

Pautas y tendencias de homogamia educacional relativa en Argentina a comienzos del siglo XXI¹.

Santiago Rodríguez

Instituto de Investigaciones Gino Germani - Área de Estratificación Social.

Introducción

Pocas decisiones en las trayectorias vitales de las personas son tan importantes como la elección de un cónyuge o pareja. Aunque el sentido común invita a considerar la idea de que la elección de los cónyuges en la sociedad contemporánea se guía básicamente por el amor romántico y el azar, la alta incidencia de uniones entre personas con orígenes sociales similares, niveles educativos y ocupacionales afines e iguales afiliaciones religiosas y étnicas es un indicador contundente de la persistencia de relaciones sociales cerradas y de la rigidez de los regímenes de estratificación social (Solís, 2010:58).

La constitución de las parejas en términos de homogamia refiere al grado en que miembros de una sociedad se unen en matrimonio o cohabitación con “iguales” en términos de alguna característica socioeconómica relevante. En este artículo nos concentraremos en la homogamia educacional, dada su potencial relación con la desigualdad y la movilidad social (Torche, 2008:33).

El estudio de la homogamia educativa 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 (Mare y Schwartz, 2006:255). En este sentido, al estudiar quién se casa con quién nos estamos preguntando también qué tan rígidas o permeables son las barreras de la estratificación social y cuáles son los rasgos que estructuran la desigualdad social en nuestras sociedades (Lipset y Bendix, 1963; Germani, 1965; Mare, 1991; Kalmijn, 1998; Blossfeld y Timm, 2004).

El objetivo de este artículo es analizar pautas y tendencias de homogamia educativa relativa en Argentina entre 1991 y 2001. Nos preguntamos específicamente, ¿en qué medida las personas se unen de forma homogama, es decir, con personas de su mismo nivel educativo? y ¿qué niveles de instrucción son los más homogamos? En relación a la formación de las

¹ Le quería agradecer especialmente al profesor Albert Esteve (Universidad Autónoma de Barcelona), nuestros intercambios vía Skype y mail enriquecieron el artículo.

uniones mixtas (heterogamia), ¿cuáles son las principales barreras educativas que limitan la interacción entre los diferentes grupos?, O lo que es lo mismo, ¿es fácil unirse cruzando las barreras educacionales? Teniendo en cuenta el grado de asimetría entorno a cómo hombres y mujeres incorporan la educación en la selección conyugal, ¿la pauta de hipergamia educativa femenina es producto de las diferencias educativas entre hombres y mujeres? Y por último, la asociación entre los niveles educativos de los miembros de las parejas ¿se mantendría constante en el tiempo?

En relación al objetivo y los interrogantes planteados, el artículo se organiza en cuatro apartados: 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 aplicamos modelos log-lineales para el análisis de las pautas y a modo de cierre, iv) presentamos las reflexiones finales.

La constitución de las uniones conyugales y su peso en la estructura social

Las investigaciones que reconstruyen la estructura social mediante el análisis de la estructura de clases y de los patrones de movilidad social intergeneracional (ocupacional y educacional), abordan entre otros la problemática de la “apertura” y/o “fluidez” de una sociedad (Erikson y Goldthorpe, 1992; Breen, 2004). La movilidad social intergeneracional es la que se presenta entre la posición del padre -que se interpreta como posición social de origen- y la del hijo o posición de destino. Al contrastar los cambios entre padres e hijos es posible cuantificar el grado de transmisión intergeneracional de posiciones sociales, y por lo tanto incorporar un tema central de los estudios de estratificación social, que es el análisis de la desigualdad de oportunidades (Solís, 2007:27). Este fenómeno se encuentra relacionado con el proceso de reproducción y desigualdad social, ya que revela como se relacionan las personas con recursos económicos escasos y cómo esta relación conforma la base de intereses materiales comunes y estrategias similares de adquisición de ingresos. En otros términos, “lo que la gente tiene impone restricciones sobre lo que la gente puede hacer para conseguir lo que quiere” (Wright, 1995:46).

Ahora bien, las investigaciones que reconstruyen la estructura social midiendo pautas de movilidad social intergeneracional no son la única alternativa para comprender el grado de “apertura” y/o “cierre” de una sociedad. Otra forma complementaria, es analizar los lazos maritales que existen entre personas de diferentes clases sociales y niveles educacionales (Hout, 1982; Ultee y Luijkx, 1990), ya que esto está indicando la interacción entre personas de diferentes estratos sociales. Desde la perspectiva neo-weberiana de mecanismos de cierre

social (Parkin, 1984), la interacción entre los grupos sociales proporciona un modo fundamental de describir las fronteras de clase. El matrimonio es particularmente importante en ese sentido. Este crea un lazo íntimo, no solo entre dos personas sino también, en general, entre sus familias (Smits, Ultee y Lammers, 1999:55).

Las familias son un componente central porque constituyen la unidad básica en donde se producen las inserciones en la estructura social. Se trata de una organización social, un microcosmos de relaciones de producción, reproducción y distribución, con su propia estructura de poder y fuertes componentes ideológicos y afectivos. Existen en ella tareas e intereses colectivos, pero sus miembros también tienen intereses propios diferenciados, enraizados en su ubicación en los procesos de producción y reproducción. Los vínculos familiares están basados en el afecto y el cuidado mutuo, aunque también incorporan consideraciones instrumentales, estratégicas y basadas en intereses, tanto en el corto plazo de la vida cotidiana como en una perspectiva intergeneracional de más largo plazo (Jelin, 1998). En este sentido, la respuesta a la pregunta ¿Quién se casa con quién? es central para entender la reproducción intergeneracional de la desigualdad social (Blossfeld y Timm, 2004). En la selección de la pareja, la homogamia constituye uno de los principales mecanismos por medio del cual se establecen y resguardan grupos cerrados; posibilitando de esta forma su reproducción de la estructura social (Bourdieu, 2007:297). En contraposición, la heterogamia revela la interacción de las personas a través de las fronteras sociales de los grupos y también muestra que los miembros de diferentes grupos se aceptan el uno al otro.

