



Pautas de homogamia socio-ocupacional (de clase) en Argentina: 2007-2008

Patterns of occupational homogamy in Argentina: 2007-2008

Santiago RODRÍGUEZ*

*“La existencia de la clase como barrera a la participación social -formal o informal- y al matrimonio puede por supuesto ser verificada por medios objetivos”
(Germani, 1965:2).*

Recibido 12.4.11

Aprobado definitivamente: 8.7.11

RESUMEN

La homogamia refiere al grado en que las personas se casan y/o unen con iguales en términos de alguna característica socioeconómica relevante, como por ejemplo la clase social. Constituye uno de los principales mecanismos de reproducción en la estructura social. El supuesto es que mientras más bajo sea el índice de homogamia -es decir, más uniones entre personas de diferentes clases sociales existan- más abierta es una sociedad y menos relevantes son las barreras entre los distintos grupos. Segundo, la homogamia contribuye a reproducir la desigualdad social ya que favorece la transmisión diferencial de recursos económicos, sociales y culturales de una generación a otra.

El objetivo del siguiente artículo es analizar pautas de homogamia/heterogamia ocupacional (de clase social) en parejas legales y consensuales que residen en Argentina.

Utilizamos una estrategia metodológica cuantitativa. Los datos provienen de una encuesta sobre *Estratificación y movilidad social*, aplicada a una muestra probabilística a nivel nacional en 2007-2008 por el Centro de Estudios de Opinión Pública - Universidad de Buenos Aires. En el estudio empleamos técnicas estadísticas descriptivas y de tipo inferencial.

Entre los principales hallazgos pudimos observar que la elección entre los cónyuges no es aleatoria y que la clase social de pertenencia es un aspecto relevante en la constitución de las parejas. La homogamia ocupacional (de clase social) aumenta entre las parejas más jóvenes.

Palabras claves: uniones conyugales, homogamia/heterogamia ocupacional (de clase), reproducción en la estructura social.

ABSTRACT

Homogamy is one of the main mechanisms for the reproduction of social structure. It refers to the degree on which members of a society marry or bind with equals in terms of important

* Magíster en investigación en Ciencias Sociales - Facultad de Ciencias Sociales - UBA. Docente de Metodología de la Investigación Social, Cátedra: Sautu. Carrera de Sociología - Facultad de Ciencias Sociales - UBA. Área de Estratificación Social - Instituto de Investigaciones Gino Germani - Facultad de Ciencias Sociales - UBA. Correo: sar82@hotmail.com

socioeconomic characteristics, such as social class. It is implied that the lowest the homogamy index -i.e., a highest amount of unions between people of different social classes-, the more open is a society and the less relevant are barriers between different groups. In addition, homogamy contributes to reproduce social inequality, given than it favors the differential transmission of economic, social and cultural resources from one generation to another. The aim of this paper is to analyze patterns of occupational homogamy / heterogamy in legal and consensual couples living in Argentina in 2007-2008.

A quantitative methodological strategy it is used, employing descriptive and inferential statistical techniques. Data is taken from a survey on *Stratification and social mobility*, applied to a probability sample on a national level (2007-2008) by Centro de Estudios de Opinión Pública - Universidad de Buenos Aires.

The main findings suggest that the selection between spouses is not at random and that their own social class is a relevant factor in couple formation. Occupational homogamy, in terms of social class, increases between younger couples.

Key words: marital unions, occupational homogamy, occupational heterogamy and social structure reproduction.

SUMARIO

Introducción. Las implicancias teóricas de la homogamia/heterogamia. Estrategia metodológica. El esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP): aspectos conceptuales. Construcción y decisiones operacionales del esquema. Dime de qué clase eres y te diré con quién andas... Pautas de homogamia relativa. Pautas específicas de interacción conyugal. Pautas de homogamia constante. Algunas observaciones provisionarias. Bibliografía

Introducción

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). De manera extrema, si los padres transmitieran sus ocupaciones y niveles educativos a sus hijos estaríamos en presencia de sociedades estáticas, por el contrario, si la posición social de las personas fuera independiente de la de sus padres, la estructura social podría ser considerada abierta (Jorrat, 2000).

