
	Modelo de esquinas	439,3	7	358,4	1,3
	Modelo de cruce	1044,3	11	917,2	3,0
	Modelo de hipergamia	24176,1	14	24111,1	16,0

<i>Uniones consensuales</i>	Modelos	G <sup>2</sup> *	gl	BIC	Índice de Disimilitud (%)
	Independencia	14419,1	16	14252,3	23,4
	Quasi - independencia	5215,3	11	5100,7	9,1
	Modelo de esquinas	62,3	7	-10,7	0,6
	Modelo de cruce	200,3	11	85,7	2,2
	Modelo de hipergamia	6666,6	14	6617,5	13,9

\* Nota p=0,000

El primero es el modelo base de *independencia*, que prácticamente nunca produce un buen ajuste, pero se utiliza como base de comparación con la estimación de otros modelos. Considerando los altos valores que asumieron los estadísticos G<sup>2</sup> y BIC -tanto para los matrimonios como para las uniones-, nos adelanta una primera e importante conclusión: el nivel de instrucción es una dimensión relevante en la constitución las parejas, no es resultado de una combinación azarosa. Tomando como referencia a los matrimonios, según el índice de disimilitud un 28% de los casos deberían cambiar de categoría educacional para hacer iguales las distribuciones de los esposos y sus esposas.

---

cuadrado está afectado por dicho tamaño muestral. (Algunas críticas a BIC llevaron a algunos autores a preferir el índice de disimilitud) (Jorrot, 2010:592).

En la mayoría de las investigaciones se considera que un modelo cuyo valor BIC no sea negativo no ajusta satisfactoriamente los datos. En nuestro caso, el tamaño de la muestra dificulta obtener estos valores. Reduciendo el tamaño de la muestra sin perturbar la estructura de la distribución de las uniones conyugales, la mayoría modelos alcanzarían valores negativos del BIC, pero las conclusiones permanecerían inalterables, razón por la cual optamos por trabajar con el tamaño original de las muestras (Esteve, 2005:354).

<sup>6</sup> Señalan Powers y Xie (2000) “Por ‘parsimonia’ comúnmente significamos modelos estadísticos con pocos parámetros”. Y agregan que la parsimonia está en tensión con la precisión. “Por ‘precisión’ significamos la habilidad para reproducir los datos, medida por los estadísticos de bondad de ajuste”. Comentan que si bien ambas son propiedades deseables, una se logra a costa de la otra. (2000:23).

En el segundo modelo, “*quasi - independencia*” u homogamia específica por nivel educativo, se produce un avance. Para ambos tipos de unión, bajan los valores de los estadísticos  $G^2$  y BIC pero todavía no logramos un buen ajuste. En la exploración más descriptiva habíamos observado una gran concentración de casos en la diagonal principal de las tablas, que se reflejaba en índices de homogamia que superaban el 50%.

Según el índice de disimilitud un 10,5% de los casos en los matrimonios y un 9% en las uniones consensuales, deberían cambiar de categoría educacional para llegar a la situación de independencia desde la situación observada. Este modelo no elimina la rigidez, lo cual probablemente podría deberse a movimientos o uniones de corta distancia entre personas de niveles de escolaridad adyacentes- como pudimos observar en la sección anterior de la ponencia-.

Tanto en los matrimonios como en las uniones consensuales, el *modelo de esquinas* y el *modelo de cruces* producen un muy buen ajuste de los datos. Disminuyen considerablemente los valores de los estadísticos  $G^2$  y BIC. Para las uniones consensuales, el BIC en el *modelo de esquinas* alcanza un valor negativo (-10,7) indicándonos que mejor es el ajuste y, por lo tanto, mejor es la capacidad explicativa de este modelo. En relación a los matrimonios, el BIC también se reduce ampliamente (439,3 vs 55708,4 que es el BIC del *modelo de independencia*) sin llegar a valores negativos dado el tamaño de muestra. La literatura especializada recomienda preferir un “modelo” según el índice de disimilitud cuando su valor es menor al 2% (Powers y Xie, 2000; Agresti, 2007). El índice de disimilitud en el *modelo de esquinas* alcanza el 1,3% en los matrimonios y 0,6% en las uniones consensuales. El muy buen ajuste de este último modelo, nos indica que existe una estrecha asociación y atracción en los extremos de la tabla, uniones conyugales -matrimoniales y consensuales- constituidas por personas que tienen niveles de instrucción bajos (categorías  $\leq 6$  y de 7-11 años de escolaridad) y entre personas de niveles educativos altos (categorías de 13-15 y  $\geq 16$  de años de escolaridad).