Los regímenes de estratificación pueden ser concebidos en dos extremos: *sistemas cerrados*, es decir, regímenes donde los límites de clase son rígidos y la movilidad social escasa; y *sistemas abiertos*, donde los límites de clase son permeables y hay una alta fluidez entre personas de diferentes posiciones de clases. En un sistema cerrado, la homogamia en clave educativa tendería a ser alta, lo que indicaría límites sociales rígidos o impermeables. En contraposición, bajos niveles de homogamia y en consecuencia altas tasas de heterogamia pueden mostrar un sistema abierto, donde los límites sociales son más fluidos y fáciles de cruzar. Así, sólo en las etapas más altas de desarrollo industrial, con ingresos y salarios altos y un sistema de seguridad social bien establecido donde decrece la dependencia entre padres e hijos ganará importancia la “hipótesis del amor romántico” y se espera que la homogamia educacional disminuya. En una sociedad con una marcada desigualdad los costos de incurrir en una mala educación son graves; a mayor desigualdad social puede esperarse que las elecciones matrimoniales estén guiadas básicamente por consideraciones de “*adquisiciones*

de status” incrementando la homogamia matrimonial vía educación (Smits, Ultee y Lammers, 1998:268)².

A continuación desagregamos de la teoría general las definiciones de los conceptos específicos que constituyen el andamiaje del artículo. Para analizar la formación de las parejas, 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).

La sociología y la demografía abordan el estudio de la selección de la pareja concentrándose 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 mayor proporción que entre personas con características distintas. La plasmación de la homofilia en el proceso de selección de conyugal da lugar a uniones homogamas. 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 socio-económicas similares (Uunk, Ganzeboon, Róbert, 1996:323). A partir de este concepto central, se establecen el antónimo 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. Fijando 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

² Poner a prueba este tipo de hipótesis requiere trabajar microdatos censales de diversas sociedades, como lo hicieron Smits, Ultee y Lammers en su estudio de 65 países. No es el propósito aquí poner a prueba este tipo de hipótesis, pero dentro de los límites un ejercicio comparativo sobre homogamia educacional entre el año 1991 y el 2001 resultaría al menos sugerente.

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.

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

El estudio de la constitución de las parejas a la luz de la homogamia se convirtió en un tópico de discusión recurrente, especie de dogma y punto de partida en sociología, donde se ubica al matrimonio como una de las instancias privilegiadas para medir los niveles de apertura y cierre de la estructura social (Blossfeld, 2009:514).

Datos y métodos

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. Los datos utilizados provienen de las muestras de microdatos censales armonizadas puestas a disposición por el proyecto IPUMS-International. En concreto, se trata de las muestras de microdatos de los censos argentinos de 1991 y 2001 -densidad de las muestras del 10%-³.

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

³ La forma que se han organizado los datos en los censos de América Latina permite crear muestras de alta precisión. A diferencia de los censos recientes de Estados Unidos, donde los cuestionarios son enviados por correo, los de América Latina son levantados mediante la enumeración directa. De la utilización de este método resulta un producto adicional: los registros se ordenan de acuerdo con la secuencia de enumeración dentro de cada distrito o demarcación enumerativa. En la práctica esto significa que los datos se encuentran organizados geográficamente dentro de los distritos o demarcaciones correspondientes. IPUMS aprovecha esta condición organizativa de los datos para crear muestras sistemáticas de hogares. Dentro de cada distrito o área de enumeración se designa al azar un punto de inicio entre el 1 y el 10 y, a partir de éste se selecciona cada décimo de hogar. Así, por ejemplo, si el punto inicial es 5, se incorporan a la muestra los hogares que aparecen en el 5°, 15°, 25° lugares hasta concluir con el distrito o demarcación correspondiente. Con esta estrategia se alcanza una estratificación geográfica muy fina, con ponderación proporcional (McCaa, Esteve, Ruggles y Sobek, 2005: 53). Para mayor detalle véase <https://international.ipums.org/international/>

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 de hogar, y por lo tanto excluye a otros matrimonios/ uniones consensuales en el hogar (Torche, 2007:23). 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. Con la selección de un grupo decenal de edades evitamos el solapamiento de las cohortes de un censo a otro. Trabajar con un grupo de 30 - 39 minimiza la selección de calendario porque, a los 30 años, la proporción de alguna vez casados/as o unidos/as es muy cercana a la proporción final de las generaciones implicadas. Además, a estas edades el efecto de disolución de las uniones por divorcio o mortalidad también se minimiza (Esteve y McCaa, 2007:63).

Por otra parte, por debajo de cierta edad, por ejemplo de los 25 años; la proporción de individuos que todavía no están conviviendo en 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 en la fecha censal y, por tanto, no se corresponde necesariamente con el que tenían los cónyuges al 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 apoyadas de un artículo nodal en la temática, “*Five decades of educational assortative mating*” (Mare, 1991:15): 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, secundaria completa y estudios superiores que incluyen terciarios y universitarios. 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)⁴.

Seleccionadas las parejas⁵ -resultando para el año 1991 un total de casos de 135.349 y para el 2001 de 175.399-, la estructura final de los datos es relativamente sencilla. Se trata de tablas que distribuyen las parejas en función del nivel de instrucción de los cónyuges y el año de la ronda censal. En el análisis aplicamos modelos log-lineales y log-multiplicativos de uso corriente es este tipo de investigaciones (Mare, 2000; Blackwell, 1998; Raimo y Yu Xie, 2000, entre otros).

Pautas relativas de homogamia/ heterogamia educativa

La manera más habitual de estudiar la constitución de las parejas consiste en construir tablas de contingencia que relacionen las características de ambos cónyuges en una dimensión específica como por ejemplo la educación. A partir de estas tablas se elaboran medidas absolutas de los niveles de homogamia⁶. Los niveles absolutos de homogamia son informativos a nivel descriptivo pero, como ocurre con la movilidad educacional y ocupacional, son producto de dos fuerzas: la distribución marginal de educación de hombres y mujeres, y la asociación neta entre la educación de los esposos (Torche, 2008:11). Para este artículo, preferimos utilizar modelos log-lineales y log-multiplicativos ya que estiman

⁴ No existe una forma obvia e incontrovertida de reagrupar categorías educativas. Para este artículo probamos con diferentes categorizaciones y las pautas de homogamia no variaban.