Ahora bien, este tipo de estudios que reconstruyen la estructura social midiendo pautas de movilidad social intra-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 matrimoniales que existen entre personas de clases sociales diferentes. 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, 1998:265). Las familias son un componente central en la sociedad porque constituyen la unidad básica en donde se producen las inserciones en la estructura de clases. Su función es reproducir y transmitir intergeneracionalmente habilidades, valores, recursos económicos, sociales y legados culturales que son apropiados (o no) por las personas influyendo en sus trayectorias de vida (Sautu, 2011). En este sentido, el estudio de la selección de las parejas en términos de homogamia ocupacional (de clase social) constituye un aspecto central para comprender la reproducción intergeneracional de la desigualdad social (Verbakel, Luijkx y de Graaf, 2008:257).

El objetivo de este artículo es analizar pautas de homogamia/heterogamia ocupacional (de clase) en parejas legales y consensuales que residen en Argentina en 2007/8. Nos preguntamos específicamente, ¿Qué posiciones de clase son las más homogamas y heterógamas? En relación a la formación de las uniones mixtas (heterogamia), ¿cuáles son las principales barreras que imponen o limitan la interacción entre las diferentes clases sociales de los miembros de las parejas? Y por último, ¿se modifica la intensidad de la homogamia a lo largo del tiempo?

En relación a los objetivos y los interrogantes planteados, el artículo se divide en cuatro secciones: i.) la perspectiva teórica que nos proporciona el andamiaje conceptual que sustenta el estudio, ii.) la estrategia metodológica donde se describe la fuente de datos, métodos y el esquema de posiciones de clase utilizado, iii.) el análisis empírico de las pautas de homogamia/heterogamia y, iv.) las observaciones finales.

Las implicancias teóricas de la homogamia/heterogamia

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). 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 la pareja 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 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 comunes. La unión entre personas de status similares -homogamia- responde a una lógica de ordenamiento y reproducción social y es por ello que el estudio del matrimonio tiene un papel fundamental en el análisis de la estructura social (Bourdieu, 2007). A partir de este concepto central se establece su antónimo.

La heterogamia define una unión entre personas con características sociales distintas (Torrado, 2004:181). 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. Desde la perspectiva neo-weberiana de mecanismos de cierre social (Parkin, 1984), la interacción entre grupos sociales diferentes proporciona un modo esencial para describir las fronteras de clase. El intercambio entre grupos sociales puede ser abierto o cerrado. Si las barreras entre los grupos sociales son débiles, la estructura social y las redes de esa sociedad se denominan abiertas; si las barreras son fuertes, la estructura social se considera cerrada (Smits, Ultee y Lammers, 1998).

En el marco de los estudios de estratificación y desigualdad social, analizamos la selección de la pareja porque permite explicar la transmisión de desigualdades económicas y culturales; al diferenciarse clases y/o grupos de status, que tienden a emparentarse y así reproducir las desigualdades sociales a partir de la niñez (Blossfeld y Shavit, 1993). El estudio de la homogamia es significativo 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 clases existan - más abierta es una sociedad y menos relevantes son barreras sociales entre los grupos (Torche, 2007:23). 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). Por lo tanto, al estudiar *quién se casa con quién*, nos estamos preguntando también que 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).

Estrategia metodológica

Nuestro enfoque de investigación nos lleva a utilizar una estrategia cuantitativa, que nos permita realizar un ejercicio de exploración de los alcances de la homogamia/heterogamia ocupacional (de clase). Es decir, analizar las asociaciones entre las categorías de clase de los miembros de las parejas, según los niveles que tenían al momento de la encuesta. En el caso de la ocupación como indicador de la pertenencia a clase y por lo tanto -componente básico de la construcción de la estructura de clases- se toma en cuenta la última ocupación del encuestado/a y su cónyuge o pareja, si estaba sin trabajo o desocupado al momento del relevamiento. Esta posición es compartida por las investigaciones de clase en nuestro país desde el estudio pionero de Germani en 1960/62. Se asume que existe una cierta consistencia en los estatus ocupacionales entre el último empleo y el subsiguiente al momento de la desocupación (Sautu, 1992).