El *modelo de cruce* también produjo un buen ajuste para ambos tipos de unión. Nos señala que la probabilidad de constituir una pareja entre personas de diferentes niveles de instrucción en ausencia de homogamia, dependerá efectivamente de la dificultad de cruzar una serie de barreras que los separan. Este modelo es más parsimonioso que el anterior ya que utiliza menos parámetros (véase los grados de libertad: 11 vs 7 del modelo de esquinas); pero en

relación al índice de disimilitud habría que reclasificar un 3% de los casos en los matrimonios y un 2,2% en las uniones consensuales.

Por último, el modelo de hipergamia no ajusta los datos, sin embargo el parámetro que estima nos brindará una aproximación tentativa en relación a las parejas en las cuales los varones tienen un nivel de instrucción más alto que las mujeres.

### **Pautas específicas de interacción conyugal**

La especificación de los distintos aspectos involucrados en el ajuste de los modelos, demanda mayor precisión y de esta manera poder desentrañar las pautas de homogamia/heterogamia educativa. A continuación, presentamos los parámetros estimados de los principales modelos comprobados para analizar las interacciones conyugales.

El *modelo de quasi-independencia* produce un conjunto de parámetros que permiten evaluar la fortaleza de la diagonal homogamia considerando aleatoriedad en el resto de las elecciones conyugales. Al estimar estos parámetros se puede analizar la homogamia específica por nivel de instrucción de los miembros de las parejas. El *modelo de esquinas* supone además una fuerza de atracción en el extremo superior izquierdo e inferior derecho de la tabla. Preferimos presentar los parámetros de este último modelo, ya que en comparación, presenta un mejor ajuste y además sus parámetros nos permitirán analizar simultáneamente la intensidad y fuerza en la diagonal de homogamia y en los extremos de la estructura educativa.

Parámetros estimados para el *modelo de esquinas* -log odds ratio-.

#### **Uniones consensuales**

		<b>Escolaridad de las mujeres</b>				
		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
<b>Escolaridad de los varones</b>	≤ 6	<b>5.48</b>	2.85			
	7-11	2.62	1.81			
	12			-0.24		
	13-15				1.30	1.92
	≥16				1.81	<b>3.64</b>

Nota: todos los parámetros estimados  $p < 0,001$

## Matrimonios

### Escolaridad de las mujeres

		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
Escolaridad de los varones	≤ 6	<b>4.91</b>	2.79			
	7-11	2.46	1.87			
	12			-0.32		
	13-15				1.41	1.86
	≥16				1.94	<b>3.74</b>

Nota: todos los parámetros estimados  $p < 0,001$

Los valores positivos indicarían cuántas uniones más hay en esa celda respecto a las que habría baja el supuesto de independencia. Más allá de la forma que adquiriera la unión conyugal, los parámetros del modelo nos muestran que para los niveles educacionales extremos (menor o igual a 6 años y mayor o igual a 16 años de escolaridad) hay una fuerte asociación de correspondencia positiva. Esta pauta nos aproxima a la idea de reproducción en los extremos de la estructura educativa. La homogamia es un mecanismo que reproduce intergeneracionalmente la desigualdad social. Si las personas se unen y forman una familia con otros que tienen el mismo nivel de recursos, este proceso reforzará la desigualdad en la generación siguiente (Torche, 2007:23).

En el nivel de escolaridad más bajo ( $\leq 6$ ), las uniones consensuales son un poco más homogamas que los matrimonios (5.48 vs 4.91 respectivamente). Si consideramos al nivel educativo como un indicador *proxy* de la clase social, “(...) en los estratos sociales más bajos existiría una mayor propensión hacia las uniones consensuales. Los costos asociados a la formalización del vínculo conyugal matrimonial (trámites burocráticos, recursos económicos, planificación y celebración de la boda, etc.); implicarían para estos estratos una serie de “trabas” a la hora de iniciar la vida en pareja mediante la vía matrimonial”<sup>7</sup> (Rodríguez Vignoli, 2005). Mientras que en el nivel de escolaridad más alto ( $\geq 16$ ) la pauta homogamia educativa es similar; parámetro estimado de 3.64 para las uniones y 3.74 para los matrimonios. Señalan Kalmijn (1998) y Blossfeld (2009) que permanecer en el ámbito educativo más tiempo significa pasar una buena parte de la vida en un ambiente homogéneo. En este sentido, las instituciones educativas -como por ejemplo las universidades- se

<sup>7</sup> Tenemos en cuenta que la unión consensual se está difundiendo en todos los estratos sociales, sobre todo en los estratos medios y medios-altos. Pero aquí los motivos suelen ser diferentes. Lo cual, demandará futuros trabajos cualitativos que analicen la entrada a la unión como un acontecimiento biográfico de inflexión. Rastreando las motivaciones y significados que se le atribuyen.

convertirían en poderosos mercados matrimoniales de reclutamiento selectivo, donde los candidatos/as pueden conocerse, compartir ámbitos de esparcimiento y formar una pareja.