⁵ Por razones teóricas y prácticas, consideramos todos los tipos de unión, sin distinguirlas por su naturaleza de hecho o de derecho. Analíticamente, nuestro objetivo principal es analizar las pautas y las tendencias generales de interacción entre los distintos grupos educativos, por lo que tratar las diferencias en función del tipo de unión u otras variables supondría una desviación de dicho objetivo, aunque es materia susceptible de ser tratada en futuras investigaciones (Rodríguez, 2011a). Por lo tanto, en todos los análisis incluimos parejas legales y consensuales pero los referiremos como “cónyuges” para simplificar el texto.

⁶ Un ejemplo de tales medidas es el índice de homogamia. Este índice se calcula sumando los porcentajes de la diagonal principal de las tablas de contingencia, ya que allí concuerdan los niveles educativos de los cónyuges. Constituyen indicadores gruesos de homogamia y, en general, se los utiliza para medir pautas matrimoniales de hecho (Rodríguez, 2011b).

parámetros que informan de la interacción de categorías sin estar afectados por la distribución marginal de filas y columnas de las tablas de contingencia⁷ (Agresti, 2007:204).

El enfoque se aproxima a la idea de lo que Smits (2003) describe como “*homogamia relativa*”: “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” (2003:259). Si hay menos mujeres que hombres con un nivel educacional alto, como es el caso de muchos países, 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 Luijckx, 1990). Para este propósito, utilizaremos análisis log-lineal (Powers y Xie, 2000; Agresti, 2007).

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 2
Homogamia global

1	0	0	0	0
0	1	0	0	0
0	0	1	0	0
0	0	0	1	0
0	0	0	0	1

Figura 3
Cuasi-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 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 cruce

1	v1	v1v2	v1v2v3	v1v2v3v4
v1	1	v2	v2v3	v1v2v3
v1v2	v2	1	v3	v3v4
v1v2v3	v2v3	v3	1	v4
v1v2v3v4	v1v2v3	v3v4	v4	1

Figura 6
Modelo de hipergamia

1	-	-	-	-
Hiper	1	-	-	-
Hiper	Hiper	1	-	-
Hiper	Hiper	Hiper	1	-
Hiper	Hiper	Hiper	Hiper	1

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

⁷ Algunos estudios internacionales utilizan otro tipo de fuentes y técnicas estadísticas, especialmente aquellas de naturaleza longitudinal o retrospectiva. Desgraciadamente, por el momento, la escasez de este tipo de fuentes en el contexto local hace difícil profundizar en este sentido.

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 ; λ la constante; λ_i el término para la fila i ; λ_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 parámetros 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 λ_{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 señalada.

Cuando el conjunto de términos se incluyen en un parámetro único para todas las celdas de la diagonal principal, podemos medir lo que designamos como modelo “*homogamia global*” (Pullum y Peri, 1999:364). El parámetro estimado puede ser interpretado fácilmente como un odds ratio, es decir, como la probabilidad de que un hombre y una mujer que coinciden en su educación formen una pareja.

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 reproducimos 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 equivalencia⁸, 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:

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

Donde $\log f_{ij}$ es el logaritmo natural de la frecuencia esperada de uniones para la celda de niveles de escolaridad ij ; λ la constante; λ_i^H es el efecto marginal que tiene la escolaridad de los varones sobre la frecuencia de las celdas, al igual que λ_j^W para la escolaridad de las mujeres. La interacción en el último término de la ecuación λ_{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 6-.

La tabla que presentamos a continuación nos muestra 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 (Δ), 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 independencia desde la situación observada. Cuanto menor es el valor de estos estadísticos, mejor es el ajuste⁹.

⁸ 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.

⁹ 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 cuadrado está afectado por dicho tamaño muestral. (Algunas críticas a BIC llevaron a algunos autores a preferir el índice de disimilitud) (Jorrat, 2010:592). Ninguno de los modelos presentados produce un buen ajuste si se requiere tener en cuenta el valor de p , los mismos no fueron presentados, son todos altamente significativos. También, con un gran número de casos, condicionamos el cálculo de la significación, aunque tratándose de muestras de microdatos censales, la preocupación por la significancia estadística queda relegada a un segundo plano (Esteve y McCaa, 2007:64).

Como sostienen (Powers y Xie, 2000) buscamos la parsimonia de los modelos¹⁰. “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).

La estimación de los modelos se basa en tablas estandarizadas N= 5000 (Torche, 2010:488). La ventaja de usar números estandarizados (N) de 5000 uniones conyugales es que previene a las grandes bases de datos tener una influencia desproporcional en el proceso de selección de modelos (Hamplová y Le Bourdais, 2008:857).

Tabla 1: Modelos log-lineales de dos vías (escolaridad de los varones y escolaridad de las mujeres) para las rondas censales de 1991 y 2001.

	Modelos	G²	gl	BIC	Δ
1991	Independencia	2767,50	16	2631,23	27,2
	Homogamia global (a)	1198,77	15	1071,01	17,1
	Cuasi - independencia (b)	827,02	11	733,33	10,6
	Modelo de esquinas (c)	43,00	7	-16,61	1,4
	Modelo de cruce (d)	117,20	11	23,51	4,2
	Modelo de hipergamia (d)	1195	14	1075,76	17

	Modelos	G²	gl	BIC	Δ
2001	Independencia	2731.02	16	2594.74	28,2
	Homogamia global (a)	1204.16	15	1076.40	16,3
	Cuasi - independencia (b)	958.50	11	864.81	10,8
	Modelo de esquinas (c)	20.69	7	-38.92	1,2
	Modelo de cruce (d)	53.67	11	-40.01	3,1
	Modelo de hipergamia (e)	1194.41	14	1075.17	16,2

Fuente: elaboración propia en base microdatos censales- IPUMS.

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 G² y BIC -tanto para la ronda censal de 1991 y 2001-, 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. Por ejemplo tomando como referencia el año 1991, según el índice de disimilitud un 27,2% de los casos deberían cambiar de categoría educacional para hacer iguales las distribuciones de los esposos y sus esposas.