La base empírica proviene de una encuesta sobre "*Estratificación y movilidad social*" aplicada entre mayo de 2007 y mayo de 2008 a una muestra a nivel nacional estratificada multi-etápica, con selección aleatoria en todas sus etapas de 3313 casos a personas de 18 años y más, con una sub-muestra de personas de 25 a 65 años¹. Aunque para este artículo, se eliminaron los inactivos, las personas de 18 a 24 años y de más de 65 años y aquellos que no tenían pareja y/o cónyuge, resultando en total 1287 casos de parejas.

La unidad de análisis refiere a parejas (legales/consensuales)² que tienen entre 25 y 65 años y residen en Argentina en 2007/8.

Como mencionamos, la inserción ocupacional tomada como referencia es la declarada al momento del relevamiento de la encuesta y, por tanto, no se corresponde necesariamente con el que tenían los cónyuges en el momento de casarse o unirse. La información central del estudio sociológico sobre la homogamia descansa en relacionar datos en un momento del tiempo: la educación u ocupación de la persona encuestada y la de su pareja, si existe, al momento de la encuesta. Ésta es la aproximación típica de los análisis de correlación, regresión, o modelos log-lineales basados en encuestas *cross-sectional* de muestras poblacionales (Hayes, 1993; Smits, Ultee & Lammers, 1999; Verbakel, Luijkx, y de Graaf, 2008; entre otros).

Para analizar las asociaciones entre las posiciones de clase de los cónyuges, utilizamos la categorización de Goldthorpe, en la medida en que una clasificación en términos de clase permite "ordenar" aproximadamente posiciones ocupacionales de clase³ (Jorrat, 2000:45). Otra razón para asumir este esquema es que utiliza categorías que habitualmente se definen en otros estudios internacionales permitiendo una eventual comparabilidad de los resultados (Torche y Wormald, 2004:14).

En el análisis de las pautas de homogamia ocupacional (de clase social) aplicamos básicamente modelos log-lineales de uso corriente en este tipo de investigaciones.

¹ La encuesta fue realizada por el Centro de Estudio de Opinión Pública (CEDOP) - Universidad de Buenos Aires con asiento en el Instituto de Investigaciones Gino Germani. Dirigido por el Prof. Raúl Jorrat, a quien le agradezco por su generosidad con los datos, librando de cualquier responsabilidad sobre la interpretación de los mismos.

² Todos los análisis incluyen parejas legales y consensuales pero se les referirá como "cónyuges" para simplificar el texto.

³ Elegimos el esquema de Goldthorpe porque la categorización manual - no manual está muy pegada a la clasificación ocupacional censal estadounidense y tiene un menor sentido conceptual de ordenamiento de clase -más de que introduzca mejores o peores posibilidades de diferenciación empírica en términos de variables como la educación o ingreso-, mientras que la de Wright (enfoque neo-marxista) ofrece menor diferenciación interna dada la gran concentración de casos en su categoría "proletarios" (Jorrat, 2000:45).

El esquema de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP): aspectos conceptuales

El esquema usado originalmente por Goldthorpe y colaboradores (1987, en adelante) - dio lugar a un programa de investigación sobre estratificación y movilidad social en países industrializados de Europa denominado Proyecto CASMIN (“Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations”)- es “un esquema de posiciones de clase, agregando categorías ocupacionales de la versión compactada de 36 categorías de la escala ocupacional de Hope-Goldthorpe” (Jorrat, 1998:5). En trabajos posteriores, la clasificación original de 36 categorías socio-ocupacionales, fue agrupada en esquemas de 11, 7 y 5 categorías de clase (Ishida, Goldthorpe y Erikson, 1991:962/63). Originalmente se basaba en clasificar las ocupaciones según la situación de mercado y de trabajo. Si compartían la situación de mercado y de trabajo, se decía que tales ocupaciones constituían una clase, ya que sus integrantes compartían chances similares de vida⁴. En tal sentido, Breen (2004) señala que el esquema de Goldthorpe se enmarca en una perspectiva teórica “neo-weberiana” (aunque los mismos autores rechacen esta identificación, Erikson y Goldthorpe, 1992:37).