Los parámetros que comprueban la interacción entre las categorías: i.)  $\leq 6$  y 7-11 y, ii.) 13-15 y  $\geq 16$ , nos muestran zonas extendidas de homogamia educativa. Reflejan la conformación de uniones heterógamas de corta distancia entre personas de niveles de instrucción adyacentes. La mayor asociación en términos de heterogamia de corta distancia se observa, tanto para las uniones consensuales como para los matrimonios, entre aquellas personas que no lograron terminar el secundario. Asimismo, esta pauta de asociación es más fuerte en las uniones consensuales.

Las uniones conyugales -matrimoniales y consensuales- observadas son mayores que las esperadas en todas las celdas de la diagonal excepto en la que representa la homogamia en los 12 años de escolaridad. Nos llama la atención este parámetro [-0.32 para los matrimonios y -0.24 para las uniones consensuales] que pese a ser cercano a cero es negativo. Esto se interpreta como que hay menos uniones de las que habría bajo el supuesto de independencia. Indicaría que las personas que alcanzan los 12 años de instrucción -secundario completo- tenderían a relacionarse con candidatos/as de otros grupos educacionales. Este es un punto crítico ya que separa la educación primaria elemental de la superior. No lo consideramos un indicador estricto de heterogamia sino un reflejo de ser un punto de inflexión entre los grupos educativos. Resultados afines los encontramos en investigaciones recientes realizadas en países latinoamericanos (véase para México Esteve, 2005 y Dupré Serrano, 2010 para el caso chileno).

Los parámetros del *modelo de cruce*, nos muestran la dificultad de cruzar sucesivas barreras entre niveles educativos adyacentes. Estos parámetros son simétricos. Es decir, para cada caso capturan tanto movimientos ascendentes como descendentes entre las categorías. Ahora bien, la probabilidad a la constitución de uniones entre personas de niveles educacionales no adyacentes, se calcula a través de la suma de las barreras entre las categorías que las separan (Torche, 2008:10). Por ejemplo, para que una persona de nivel primario incompleto ( $\leq 6$ ) forme una pareja con otra de nivel superior ( $\geq 16$ ) requiere cruzar 4 barreras. Las barreras entre las categorías: i.) **Cr1**  $\leq 6$  y 7-11, ii.) **Cr2** 7-11 y 12, iii.) **Cr3** 12 y 13-15 y, IV.) **Cr4** 13-15 y  $\geq 16$ .



La expresión para este caso sería:  $[\exp^{-Cr1+ -Cr2 + -Cr3 + -Cr4}] =$  donde **Cr** son los logaritmos naturales de los odds de cada parámetro de cruce<sup>8</sup>. Estos parámetros se suman para medir o representar la distancia entre las categorías educativas. Así, cuanto más alto es el valor de los parámetros de cruce mayor es la distancia entre las categorías educacionales y menos permeables son las barreras. Básicamente nos informan de aquellos niveles que presentan obstáculos a las uniones mixtas. Responden a la siguiente pregunta: en ausencia de homogamia ¿quién se casaría con quién? y ¿qué dificultades encontrarían los cónyuges para cruzar una u otra barrera? (Blackwell, 1998:171).

Parámetros estimados para el *modelo de cruce* -log odds ratio- multiplicados por -1 para facilitar la presentación. Efectos cruzados.

#### Uniones consensuales

		Escolaridad de las mujeres				
		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
Escolaridad de los varones	≤ 6	<b>0</b>	1.07	2.28	3.29	4.60
	7-11	1.07	<b>0</b>	1.20	2.22	3.54
	12	2.28	1.20	<b>0</b>	1.02	2.34
	13-15	3.29	2.22	1.02	<b>0</b>	1.32
	≥16	4.60	3.54	2.34	1.32	<b>0</b>

Nota: todos los parámetros estimados  $p < 0,001$

#### Matrimonios

		Escolaridad de las mujeres				
		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
Escolaridad de los varones	≤ 6	<b>0</b>	1.24	2.37	3.33	4.65
	7-11	1.24	<b>0</b>	1.13	2.09	3.41
	12	2.37	1.13	<b>0</b>	0.96	2.28
	13-15	3.33	2.09	0.96	<b>0</b>	1.31
	≥16	4.65	3.41	2.28	1.31	<b>0</b>

Nota: todos los parámetros estimados  $p < 0,001$

La interacción entre los distintos grupos educacionales decrece conforme nos alejamos de la diagonal de homogamia.