En el segundo modelo, “*quasi - independencia*” u homogamia específica por nivel educativo, se produce un avance. Para ambas rondas censales, bajan los valores de los estadísticos G² y

¹⁰ 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).

BIC pero todavía no logramos un buen ajuste. Según el índice de disimilitud un 17,1% de los casos en 1991 y un 16,3% en el 2001, 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.

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 el año 1991, el BIC en el *modelo de esquinas* asumió un valor negativo de -16,91 y en el 2001 de -38,92, indicándonos que mejor es el ajuste y, por lo tanto, mejor es la capacidad explicativa de este modelo. La literatura especializada recomienda preferir un modelo según el índice de disimilitud cuando su valor es cercano al 2% (Powers y Xie, 2000; Agresti, 2007). El índice de disimilitud en el *modelo de esquinas* alcanza el 1,4% para la ronda de 1991 y un 1,2% en el 2001.

El muy buen ajuste de este último modelo, nos señala que existe una estrecha asociación y atracción en los extremos de la estructura educativa. Es decir, uniones conyugales constituidas por personas que tienen niveles de instrucción bajos (categorías ≤ 6 y de 7-11 años de escolaridad) y entre personas de niveles educativos altos (categorías de 13-15 y ≥ 16 años de escolaridad) -véase figura 4-.

Como mencionamos, el *modelo de cruce* también produjo un buen ajuste. 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 4,2% de los casos y un 3,1% para 1991 y el 2001 respectivamente.

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.

En este artículo, por coherencia argumental, clasificamos los modelos en dos grandes bloques. En el primer bloque (a, b y c) nos focalizamos específicamente en los niveles específicos de

homogamia en función del grupo educativo. Nos interesan porque con medidas más precisas, nos informan acerca de la intensidad y la atracción de las uniones homogamas. En el segundo bloque (d y e), nos concentramos sobre las parejas que se constituyen entre hombres y mujeres de distinto nivel de instrucción -heterogamia-.

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 el 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 -véase figura 4-.

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

Escolaridad de las mujeres

		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
1991	Escolaridad de los varones ≤ 6	4.88	2.42			
	7-11	2.34	1.51			
	12			-0.15		
	13-15				0.97	0.97
	≥16				2.19	3.50

Escolaridad de las mujeres

		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16
2001	Escolaridad de los varones ≤ 6	5.56	2.91			
	7-11	2.71	1.85			
	12			-0.25		
	13-15				1.27	1.84
	≥16				1.73	3.61

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

Los valores positivos indicarían cuántas uniones más hay en esa celda respecto a las que habría bajo el supuesto de independencia. Podemos observar que los parámetros de homogamia para todos los niveles educativos, excepto el de la categoría central, son positivos en las dos rondas censales consideradas. Es decir, una vez controladas las desigualdades en la estructura por nivel de instrucción de hombres y mujeres, existe una propensión a formar pareja dentro del mismo grupo, aunque dicha propensión varía en función del nivel de instrucción. En este sentido, la intensidad en la diagonal de homogamia para cada nivel educacional de los cónyuges aumentó al pasar de 1991 al 2001. Se incrementaron los valores

que asumieron los parámetros para los niveles educativos extremos (menor o igual a 6 años y mayor o igual a 16 años de escolaridad) mostrándonos que la homogamia entre quienes tienen niveles educativos bajos y entre los que detentan altos niveles de instrucción comenzaría a consolidarse.

Sin embargo, es preciso señalar que las categorías extremas suelen presentar niveles de homogamia mayores por la simple razón que tienen limitadas sus opciones matrimoniales en un único sentido, ascendente o descendente. No obstante, este hecho no justifica por ejemplo el aumento de la homogamia entre los de mayor escolaridad; lo que constituye una prueba de la solidez de esta homogamia, ya que a mayor tamaño de ese grupo, menor puede ser la diferencia entre lo observado y lo esperado en condiciones de independencia. En otras palabras, esta pauta nos aproxima a la idea de reproducción en los extremos de la estructura educativa. Recordemos que 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). Por ejemplo, el aumento de la homogamia entre las personas de mayores niveles de instrucción puede tener consecuencias importantes para la reproducción de la desigualdad debido a la influencia de los retornos a la educación post-secundaria en la distribución desigual de los ingresos.

La interacción entre las categorías educativas: i.) ≤ 6 y 7-11 y, ii.) 13-15 y ≥ 16 , reflejan la conformación de uniones heterógamas de corta distancia entre personas de niveles de instrucción adyacentes. Nos señalan la presencia en el tiempo de dos ámbitos de interacción bien definidos que se cristalizan como dos zonas extendidas de homogamia educativa. La existencia de estos dos bloques nos lleva a suponer un recrudecimiento de sólidas barreras entre las dos zonas extremas -la base y la cúspide- de la estructura educativa (Esteve, 2005:354).

Como mencionamos anteriormente, las uniones conyugales observadas son mayores que las esperadas en todas las celdas de la diagonal menos en la que representa la homogamia en los 12 años de escolaridad. Nos llama la atención este parámetro [-0.15 en 1991 y -0.25 en el 2001] 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 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 contrapuestos. Resultados afines los

encontramos en investigaciones actuales realizadas en países latinoamericanos (véase para México Esteve, 2005 y Dupré Serrano, 2010 para el caso chileno).

Los parámetros del *modelo de cruce*, describen 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 educativos 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 (≤ 6) forme una pareja con otra de nivel superior (≥ 16) requiere cruzar 4 barreras. Las barreras entre las categorías: i.) *Cr1* ≤ 6 y 7-11, ii.) *Cr2* 7-11 y 12, iii.) *Cr3* 12 y 13-15 y, IV.) *Cr4* 13-15 y ≥ 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 cruce¹¹. 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 educativas y menos permeables son las barreras (Mare, 1991:20). 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 - multiplicados por -1 para facilitar la presentación. Efectos cruzados.