Para elaborar su esquema de posiciones de clases, Erikson y Goldthorpe parten de “diferenciar posiciones dentro de *mercados de trabajo* y *unidades de producción* o, más específicamente..., diferenciar tales posiciones en términos de las *relaciones de empleo* que ellas implican” (1992:37). Mostrando un acuerdo entre Marx y Weber, comienzan reconociendo tres posiciones de clase: empleadores, trabajadores auto-empleados sin empleados a su cargo y empleados (Erikson y Goldthorpe, 1992:37). La existencia de la tercera categoría, que daría cuenta de más del 80% de la población, resulta una categoría altamente heterogénea. De aquí surge el carácter central de las relaciones de empleo y de la forma de regulación de las mismas (Evans, 1992:213). El principal contraste se constituye entre, por un lado, el “contrato de trabajo”, supuesto comúnmente para los casos de trabajadores manuales y no manuales de bajo grado, y, por otro lado, de la “relación de servicios” expresada en el tipo de contrato común para los empleados profesionales y directivos de las burocracias organizativas, públicas y privadas. Al mismo tiempo se encuentran una variedad de “formas mixtas”, “comúnmente asociadas con posiciones intermedias entre las estructuras burocráticas y los trabajadores *“rank-and-file”*: por ejemplo, aquel personal oficinista o de ventas o aquellos técnicos de bajo grado y supervisores de línea” (Goldthorpe, 2000:103-104 citado de Riveiro y Castañeira, 2009).

En cuanto a la relación de servicios, de la que surge la clase de servicios, “el argumento a favor de que profesionales, administradores y directivos ostentan posiciones de clase básicamente similares debe exponerse del siguiente modo. Estos empleados, al estar característicamente ocupados en el ejercicio de autoridad delegada o en la aplicación de conocimiento especializado y experto, operan en sus tareas y en sus roles con un grado distintivo de autonomía y discrecionalidad; y, como consecuencia directa del elemento de confianza que está envuelto necesariamente en su relación con la organización que los emplea, tienen acordadas condiciones de empleo también distintivas...” (Erikson y Goldthorpe, 1992:239-240). Este tipo de relación de empleo encierra un intercambio un tanto difuso de servicio a la organización a cambio de una compensación en la cual el elemento prospectivo es crucial; y, de igual modo, el contrato es entendido como teniendo una base más a largo plazo que una a corto plazo. La conexión fundamental que el contrato apunta a establecer es entre el compromiso del empleado efectivamente lograr las metas de la organización y la carrera exitosa de los mismos y el bienestar material de por vida. En cambio, en el contrato de trabajo, lo que prima es el pago por una determinada cantidad de trabajo realizada y la naturaleza más bien de

⁴ La situación de mercado se refiere a las fuentes y niveles de ingreso de una ocupación, a sus condiciones asociadas de empleo, al grado de seguridad económica y a las chances, para sus integrantes, de avance económico. La situación de trabajo se refiere a la ubicación de una ocupación dentro de sistemas de autoridad y control en el proceso de producción (Breen 2005:46).

corto plazo, mercantilizada del contrato de empleo (Goldthorpe, 2000:111-115 citado de Riveiro y Castañeira, 2009).

A continuación presentamos una tabla que muestra la composición de los esquemas de 11 y 7 posiciones de clase, y la versión resumida de 5 clases utilizada en este artículo.

Tabla 1: Esquemas de clases

Esquema de 11 clases	Esquema de 7 clases	Versión resumida de 5 clases
I. Profesionales, administradores y funcionarios superiores; gerentes de grandes establecimientos industriales; grandes propietarios.	I + II Clase de servicios: profesionales, administradores y gerentes; técnicos de nivel superior; supervisores de trabajadores no manuales.	I + II Clase de servicios
II. Profesionales, administradores y funcionarios de nivel menor; técnicos de nivel superior; gerentes de pequeños establecimientos industriales; supervisores de empleados no manuales.		
IIIa Empleados no manuales rutinarios de nivel superior (administración y comercio). IIIb Empleados no manuales rutinarios de nivel inferior (ventas y servicios).		
IVa Pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados.	IVa Pequeña burguesía: pequeños propietarios, artesanos, etc., con empleados. IVb Idem, sin empleados.	III Trabajadores no manuales rutinarios
IVb Pequeños propietarios, artesanos, etc., sin empleados (cuentapropistas).		
V Técnicos de nivel inferior, supervisores de trabajadores manuales.	IVc Agricultores (“Farmers”) y arrendatarios; otros trabajadores cuenta propia en la producción primaria	IVa + IVc Pequeña burguesía / cuentapropia
VI Trabajadores manuales calificados.		
VIIa Trabajadores manuales semi-calificados y no calificados (no agrícolas).	V Trabajadores calificados: técnicos de nivel inferior. VI Supervisores de trabajadores manuales; trabajadores manuales calificados.	IV Clase trabajadora (Manual calificado)
VIIb Trabajadores agrícolas y otros en la producción primaria.		
IVc Agricultores (“Farmers”) y arrendatarios; otros trabajadores cuenta propia en la producción primaria.	VIIa Trabajadores no calificados: trabajadores manuales semi y no calificados (no en la producción agrícola). VIIb Idem, sector agrícola	V Clase trabajadora (Manual No Calificado)