El área más permeable en las dos tablas, donde hay menos restricciones para constituir una unión, queda definida por el nivel secundario completo -12 años de educación- y los 13-15 años de escolaridad (1.02 para las uniones consensuales y 0.96 para los matrimonios). Esta pauta era esperable, ya que como pudimos observar en el *modelo de esquinas*, la homogamia en los 12 años de instrucción -secundario completo- asumió un valor negativo indicándonos

<sup>8</sup> Se espera que todos estos parámetros sean negativos, indicando que la probabilidad de moverse a una categoría educacional distinta a la categoría de origen es menor que la probabilidad de permanecer en la categoría de origen (Torche, 2008).

una mayor probabilidad de heterogamia de corta distancia. En contraposición, la barrera más pronunciada o el cruce más difícil entre categorías adyacentes es el que separa a aquellos/as que alcanzaron los 13-15 años de escolaridad del nivel educativo más altos ( $\geq 16$ ). En este caso el parámetro estimado asumió un valor de 1.32 para las uniones consensuales y 1.31 para los matrimonios.

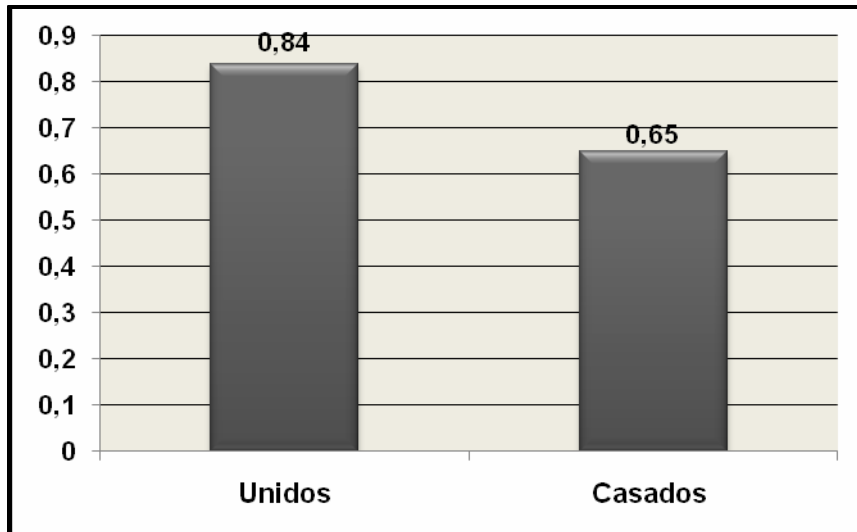
Las personas que no terminaron la primaria ( $\leq 6$ ) tienen escasas chances de constituir una pareja con candidatos/as que lograron superar los 15 años de instrucción formal ( $\geq 16$ ) (véase el parámetro 4.60 para las uniones y 4.65 para los matrimonios). Cruzar barreras educativas entre personas que alcanzaron niveles de instrucción muy disímiles resulta difícil, ya que pueden percibirse como “culturalmente distantes” o tener muy pocas probabilidades de contacto e interacción social (Torche, 2010).

En términos generales, el patrón da cuenta de altas barreras en la cúspide de la estructura educativa y barreras más permeables en el medio de la distribución. Una diferencia la podemos observar en la primera barrera -que previene de uniones entre personas de hasta primaria incompleta y aquellas que terminaron ese ciclo-; en las uniones consensuales esta barrera es más fácil de cruzar que en los matrimonios.

La conjunción entre la homogamia y el fuerte peso que ejercen las barreras a las uniones mixtas, podrían reflejar la transmisión intergeneracional desigual de ventajas o desventajas educacionales y de esta manera contribuir en la formación de fuentes de (in)movilidad social (Solís, Pullum y Bratter, 2007).

En el modelo de hipergamia, el término *Hiper* es asignado a las celdas que se ubican debajo de la diagonal principal e indica -una vez estimado el parámetro de homogamia- si es el hombre quien ha alcanzado un nivel de educación más alto que su pareja (véase figura 5).

Gráfico de barras: parámetros de hipergamia para ambos tipos de unión -odds ratio-.



Nota: parámetros estimados  $p < 0,001$

En relación a los valores que asumieron los parámetros -para los casados 0,65 y para las uniones 0,84-, la hipergamia femenina pareciera ser más probable entre las uniones consensuales que entre los matrimonios.

En el análisis más descriptivo observamos que las uniones consensuales tienen porcentajes de homogamia un poco más elevados que las uniones maritales. En principio, esto se relaciona con el hecho de que el nivel educativo de las uniones consensuales se encuentra más concentrado en la población con bajos niveles de estudio, la cual a su vez tiende a ser la más homogama. Por ende cuentan con menores opciones en el proceso de selección, ya que ven restringidas sus oportunidades de emparejarse hacia abajo (hipogamia), y porque su posición en el mercado matrimonial se encuentra más devaluada desde el punto de vista de los grupos con mayores niveles de escolaridad (López-Ruiz, Esteve y Cabré, 2009:25).