		Escolaridad de las mujeres					
		≤ 6	7-11	12	13-15	≥ 16	
1991	Escolaridad de los varones	≤ 6	0	1.09	2.11	2.85	4.12
		7-11	1.09	0	1.02	1.76	3.03
		12	2.11	1.02	0	0.74	2.01
		13-15	2.85	1.76	0.74	0	1.27
		≥ 16	4.12	3.03	2.01	1.27	0
		Escolaridad de las mujeres					
		≤ 6	7-11	12	13-15	≥ 16	
2001	Escolaridad de los varones	≤ 6	0	1.22	2.37	3.30	4.59
		7-11	1.22	0	1.15	2.08	3.37
		12	2.37	1.15	0	0.93	2.22
		13-15	3.30	2.08	0.93	0	1.29
		≥ 16	4.59	3.37	2.22	1.29	0

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

¹¹ Se espera que todos estos parámetros sean negativos, indicando que la probabilidad de moverse a una categoría educativa distinta a la categoría de origen es menor que la probabilidad de permanecer en la categoría de origen (Torche, 2008).

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 entre los 12 años de educación y los 13-15 años de escolaridad (parámetros de 0.74 para el año 1991 y 0.93 para el 2001). Esta pauta era esperable, ya que como pudimos observar en el *modelo de esquinas*, la homogamia en los 12 años de instrucción asumió un valor negativo indicándonos una mayor probabilidad de heterogamia de corto alcance. 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 (≥ 16). En este caso el parámetro estimado asumió un valor de 1.27 para la ronda censal de 1991 y 1.29 para el 2001. Esta pauta nos muestra indirectamente la consolidación de la homogamia entre los más escolarizados.

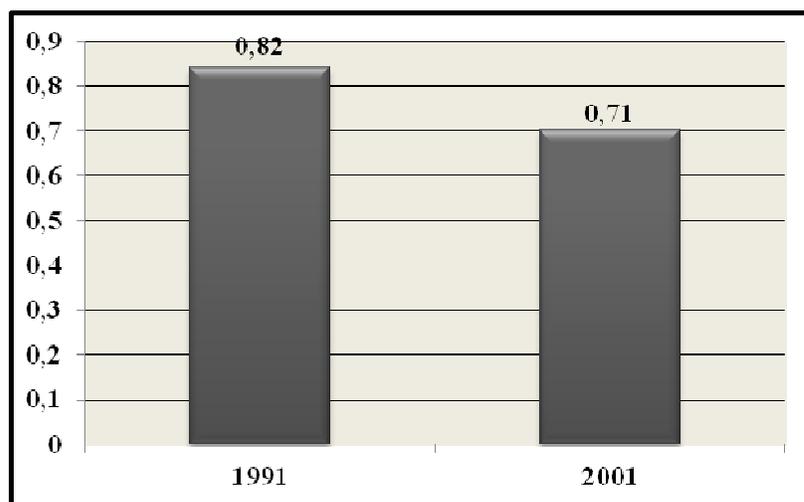
Las personas que no terminaron la primaria (≤ 6) tienen escasas chances de constituir una pareja con candidatos/as que lograron superar los 15 años de instrucción formal (≥ 16) (véase el parámetro 4.12 para el año 1991 y 4.59 para la ronda del 2001). Cruzar barreras educativas entre personas que alcanzaron 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, 2010:499). La creciente dificultad al matrimonio entre personas de niveles educativos altos y personas con menor educación es consistente con lo encontrado por otros trabajos (Esteve y McCaa, 2007; Solís, Pullum y Bratter, 2007; Torche, 2007; López Ruiz, Esteve y Cabré, 2008), y podría relacionarse con el aumento de la participación de las mujeres en la educación superior, que hace que las instituciones educativas de nivel superior se conviertan en poderosos mercados matrimoniales donde los candidatos/as pueden conocerse y formar una parejas (Kalmijn, 1998; Blossfeld, 2009). Esta aproximación se enmarca en un contexto donde la matrícula de la educación superior argentina, que comprende tanto al sector terciario como al universitario, se ha expandido a un ritmo elevado a lo largo de todo el siglo XX, con una tasa de crecimiento promedio del 7% anual. La expansión cuantitativa de la matrícula en la educación superior favoreció la situación educativa de las mujeres las que, en unas cuantas décadas, accedieron a los estudios universitarios y terciarios. En el período que abarca desde mediados de los sesenta hasta finales de los ochenta y principios de los noventa se produce uno de los incrementos más notorios, ya que sólo en dos décadas la participación de las mujeres en la universidad -sin distinguir facultades o tipo de carrera- aumenta del 30% al 50%, es decir, llega a igualar a los varones. En cuanto a la educación superior no universitaria, la matrícula femenina es mayoritaria alcanzando casi el 54% (García de Fanelli, 2005).

En términos generales, las barreras a la constitución de parejas entre personas con distintos niveles educacionales siguen un patrón en forma de U: altas barreras en ambos extremos de la jerarquía educacional, y barreras más permeables en el medio de la distribución. La conjunción entre las pautas de homogamia descritas y el fuerte peso que ejercen las barreras a las uniones mixtas daría cuenta de la transmisión desigual de recursos económicos, sociales y culturales a través de generaciones y esto, es interpretado como una mayor rigidez en la dinámica del régimen estratificación social¹² (Mare, 2008:3).

A continuación, nuestra mirada se concentra en analizar pautas de heterogamia masculina y femenina. Debemos preguntarnos en qué medida la pauta de hipergamia educativa femenina - uniones con varones de mayor nivel de instrucción- es producto de las diferencias educativas entre hombres y mujeres. Controlando el efecto de la estructura educativa conseguiremos explorar el grado real de asimetría por sexo.

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

Gráfico 1: parámetros de hipergamia $\exp(\beta)$ -odds ratio-.



Nota: parámetros estimados $p < 0,001$

Como podemos observar en el gráfico, la pauta tradicional de hipergamia comenzaría paulatinamente a perder vigencia en el 2001. Probablemente, podría estar relacionado con la reducción de las diferencias educacionales por sexo en las últimas décadas (Jorrat, 2011:45) - vinculada a los logros de las mujeres en el sistema educativo-. Por consiguiente, la

¹² Estas tendencias concuerdan con los resultados de estudios sobre movilidad intergeneracional educacional y de clase, que también advierten un incremento paulatino en la rigidez del régimen de estratificación social. Véase Jorrat (2010, 2011) y Dalle (2010b).

constitución de uniones conyugales en las cuales la mujer tenga un nivel de instrucción inferior al del varón serian cada vez menos frecuentes.