La clase I y II, clase de servicios, está integrada por “aquellos que ejercen la autoridad y el conocimiento en nombre de cuerpos corporativos -más algunos elementos de la burguesía clásica (empresarios independientes y profesionales ‘libres’) en la medida en que no han sido todavía asimilados dentro de esta nueva formación (Goldthorpe y colaboradores 1987, citado de Jorrot 2000). La clase II, se compone por bajos profesionales y altos técnicos, además de gerentes de pequeños establecimientos y supervisores de empleados no manuales integran la Clase Servicios⁵. Hay únicamente una diferencia de grado entre la clase I, clase de servicios alta, y la clase II, clase de servicios baja.

Las clases VI, VIIa, VIIb y IIIb son aquellas posiciones de clase que comparten el contrato de trabajo. La clase VI son los trabajadores manuales calificados, la VIIa los no calificados, la

⁵ Breen (2005) señala la sorprendente ausencia en el esquema “de una clase de grandes empleadores –la alta burguesía-. Hoy en día los grandes empleadores tienden a ser organizaciones más que individuos, pero esos individuos grandes empleadores existentes tienden a ser ubicados en la clase I. Erikson y Goldthorpe justifican esta práctica sobre la base de que tales individuos son usualmente propietarios de empresas que difieren de aquellas de la pequeña burguesía en términos más legales que sustantivos (1992:48).

VIIb los no calificados del sector primario y la IIIb los trabajadores no manuales rutinarios del comercio y los servicios, o bajos.

Las clases IIIa y V son posiciones mixtas en cuanto al contrato de empleo. La clase IIIa es la posición de clase de los trabajadores no manuales rutinarios de oficina, o trabajadores no manuales, altos (aquellos empleos con dificultad de monitoreo pero sin calificación particular). La clase V es la de los técnicos de bajo grado y los supervisores de trabajadores manuales (donde hay calificación de por medio y no hay problemas de control).

Hay una clase autónomos y pequeños empleadores (pequeña burguesía), denominada clase IV. Esta se subdivide primero sobre una base sectorial, de manera que la IVc comprende a los agricultores y otros trabajadores por cuenta propia en la producción primaria, y segundo entre empleadores no agrícolas y cuenta propia; la IVa comprende a los pequeños propietarios con empleados, la IVb aquellos propietarios, artesanos, etc. sin empleados (cuentapropistas).

Construcción y decisiones operacionales del esquema

Para la construcción del esquema de clases acudimos al algoritmo de Ganzeboom, disponible en su página web⁶. En materia de decisiones propias a la operacionalización, consideramos a los trabajadores familiares con remuneración fija como asalariados y a los trabajadores sin remuneración fija como auto-empleados. En el caso de no saber si el encuestado/a o su pareja supervisaba o no, fue tomado como que no supervisa. Para aquellos/as que supervisaban pero que no sabíamos a cuántas personas, se los considero como que supervisaban a una persona. Excluimos de la categoría de cuentapropia a todos los trabajadores/as manuales no calificados (gran grupo 9 de la CIUO 88⁷), por las implicancias que tiene (se transforman en pequeños burgueses). Finalmente, es importante también mencionar otras especificaciones para el caso argentino en particular. El corte para distinguir grandes establecimientos Goldthorpe lo fijaba en 25 empleados y más para Gran Bretaña. Esto no se aplica a la situación local, donde el corte fue establecido en 6 personas y más. En realidad, no son muchos los casos que caen en la muestra de empleadores de 6 personas o más (Goldthorpe mismo señala estas situaciones). O sea, la clase de servicios local está integrada por comerciantes o empresarios con 6 personas o más a su cargo (Jorrat, 2008:10).