### Una digresión: ¿pautas de homogamia educativa constantes?

A continuación presentamos modelos log-lineales de tres vías, que incorporan simultáneamente las tres variables en cuestión: escolaridad de los varones, escolaridad de las mujeres y el tipo de unión. Se trata de ver en qué medida “la asociación entre dos variables cualitativas difiere entre las categorías de una tercera variable” (Vallet, 2006:2). La idea es ver si la asociación entre los niveles educativos de los cónyuges se mantiene constante a través de los tipos de unión o si es más fuerte o más débil en uno o en otro.

Para este propósito utilizamos tres modelos de uso corriente en exploraciones de movilidad social relativa (Breen, 2004). El primero es el modelo base de *independencia condicional*, nunca produce un buen ajuste pero se lo utiliza para la comparación. Supone independencia o ausencia de asociación entre la escolaridad de los cónyuges para ambos tipos de unión.

Se expresa en:

$$\log \mu_{ijt} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^t + \lambda^{it} + \lambda^{jt}$$

El segundo, *modelo de asociación constante*, supone que la asociación entre los niveles educativos de los miembros de las parejas se mantiene constante a través del tipo de unión. Expresaría la hipótesis de una homogamia constante (Torche, 2006).

Su expresión es la siguiente:

$$\log \mu_{ijt} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^t + \lambda^{it} + \lambda^{jt} + \lambda^{ij}$$

Siguiendo a Vallet (2006), todos los *odds ratios* que miden la asociación entre la escolaridad de los varones y de las mujeres son constantes para ambos tipos de unión.

El tercero, denominado *modelo de diferencias uniformes* -Unidiff- (propuesto por Yu Xie, 1992 y Erikson y Goldthorpe, 1992), supone una estructura estable en la asociación entre los niveles educativos de los cónyuges, siendo capaz de detectar diferencias en la fuerza de la asociación según la modalidad de entrada a la unión<sup>9</sup>. Aunque, aclara Vallet (2006:13), este modelo “es muy poderoso para detectar una tendencia dominante en los datos, pero también puede ser más bien crudo para describir los cambios que ocurrieron”. Para analizar diferencias en la fuerza de la asociación, este modelo estima un parámetro para ambos tipos de unión. En cuanto al parámetro que expresa un factor multiplicativo ( $\beta$ ), se parte de un parámetro igual a 1, que son los matrimonios, y se observa el valor para las uniones consensuales. Un valor menor que 1 indicaría menor asociación entre los niveles educativos de los cónyuges, mayor que 1 una mayor asociación.

El modelo se expresa en:

$$\log \mu_{ijt} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^t + \lambda^{it} + \lambda^{jt} + \lambda^{ij} + b_t g_{ij}$$

<sup>9</sup> En los estudios de movilidad social intergeneracional, el modelo Unidiff suponiendo una estructura estable en la asociación entre origen y destino, es capaz de detectar diferencias a través de cohortes en la fuerza de la asociación (Jorrot, 2008:29). Marshall *et al* señalan que Unidiff “es el medio más poderoso para saber si la estructura de clase es más abierta en una sociedad que en otras” (Marshall *et al.*, 1997:56 citado de Marqués Perales y Herrera-Usagre, 2010).

Aquí se descompone cada *log odds ratio* como el producto de un patrón común (el término  $g_{ij}$  de la expresión) y un parámetro específico para el tipo de unión ( $b_i$ ) (para mayor detalle véase Vallet, 2006:12).

Cuadro: Modelos log-lineales de tres vías (escolaridad de los varones, escolaridad de las mujeres y tipo de unión).

Modelos	$G^{2*}$	$gl$	BIC	Índice de Disimilitud %	Asociación explicada
Independencia condicional {EVt EMt}	70312,28	32	69933,65	27	-----
Asociación constante {EVt EMt EVEM}	99,99	16	-89,32	0,8	99,85%
Diferencias uniformes {EVt EMt EVEM $\beta$ }	87,02	15	-90,20	0,7	99,87%

\*  $p=0,000$

Nota: EV: Escolaridad de los varones; EM: Escolaridad de las mujeres; t: tipo de unión.

Tipo de unión: Matrimonios Uniones consensuales

Parámetros  $\beta$  1.0000 0.9427

El modelo de *independencia condicional* como era de esperarse está lejos de producir un buen ajuste (clasifica mal un 27% de los casos según el índice de disimilitud), usándose de base para ver si modelos más realistas ajustan los datos.

Considerando el valor del BIC y del índice de disimilitud (-89,32 y 0,8% respectivamente), el modelo de *asociación constante* produce un gran avance. Nos indica que efectivamente la asociación entre los niveles educativos de los miembros de las parejas se sostiene a través de la modalidad de las uniones. En este caso, la asociación explicada es del 99,85%.