Estas pautas están en sintonía con resultados de investigaciones recientes sobre transformaciones en patrones de nupcialidad y cambios en la organización familiar tanto Argentina como en otros países latinoamericanos. El estudio de Mazzeo y Ariño (2009) para la Ciudad de Buenos Aires, 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 del aumento de matrimonios y/o uniones en donde las mujeres tienen un nivel de instrucción mayor que sus parejas. El conjunto de matrimonios donde la mujer tiene un capital educativo superior al varón supera al de matrimonios donde se registra la situación inversa, predominio que se acentúa a lo largo de las décadas observadas -de 1993 al 2009- (Mazzeo, 2011:8). En el trabajo comparativo de López-Ruiz, Esteve y Cabré (2009) se analiza la formación de las uniones consensuales y legales a la luz del principio de homogamia educativa en ocho países de Latinoamérica, entre ellos Argentina. Los autores afirman que las propensiones hacia la hipergamia femenina disminuyeron considerablemente durante el periodo intercensal analizado -de 1970 al 2000-, reflejando de alguna forma la reducción de la brecha educativa entre hombres y mujeres.

¿Pautas de homogamia educativa constantes o cambio temporal?

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 año de la ronda censal. 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 observar si la asociación entre los niveles educativos de los cónyuges se mantiene constante en el tiempo o si es más fuerte o más débil en uno o en otro momento.

Para este propósito utilizamos tres modelos de uso corriente en exploraciones de movilidad social relativa (Breen, 2004)¹³. 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 cada ronda censal.

Se expresa en:

$$\log m_{oec} = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC}$$

13 En las expresiones de los tres modelos considerados excluimos las letras minúsculas que figuran correspondientes a cada mayúscula, que figuran como subíndices para λ (para mayor detalle véase Vallet, 2006).

El segundo, *modelo de asociación constante (o fluidez)*, supone que la asociación entre los niveles educativos de los miembros de las parejas se mantendría constante en el tiempo. Expresaría la hipótesis de una homogamia constante (Torche, 2006).

Su expresión es la siguiente:

$$\log m_{oe} = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC} + \lambda^{OE}$$

Siguiendo a Vallet (2006), todos los *odds ratios* que miden la asociación entre la escolaridad de los varones y de las mujeres son constantes a través de las dos rondas censales.

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 en el tiempo¹⁴. Aunque, explica 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 el mismo, partimos fijando un parámetro (β_c) igual a 1 para el año 1991, y observamos el valor que asume para el 2001. 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:

$$\log \mu_{oe} = \lambda + \lambda^O + \lambda^E + \lambda^C + \lambda^{OC} + \lambda^{EC} + \lambda^{EO} + b_c \psi_{OE}$$

Aquí se descompone cada *log odds ratio* como el producto de un patrón común (el término ψ_{oe} de la expresión) y un parámetro específico para los dos años de las rondas censales consideradas (b_c) (para mayor detalle véase Vallet, 2006:12).

Tabla 2: Modelos log-lineales de tres vías (escolaridad de los varones, escolaridad de las mujeres y año de la ronda censal).

Modelos	G ²	gl	BIC	Δ	Asociación explicada
Independencia condicional {EVa EMa}	5498,52	32	5203,79	27,7	-----
Asociación constante {EVa EMa EVEM}	80,06	16	-67,30	2,1	98,54
Diferencias uniformes {EVa EMa EVEM β}	67,46	15	-70,69	1,6	98,77
Contraste: Asociación constante vs Diferencias uniformes	12,6	1	p= 0,000		

¹⁴ 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 (Jorrat, 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).

Fuente: elaboración propia en base microdatos censales- IPUMS.

Nota: EV: Escolaridad de los varones; EM: Escolaridad de las mujeres; a: Año del censo.

Año del censo: 1991 2001

Parámetros β 1.0000 1.1285

El modelo de *independencia condicional* como era de esperarse está lejos de producir un buen ajuste (clasifica mal casi un 27,7% de los casos según el índice de disimilitud), usándose de base para ver si modelos más realistas ajustan los datos.

Considerando el valor del G^2 y el índice de disimilitud (80,06 y 2,1% respectivamente), el modelo de *asociación constante* produce un gran avance. Nos indicaría la asociación entre los niveles educativos de los miembros de las parejas se sostiene en tiempo. En este caso la asociación explicada bajo independencia estadística es del 98,54%.

Ahora bien, el modelo de *diferencias uniformes* -Unidiff- mejora el ajuste respecto del modelo anterior, específicamente para los estadísticos mencionados. Además, el cambio del G^2 al comparar el modelo de *asociación constante* con el Unidiff es significativo. Lo que nos llevaría a preferir Unidiff respecto del modelo de *asociación constante*.

El valor del parámetro β para la ronda censal del 2001 nos estaría indicando un incremento en la pauta global de homogamia educativa al pasar de una a otra década. Podríamos pensar esta tendencia en referencia a la competencia económica de la educación. Lo que estaría en línea con las hipótesis que ponen a prueba Smits, Ultee y Lammers (1998) que vinculan el nivel de desarrollo socioeconómico de los países con las pautas de composición de las parejas. Los patrones agregados de homogamia educativa no seguirían un efecto lineal a través del tiempo, sino que acentúan un patrón de curva de “U” invertida. La homogamia tendería a decrecer cuando en las sociedades se generalizan los niveles de bienestar social y la mayoría de las personas acceden a beneficios del desarrollo y la modernización -“hipótesis del amor romántico”-. Esta hipótesis plantea una transición hacia un régimen de estratificación social más “abierto” (Smits, Ultee y Lammers, 1998:267). Sin embargo, en nuestro caso debemos considerar que en el periodo referenciado para el análisis: “La reestructuración capitalista, la desarticulación de la estructura productiva industrial y el deterioro de las instituciones del Estado erosionaron las bases que estructuraban el sistema de estratificación abierto e integrado de la década de 1960 y principios de 1970. Entre los efectos regresivos se destacan el aumento de la desigualdad de ingresos, el crecimiento de la pobreza, la instalación de la desocupación como problema estructural del funcionamiento de la economía y el aumento de la precariedad laboral” (Dalle, 2010a:66). En este contexto, las disparidades económicas pueden inducir mayor homogamia al reducir la probabilidad e incentivos a casarse con alguien con distinto nivel educacional (Schwartz y Mare, 2005; Fernández, Guner y Knowles, 2005). Donde los elementos de identificación y distinción social, como el nivel educativo y la

clase social, serían cada vez más determinantes en la selección del cónyuge (Smits, 2003; Blossfeld y Timm, 2004).