Otra especificación es la siguiente: como puede observarse en el esquema desagregado de clases, se distingue la Clase III en IIIa y IIIb, siendo esta última referida a empleados rutinarios de ventas y servicios. Mencionan los autores que cuando esa distinción se realiza, con particular referencia al trabajo de las mujeres, el grupo IIIb claramente reflejaría características similares a los manuales no calificados (VIIa), caso en que proponen sumar VIIa + IIIb, en la categoría de “manuales no calificados”, para categorizaciones de, por ejemplo, 5 por 5 (Jorrat, 2008:10). El mismo procedimiento seguimos en este trabajo.

Aclaran Erikson y Goldthorpe (1992) que “no existe una forma obvia e in-controvertida” de establecer un conjunto de categorías de clase, agregando: “Nuestra posición frente a esta dificultad es la siguiente. Partimos del punto de vista de que los conceptos deberían ser juzgados por sus consecuencias, no por sus antecedentes. El esquema de clases que hemos desarrollado... posee una racional teórica que, confiamos, lo dota de una medida de consistencia interna⁸. Pero,..., es en su inspiración más bien ecléctico” (Erikson y Goldthorpe, 1992:35).

⁶ <http://home.fsw.vu.nl/~ganzeboom/pisa>. Le quería agradecer especialmente a Manuel Riveiro por facilitarme la sintaxis para poder “correr” el algoritmo.

⁷ Clasificación internacional uniforme de ocupaciones (CIUO).

⁸ Riveiro y Castañeira (2009) validan esquema de clases de Goldthorpe midiendo su rendimiento empírico a la luz de las variables ingreso mensual y años de educación de los encuestados/as utilizando la misma base de datos que analizamos en este artículo. Los autores concluyen afirmando que el esquema presenta un ordenamiento no tan claro en materia de ingreso, pero sí muy contundente en los años de educación (2009:14).

Dime de qué clase eres y te diré con quién andas...

La manera más habitual de estudiar la selección de las parejas consiste en construir tablas de doble entrada que relacionen las características de ambos cónyuges en una dimensión específica. A partir de estas tablas se elaboran medidas de los niveles de homogamia⁹. Para este artículo, proponemos una medida alternativa de uso corriente en los estudios de estratificación y movilidad social intergeneracional: “índice o razón de (in)movilidad” (véase Jorrat, 2000, 2008). Este índice, en relación al tema que nos compete, complementaría la parte descriptiva de los porcentajes -indicadores gruesos- de homogamia/heterogamia ocupacional (de clase), avanzando un poco en aspectos analíticos. Partimos de plantear un modelo de independencia, es decir, las posiciones de clase social de los cónyuges son independientes -la selección de parejas sería aleatoria- y calculamos el cociente entre las frecuencias observadas y las esperadas¹⁰. Si bien este índice descansa en un supuesto poco realista “aleatoriedad en la selección de las parejas”, nos mostraría los excesos de la homogamia si las posiciones de clase de los cónyuges fueran, como mencionamos, independientes.

Cuadro 1: Cociente de las frecuencias observadas respecto de las esperadas entre las posiciones de clase de los cónyuges bajo el supuesto de independencia.

Clase social del marido	Clase social de la esposa				
	Clase de servicios	No manuales rutinarios	Pequeña burguesía/cuenta propia	Clase trabajadora (manual calificado)	Clase trabajadora (manual no calificado)
Clase de servicios	2,80	1,19	0,54	0,24	0,26
No manuales rutinarios	1,03	1,56	0,73	0,89	0,73
Pequeña burguesía/cuenta propia	0,72	0,90	1,79	0,86	0,94
Clase trabajadora (manual calificado)	0,22	0,94	0,91	1,51	1,34
Clase trabajadora (manual no calificado)	0,17	0,63	0,66	1,46	1,66

Fuente: Elaboración propia en base a una encuesta realizada por el Centro de Estudios de Opinión Pública (CEDOP). UBA 2007 - 2008.