El modelo de *diferencias uniformes* prácticamente no mejora el ajuste respecto del modelo anterior, específicamente para los estadísticos mencionados. Su relevancia radica en los parámetros  $\beta$  que nos proporcionan información sobre la fuerza de la homogamia para ambos tipos de unión. Como puede observarse el parámetro  $\beta$  en las uniones consensuales gira alrededor de 1; exhiben una homogamia educativa ligeramente menor que los matrimonios. Esta pauta parece contradecir los valores que asumieron los índices de homogamia educativa descriptos anteriormente (véase 51,6% para los matrimonios y 56,2% para las uniones consensuales). Sin embargo, debemos recordar que estos índices miden pautas matrimoniales de hecho y que se encuentran afectados por las distribuciones educacionales marginales de las tablas de contingencia. Los parámetros estimados del modelo Unidiff nos proporcionan una

visión global más precisa sobre la asociación entre el nivel de instrucción de los hombres y las mujeres para ambos tipos de unión. En términos generales, podemos afirmar que el patrón de homogamia educativa es semejante y se mantiene constante en ambos tipos de unión.

### **Síntesis y algunas observaciones provisorias**

Nuestra perspectiva teórica retoma los conceptos de homogamia/heterogamia educativa y sus derivados, para ubicar a la constitución de las parejas como una de las instancias privilegiadas para aproximarse a la medición de la apertura y cierre en la estructura social.

En relación al análisis descriptivo, la pauta de homogamia educativa tanto en matrimonios como en uniones consensuales, se reflejó en índices que superaron el 50%. Nos estaría indicando que, independientemente del tipo de unión, más mitad de las parejas están conformadas por personas que no han cruzado ninguna barrera educacional. El valor que asumió el índice de hipogamia para ambos tipos de unión, nos señaló que las mujeres tendieron a relacionarse con varones de menor instrucción. Lo cual podría relacionarse, entre otras cuestiones, con la reducción de las diferencias educacionales entre mujeres y varones. Los logros de las mujeres en el sistema educativo en las últimas décadas, haría que las uniones conyugales en las cuales la mujer tenga un nivel de instrucción inferior al varón sean cada vez menos frecuentes.

Posteriormente, utilizamos modelos log-lineales para poder contrarrestar el peso de la distribución de los marginales de las tablas de contingencia y medir lo que se denomina “homogamia relativa”. Más allá de la forma que adquiere la modalidad de la unión, los parámetros del *modelo de esquinas* nos mostraron que para los niveles educativos extremos ( $\leq 6$  y  $\geq 16$ ) hay una asociación fuerte. En los matrimonios la intensidad de la homogamia es mayor en la cúspide de la distribución educacional. Mientras que las uniones consensuales presentan una atracción más fuerte en los niveles de instrucción más bajos.

Las pautas de asociación entre los distintos niveles educativos de los cónyuges dan cuenta una estructura cimentada por dos zonas de homogamia extendida en los extremos y una categoría central que actúa como transición. Los parámetros de asociación son débiles/negativos para quienes alcanzaron los 12 años de instrucción -secundario completo-, esto indicaría que en el proceso de selección de parejas esas personas tendieron a vincularse con candidatos/as de otros grupos educacionales. Kalmijn (1998) se refiere a este hecho como “dado por las oportunidades”. Casarse fuera de su grupo en los extremos sólo es posible en una dirección,

mientras que los grupos intermedios pueden casarse en dos direcciones (hacia abajo y hacia arriba).

En una segunda etapa del análisis nos interrogamos sobre las parejas que se constituyen entre hombres y mujeres de distinto nivel de instrucción (heterogamia). Los parámetros del *modelo log-lineal de cruce* nos indicaron que: i) las barreras a las uniones se incrementan cuanto más nos alejamos de la diagonal de homogamia, ii.) altas barreras en la cúspide de la estructura educativa, iii.) barreras más permeables en el medio de la distribución y, iv.) la barrera que restringe las uniones entre personas de hasta primaria incompleta con aquellas que terminaron ese ciclo es más permeable en las uniones consensuales.

La conjunción entre las pautas de homogamia y los parámetros de cruce de barreras, parece reflejar cómo la inserción diferencial de las personas en la estructura puede abrir oportunidades o imponer restricciones sobre las relaciones sociales en las cuales las personas participan, en nuestro caso la formación de las parejas. Son expresiones que actúan como límites o bordes que mantienen la desigualdad como procesos de clausura social.

Una vez controlado el efecto de las distribuciones marginales, no podemos afirmar categóricamente que existen grandes diferencias en los patrones de hipergamia vinculados al tipo de unión. Aunque las diferencias halladas apuntan a que el patrón tradicional de conducta hipergámica suele presentarse un poco más entre las uniones consensuales. Los miembros de estas parejas se concentran en los niveles de escolaridad más bajos, con lo cual tendrían oportunidades restringidas de emparejarse “hacia abajo” en el mercado matrimonial.