Breve repaso y algunas observaciones finales

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. Utilizamos modelos log-lineales para poder contrarrestar el peso de la distribución educativa de hombres y mujeres y medir lo que se denomina “homogamia relativa” en Argentina a principios del siglo XXI.

Controladas las desigualdades en la estructura por nivel de instrucción de hombres y mujeres, existe una clara propensión a formar pareja dentro del mismo grupo, aunque dicha propensión varía en función del nivel de instrucción. Al pasar de 1991 al 2001, se incrementaron los valores de los parámetros del *modelo de esquinas* para los niveles educativos extremos (menor o igual a 6 años y mayor o igual a 16 años de escolaridad) indicándonos que la homogamia entre quienes tienen niveles educativos bajos y entre los que detentan altos niveles de instrucción comenzaría a consolidarse. Los parámetros de asociación son débiles/negativos para quienes alcanzaron los 12 años de instrucción, esto nos mostraría que en la selección de parejas esas personas tendieron a vincularse con candidatos/as de otros niveles educativos. Estas 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.

Como mencionamos, esta pauta daría cuenta de la reproducción en los extremos de la estructura educativa. Cuando las personas se unen y forman una familia con otros que tienen los mismos recursos, este proceso refuerza la desigualdad en la siguiente generación. El incremento de la homogamia entre los más escolarizados puede tener consecuencias para la reproducción de la desigualdad debido a la influencia de los retornos a la educación post-secundaria en la distribución inequitativa de los ingresos. Este hallazgo sugiere que las actuales disparidades económicas arraigadas en el logro educativo contribuirán a la reproducción intergeneracional de la desigualdad socio-económica (Torche, 2010:499).

En una segunda etapa del análisis nos concentramos en las parejas que se constituyen entre hombres y mujeres de distinto nivel de instrucción (heterogamia). Los parámetros del *modelo de cruce* nos indicaron que: i) las barreras a las uniones mixtas se incrementan cuanto más nos alejamos de la diagonal de homogamia, ii.) entre 1991 y el 2001 aumentan las barreras tanto en la base como en la cúspide de la estructura educativa y, iii.) observamos una mayor

permeabilidad en el medio de la distribución. En suma, los parámetros de cruces siguen un patrón de forma de U: las barreras más fuertes al matrimonio entre personas con distinto nivel educacional se ubican en ambos extremos de la estructura; tendencias afines las encontramos en investigaciones recientes en el contexto latinoamericano -específicamente los continuos trabajos de Esteve, Torche y Solís citados en el cuerpo del artículo-.

La ligazón entre las pautas de homogamia y los parámetros de cruce de barreras, parece mostrarnos cómo la inserción diferencial de las personas en la estructura puede abrir oportunidades o imponer restricciones sobre las relaciones sociales en las cuales participan, en nuestro caso la constitución de las parejas. Son expresiones que actúan como límites o bordes que mantienen la desigualdad como procesos de clausura social. Reduciendo de esta manera las oportunidades de movilidad intergeneracional al aumentar la desigualdad entre los hogares donde los niños experimentan sus años formativos (Mare y Schwartz, 2006:273).

Las diferencias halladas en las propensiones hacia la hipergamia femenina, aun siendo bastante acotadas, nos mostraron que la constitución de las uniones conyugales en las cuales la mujer tiene un nivel de instrucción inferior al del varón tendería a reducirse para el año 2001. Lo que pone en evidencia de alguna manera la reducción de la brecha educativa entre hombres y mujeres.

El modelo Unidiff nos estaría indicando que la pauta de asociación global de homogamia educativa se incrementa para la ronda censal del 2001. Este hallazgo apoya la hipótesis de que la desigualdad social reduce los incentivos económicos y amplía las distancias culturales y espaciales que impiden la interacción y el romance entre personas con diferentes niveles de instrucción. Esta tendencia podría apuntar tanto en términos de estratificación social como en los patrones de formación familiar. El aumento global de la homogamia sugeriría, por un lado, un creciente “distanciamiento” entre los diferentes estratos sociales en el proceso de selección de pareja, y esto podría ser interpretado como el reflejo de una mayor rigidez en la estructura social. Por el otro, parecería dar cuenta de una transición hacia un régimen en el que la familia de origen tendría menos incidencia en selección del cónyuge.

Estos resultados constituyen un puntapié inicial para evaluar a futuro la magnitud y significancia de las pautas descriptas en los albores del Bicentenario argentino. Lo que consecuentemente nos invita a plantearnos nuevos interrogantes de investigación, a saber: tras un intenso y sostenido período de crecimiento socio-económico (2003-2010) ¿las tendencias de homogamia educacional continuarían incrementándose o disminuirían? Y en la actualidad, los orígenes sociales familiares ¿influyen en las probabilidades de constituir parejas homogamas?