Si el índice fuese igual a 1, indicaría que los valores observados coinciden con los esperados (bajo el supuesto de independencia). Si fuese inferior a 1, indicaría que los valores observados son menores que los esperados, y si fuese mayor que 1 que los valores observados exceden a los que se esperaría bajo el mismo supuesto de independencia entre las posiciones de clase de los cónyuges.

⁹ 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 las posiciones de clase de los cónyuges. Constituyen indicadores gruesos de homogamia dada la influencia de las distribuciones marginales y, en general, se los utiliza para medir pautas matrimoniales de hecho (Rodríguez, 2009).

¹⁰ La frecuencia esperada es $F_{ij} = n_i n_j / N$, donde N es el total de la muestra y n_i y n_j son los totales marginales de los maridos (filas) y de las esposas (columnas) respectivamente. Por su parte, f_{ij} es la frecuencia observada en la celda i,j , según los resultados de la muestra. El cociente f_{ij} / F_{ij} para cada celda i,j sería este índice.

Como era de esperarse, los valores más altos del índice corresponden a las celdas en la diagonal principal de la tabla. La alta concentración en la diagonal es indicadora de la existencia de homogamia ocupacional (de clase social). Los excesos de homogamia, o mejor dicho la mayor atracción entre las posiciones de clase de los cónyuges, se observa en la clase de servicios (2,80). Fuera de la diagonal hay otras celdas que exceden el valor de 1. Son los movimientos entre la clase de servicios y los no manuales rutinarios. Y también se agrega el movimiento entre los dos segmentos de clase trabajadora (manuales calificados y manuales no calificados). Lo que nos sugiere una existencia de heterogamia de corta distancia -uniones no estrictamente homógamas-.

Los valores más bajos del índice se observan entre los cónyuges de la clase de servicios y de la clase trabajadora no calificada (véase los valores 0,26 en el extremo derecho superior y 0,17 en el extremo izquierdo inferior de la tabla). Indicándonos una menor asociación y, por ende, un nivel más bajo de homogamia. Los candidatos/as que pertenecen a dichas posiciones de clase tendrían muy pocas posibilidades de contacto o interacción social. Las modalidades de los encuentros de las parejas no son fortuitos, en parte porque el lugar donde se conocen e interactúan tampoco los es (Bozon y Héran, 1987). Se vinculan con el estrato social de pertenencia que actúa como un marco limitante, como un ámbito de posibilidades y de límites a la interacción social (Sautu, 2003:43). En clave weberiana, el sistema de diferenciación y distinción social se cristaliza en la asimétrica distribución de los gustos, en las prácticas culturales, en los valores y en los ámbitos de frecuentación social. Por ejemplo, para la clase media algunos ámbitos de sociabilidad serían: la universidad, los clubes, los countries y los boliches bailables con entrada selectiva. De manera tal que la elección del cónyuge tiene lugar dentro de grupos sociales y culturalmente homogéneos (Torrado, 2007:401).

Por último, el supuesto de aleatoriedad en la selección de la pareja no se cumple dado el peso de los valores del índice en la diagonal principal del cuadro. El valor del X^2 es 439,94 significativo a cualquier nivel convencional, rechazándose la hipótesis de independencia en las posiciones de clase de los cónyuges.

Pautas de homogamia relativa

La asociación entre las posiciones socio-ocupacionales (de clase social) de los esposos está influenciada por el grado en que las personas tienen preferencia por una pareja con cierta posición socio-ocupacional, pero también está influenciada por la disponibilidad de parejas con dicha posición (Smits, Ultee y Lammers, 1999:59). Si deseamos utilizar la homogamia ocupacional como un indicador de la apertura social, tenemos que controlar las diferencias en las distribuciones ocupacionales de varones y mujeres y medir lo que se denomina “*homogamia relativa*” (Ultee y Luijkx, 1990). Para estos propósitos utilizaremos modelos log-lineales (Agresti, 1990). A continuación presentamos la estructura de los principales modelos comprobados.