Por último, la pauta global de homogamia educacional relativa es levemente mayor en las uniones maritales, en comparación con las consensuales. En términos generales, el patrón abonaría la hipótesis de la homogamia educativa constante (Torche, 2006). En la actualidad, los elementos de identificación y distinción social como la clase y el nivel de instrucción, serían cada vez más determinantes en el proceso de selección del cónyuge (Mare, 1991; Blossfeld y Timm, 2003).

Estos resultados constituyen un buen punto de partida para evaluar a futuro la magnitud y significancia de las pautas descritas desde un enfoque temporal y comparativo. Incorporaremos microdatos de las rondas censales argentinas de 1970, 1980 y 1991 puestas a disposición por el proyecto IPUMS. Las expectativas podrían ser prometedoras, sobre todo si consideramos que investigaciones realizadas recientemente en el contexto latinoamericano advierten un incremento en la rigidez del régimen de estratificación y un progresivo cierre

social en la cúspide (véase específicamente los trabajos Esteve, Esteve y McCaa, Solís y Torche citados en el cuerpo de la ponencia). Lo cual nos posibilitará tener un parámetro de referencia para poder determinar con mayor precisión la dinámica de apertura o cierre del sistema de estratificación social en Argentina en perspectiva comparada.

## **Bibliografía**

- Agresti, A. (2007): *An introduction to categorical Data Analysis*, New York: John Wiley.
- Binstock, G. (2009): “Cambios en la formación de la familia en Argentina: ¿cuestión de tiempo o cuestión de forma?”. Trabajo presentado en la Sesión de Nupcialidad y Familia, X Jornadas Argentinas de Estudios de Población, San Fernando del Valle de Catamarca.
- Blackwell, D. (1998): “Marital Homogamy in the United States: The Influence of Individual and Paternal Education”, *Social Science Research* 27: 159-188.
- Blossfeld, H. P. (2009): “Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective”, *Annual Review of Sociology* 35:513-530.
- Blossfeld, H. P. y Timm, A. (2003): *Who Married Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Bourdieu, P. (2007): *El sentido práctico*, Buenos Aires: Siglo XXI.
- Breen, R. (2004) (Comp.): *Social Mobility in Europe*. New York: Oxford University Press.
- Carabaña, J. (1994): "La constante homogamia educativa", *Revista Economía y Sociedad* 11: 43-66.
- Cortina Trilla, C. (2007): “¿Quién se empareja con quien? Mercados matrimoniales y afinidades electivas en la formación de la pareja en España”, Tesis Doctoral. Doctorado en Demografía, Universidad Autónoma de Barcelona, España (Mimeo).
- Di Maggio, P y Mohr, J. (1985): “Cultural capital, educational attainment, and marital selection”, *The American Journal of Sociology*, Volumen 90:1231-1261.
- Dupré Serrano, B. (2010): “Homogamia educacional en Chile: Influencia Educacional Paterna y Tendencia en el Tiempo”. Seminario de Título de Ingeniero Comercial - Mención en Economía. Universidad de Chile - Facultad de Economía y Negocios - Escuela de Economía y Administración. <http://www.desigualdades.cl/wp-content/uploads/2009/05/Tesis-Benjamin-Dupr%C3%A9-Econom%C3%ADa.pdf>
- Erikson, R. y J. H. Goldthorpe (1992): *The constant flux*, Oxford: Clarendon.