Bibliografía

- Agresti, A. (2007): *An introduction to categorical Data Analysis*, New York: John Wiley.
- Blackwell, D. (1998): "Marital Homogamy in the United States: The Influence of Individual and Paternal Education" *Social Science Research* 27 (2): 159-188.
- Blossfeld, H. P. (2009): "Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective". *Annual Review of Sociology* 35: 513-530.
- Blossfeld, H. y Timm, A. (2004): *Who Married Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, London: 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.
- Dalle, P. (2010a): "Estratificación Social y movilidad en Argentina (1870-2010): Huellas de su conformación socio-histórica y significados de los cambios recientes" *Revista de Trabajo* 6 (8): 59-82.
- Dalle, P. (2010b): "Cambios en el régimen de movilidad social intergeneracional en el Área Metropolitana de Buenos Aires". *Revista Latinoamericana de Población* 7: 149-172.
- 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.
- Fernández, R., N. Guner y J. Knowles. (2005): "Love and Money: A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality". *Quarterly Journal of Economic* 120 (1): 273-344.
- Ganzeboom, H. B. G. y D. J. Treiman. (1996): "Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations". *Social Science Research* 25: 201-239.
- García de Fanelli, A. M. (2005): *Universidad, Organización e Incentivos. Desafío de la política de financiamiento frente a la complejidad institucional*, Buenos Aires: Miño y Dávila -Fundación OSDE.
- Germani, G. (1965): *La clase como barrera social: Algunos resultados de un test proyectivo*. Universidad de Buenos Aires, Centro de Sociología Comparada.
- Hamplová, D. y Le Bourdais, C. (2008): "Educational Homogamy of Married and Unmarried Couples in English and French Canada". *Canadian Journal of Sociology/Cahiers canadiens de sociologie* 33 (4): 845-872.
- Hout, M. (1982): "The association between husbands' and wives' occupations in two-earner families". *The American Journal of Sociology* 88: 307-409.

- Jelin, E. (1998): *Pan y afectos. La transformación de las familias*. Buenos Aires: Fondo de Cultura
- 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 (196): 573-604.
- Jorrat, R. (2011): “Diferencias de acceso a la educación en Argentina: 2003-2007. *Revista Laboratorio* 24: 39-77.
- Kalmijn, M. (1991): "Status Homogamy in the United States." *American Journal of Sociology* 97:496-523.
- Kalmijn, M. (1998): “Intermarriage and homogamy: Causes, Patterns, Trends”, *Annual Review of Sociology*, 24: 395-421.
- Lipset, S. M. y R. Bendix (1963): *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley, Calif.: University of California Press.
- López Ruiz, L. Esteve A. y Cabré, A. (2008): “Distancia social y uniones conyugales en América Latina” *Revista Latinoamericana de Población* 1 (2): 47-71.
- López Ruiz, L. Esteve A. y Cabré, A. (2009): “Uniones consensuales y matrimonios en América Latina: ¿dos patrones de homogamia educativa?” *Papeles de Población* 15 (60): 9-41.
- Mare, R. (1991): “Five decades of assortative mating”. *American Sociological Review* 56 (1): 15-32.
- Mare, R. (2000): "Assortative Mating, Intergenerational Mobility and Educational Inequality". Documento de trabajo CCPR-004-00. California Center for Population Research. UCLA.
- Mare, R. y Schwartz .C. (2006): “Educational Assortative Mating and the Family Background of the Next Generation”. *Sociological Theory and Methods* 21 (2): 253-278.
- 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.
- Mazzeo, V. (2011): ¿Existe homogamia educativa en la elección del cónyuge?. Ponencia presentada en la mesa Estructura social, dinámica demográfica y migraciones de XXVIII Congreso Internacional de la Asociación Latinoamericana de Sociología -ALAS-.
- McCaa, R., Esteve, A., Ruggles, S. y Sobek M. (2005): “La integración de los microdatos censales de América Latina: el proyecto IPUMS-América Latina” *Estudios Demográficos y Urbanos* 20, 1 (58): 37-70.
- Parkin, F. (1984): *Marxismo y teoría de clases. Una crítica burguesa*, Madrid: Espasa-Calpe.
- Powers, D. A. y Yu Xie. (2000): *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego, California: Academic Press.
- Pullum, T. W., y Peri, A. (1999): “A multivariate analysis of homogamy in Montevideo, Uruguay”. *Population Studies* 35: 361-377.

- Raimo, J. y Yu. Xie. (2000): "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy" *American Sociological Review* 65 (5): 773-781.
- Rodríguez, S. (2011a): "Pautas de homogamia educativa en Argentina: una aproximación desde la modalidad que adquiere la entrada a la unión conyugal". *Revista Espacio Abierto*. En prensa.
- Rodríguez, S. (2011b): "Afinidades electivas en Argentina: un análisis de homogamia y heterogamia educativa". *Revista Lavboratorio* 24: 253-275.
- Schwartz, C. y Mare, R. (2005) "Trends in Educational Assortative Mating from 1940 to 2003" *Demography* 42 (4): 621-646.
- Smits, J, Ultee, W. y Lammers, J. (1998): "Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables." *American Sociological Review* 63: 264-285.
- Smits, J. (2003): "Social closure among the higher educated: Trends in educational homogamy in 55 countries" *Social Science Research* 32 (2): 251-277.
- Smits, J., Ultee, W., y Lammers, J. (1999): "Occupational homogamy in eight countries of the European Union, 1975-89". *Acta Sociologica* 42: 55-68.
- Solís, P. (2007): *Inequidad y movilidad social en Monterrey*. México: El Colegio de México.
- Solís, P. (2010): "Entre un buen partido y un peor es nada: selección de parejas en la Ciudad de México". *Revista Latinoamérica de Población* 7: 57-78.
- 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.
- 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
- 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". *Revista Sociedad* 23: 167-200.
- 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 (2): 125-149.
- Uunk, W. J. G., H. Ganzeboom. y Róbert, P. (1996): "Bivariate and multivariate scales association models. An application to homogamy of social origin and education in Hungary between 1930 and 1979". *Quality & Quantity* 30: 323-343.
- 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.

Wright, E. O. (1995): “Reflexionando una vez más sobre el concepto de estructura de clases”, en J. Carabaña, y A. De Francisco *Teorías Contemporáneas de las clases*, Ed. Iglesias: Madrid.

Xie, Yu. (1992): “The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables” *American Sociological Review* 57 (3): 380-395.

Anexos Tablas estandarizadas N=5000

		≤ 6	7-11	12	13-15	≥16	
1991	Escolaridad de los varones	≤ 6	464	362	33	11	5
		7-11	398	1575	328	116	87
		12	28	237	229	74	100
		13-15	13	123	117	106	101
		≥16	4	52	10	93	334
2001	Escolaridad de los varones	≤ 6	211	241	26	11	1
		7-11	218	1485	385	259	35
		12	18	284	364	257	68
		13-15	5	84	133	291	101
		≥16	1	22	69	191	241