- Esteve, A. (2005): "Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000". *Estudios Demográficos y Urbanos* 20 (2): 341-362.
- Esteve, A. y C. Cortina. (2005): "Homogamia educativa en la España contemporánea: pautas y tendencias", *Centre d'Estudis Demogràfics*, N° 257.
- Esteve, A. y McCaa, R. (2007): "Homogamia Educacional en México y Brasil, 1970-2000: Pautas y Tendencias", *Latin American Research Review* 42: 56-85.
- Jorrat, R. (2008): "Exploraciones sobre movilidad de clases en Argentina", Documento de trabajo 52 del Instituto de Investigaciones Gino Germani. Facultad de Ciencias Sociales - Universidad de Buenos Aires.
- Jorrat, R. (2010): "Logros educacionales y movilidad educacional intergeneracional en Argentina", *Revista Desarrollo Económico* 49 (96):573-604.
- Kalmijn, M. (1994): "Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status", *The American Journal of Sociology* 100: 422-452.
- Kalmijn, M. (1998): "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends", *Annual Review of Sociology* 24: 395-421.
- Kalmijn, M. (1998): "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends", *Annual Review of Sociology* 24: 395-421.
- López-Ruiz, L. Esteve, A. y A. Cabré. (2009): "Uniones consensuales y matrimonios en América Latina: ¿dos patrones de homogamia educativa?", *Papeles de Población* 15 (60): 9-41.
- Mare, R. D. (1991): "Five decades of assortative mating", *American Sociological Review* 56: 15-32.
- Marqués Perales, I. y Herrera-Usagre, M. (2010): "¿Somos más móviles? Nuevas evidencias sobre la movilidad intergeneracional de clase en España en la segunda mitad del siglo XX", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* 131: 43-73.
- Mazzeo, V y M. Ariño (2009): "Siglo XXI en la Ciudad de Buenos Aires: ¿Cómo armar pareja y cómo vivir en familia?". Trabajo presentado en la Sesión de Nupcialidad y Familia, X Jornadas Argentinas de Estudios de Población, San Fernando del Valle de Catamarca, 4,5 y 6 de noviembre de 2009.
- McCaa, R., Esteve, A., Ruggles, S. & M. Sobek. (2005): "La integración de los microdatos censales de América Latina: el proyecto IPUMS-América Latina", *Estudios Demográficos y Urbanos*, VOL. 20, NÚM. 1 (58): 37-70.

- Powers, D. A. & Yu Xie. (2000): *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego, California: Academic Press.
- Pullum, T. W., & Peri, A. (1999): "A multivariate analysis of homogamy in Montevideo, Uruguay", *Population Studies* 35: 361-377.
- Rodríguez Vignoli, J. (2005): "Unión y cohabitación en América Latina: ¿modernidad, exclusión, diversidad?", *Serie Población y Desarrollo*, Celade, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía: Santiago de Chile.
- Rodríguez, S. (2011): "Pautas matrimoniales en Argentina a principios del s. XXI: Un análisis de homogamia/heterogamia educacional", *Praxis Sociológica* 14: 65-82.
- Schwartz, C. y R. Mare. (2005): "Trends in Educational Assortative Mating from 1940 to 2003", *Demography* 42 (4): 621-646.
- Smits, J. (2003): "Social closure among the higher educated: Trends in educational homogamy in 55 countries", *Social Science Research* 32:251-277.
- Solís, P. (2011): "Entre un buen partido y un peor es nada: selección de parejas en la Ciudad de México", *Revista Latinoamérica de Población*. En prensa.
- Solís, P., T. W. Pullum, y J. Bratter. (2007): "Homogamy by Education and Migration Status in Monterrey, Mexico: Changes and Continuities Over Time.", *Population Research and Policy Review* 26: 279-298
- Torche, F. (2006): "*Homogamia educacional en Chile*", Ponencia presentada en la Mesa Redonda "Movilidad y Estratificación Social" Expansiva y Universidad Alberto Hurtado. [http://www.expansiva.cl/media/actividades/papers\\_actividades/05092006103532.pdf](http://www.expansiva.cl/media/actividades/papers_actividades/05092006103532.pdf)
- Torche, F. (2007): "Movilidad intergeneracional y cohesión social: análisis comparado de Chile y México", *Proyecto Nacsal Cieplan iFHC*, New York University Press.
- Torche, F. (2008): "Movilidad intergeneracional en México: primeros resultados de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México", Documento de Trabajo, New York University. [http://www.ceey.org.mx/pdf/Movilidad%20Social/MovilidadSocial\\_Torche\\_MovilidadMexico.pdf](http://www.ceey.org.mx/pdf/Movilidad%20Social/MovilidadSocial_Torche_MovilidadMexico.pdf)
- Torche, F. (2010): "Educational Assortative Mating and Economic Inequality: A Comparative Analysis of Three Latin American Countries", *Demography*, 47 (2): 481-502.
- Torrado, S. (2004): "Raíces de las diferencias étnicas en Argentina. Endogamia y homogamia durante 1870 - 1930", en *Revista Sociedad*, N° 23, Buenos Aires: Facultad de Ciencias Sociales, UBA.

- Torrado, S. (2007): Transición de la nupcialidad. Dinámica del mercado matrimonial, en Torrado, S. (comp.) *Población y Bienestar Social en Argentina del Primero al Segundo Centenario. Una historia social del siglo XX*, Tomo I. (Buenos Aires, Ed. EDHASA).
- Ultee, W. y Luijkx, R. (1990): “Educational Heterogamy and Father-to-Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations”, *European Sociological Review* 6: 125-149.
- Vallet, L. (2006): “How Can We Analyze Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterized By Very Strong Inertia?” Documento de Trabajo, Quantitative Sociology Laboratory, CREST, UMR 2773 CNRS & INSEE, París.
- Xie, Yu. (1992): “The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables”, *American Sociological Review* 57: 380-395.