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
Quasi-independencia
(Homogamia específica por clase social)

Figura 4
Modelo de esquinas

0	0	0	0	0
0	0	0	0	0

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

0	0	0	8	5
---	---	---	---	---

Figura 5
Modelo de cruce

ξ_1	v1	v1v2	v1v2v3	v1v2v3v4
v1	ξ_2	v2	v2v3	v1v2v3
v1v2	v2	ξ_3	v3	v3v4
v1v2v3	v2v3	v3	ξ_4	v4
v1v2v3v4	v1v2v3	v3v4	v4	ξ_5

El *modelo de independencia* asume que no existe relación entre la clase social del marido y la clase de la esposa y que, por lo tanto, la posición de clase social 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 la clase social de los cónyuges es el 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 la fila i columna j ; λ la constante; λ_i el término para la fila i ; λ_j el término para la columna j ¹¹.

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 posición de clase*" que asume independencia en todas las celdas excepto en las de la diagonal, que recogen las parejas homogamas. Este modelo incorpora cinco términos o parámetros al modelo base de independencia, uno para cada celda de la diagonal. La expresión de este modelo es la siguiente:

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

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 el riesgo relativo *-relative risks-*, es decir, como la probabilidad de que un hombre y una mujer que coinciden en su posición de clase se casen. Estos dos modelos nos interesan porque con medidas más precisas, nos informan acerca de la intensidad y la atracción de las uniones homogamas.

El *modelo de esquinas* es una ampliación del modelo de *quasi-independencia*. 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. En este caso, la expresión añadiría una nueva condición:

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

¹¹ En todas las expresiones de los modelos estimados, los términos $i - j$ refieren a las categorías de las posiciones de clase del marido y de la esposa. En los modelos de tres vías, presentados en el próximo apartado del artículo, el término C da cuenta de los grupos de edad.

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 de clase social 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, en cierto sentido, hay que considerar la distancia entre las categorías de clase 1 y 2, la distancia entre las categorías 2 y 3, la distancia entre las categorías 3 y 4, y la distancia que la distancia entre las categorías 4 y 5.

El modelo se expresa en:

$$\log f_{ij} = \log f_{ji} = \lambda + \lambda_i^f + \lambda_j^c + v_{ij}^{fc} \text{ }^{12}$$

Para este artículo, incluimos 4 parámetros que capturan la dificultades de cruzar las barreras que separan las posiciones de clase adyacentes: clase de servicios - estrato no manual rutinario (CR 1-2), estrato no manual rutinario - pequeña burguesía (CR 2-3), pequeña burguesía - clase trabajadora calificada (CR 3-4) y, clase trabajadora calificada - clase trabajadora no calificada (CR 4-5).

El cuadro 2 muestra la estructura y los resultados de los principales modelos comprobados, de cuyo ajuste informan los estadísticos Likelihood Ratio (G^2), Bayesian Information Criterion (BIC). Otro valor complementario para juzgar los modelos es el índice de disimilitud (ID), que calculado para los modelos 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 ajuste¹³.

Como señalan (Powers y Xie, 2000) buscamos la parsimonia de los modelos¹⁴. “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).

Cuadro 2: Modelos log-lineales

Modelos	G^2	gI	p	BIC	Índice de Disimilitud (%)
Independencia	428,94	16	0,000	314,38	21

¹² Con diferentes valores de v_{ij}^{fc} según se trate de casos en que $i < j$, $i > j$ o $i = j$ (Boado, 2009).

¹³ 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).

¹⁴ 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).

Homogamia global	198,64	15	0,000	91,24	13
Quasi - independencia (Homogamia específica por posición de clase social)	122,08	11	0,000	43,32	9
Modelo de esquinas	19,04	7	0,080	-31,07	2,9
Modelo de cruce	31,99	12	0,051	-59,21	5,1

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. Clasifica mal un 21% de los casos, según el índice de disimilitud, lo que explica que un 21% de los casos deberían reclasificarse. Nos muestra que la condición de independencia no se satisface, es decir, que la clase social de pertenencia es una dimensión relevante en el proceso de selección de la pareja. No es resultado de una combinación azarosa.

En el segundo modelo *-homogamia global-* se produce un avance. Bajan los estadísticos (G^2 y BIC). En la exploración más descriptiva habíamos observado una concentración de casos en la diagonal principal de homogamia. Según el índice de disimilitud, clasifica mal un 13% de los casos. Es decir, un 13% de los casos deberían cambiar de categoría de clase. En el modelo de *quasi-independencia* (homogamia específica por posición de clase social), continua el avance -sin lograr del todo un buen ajuste-. Siguen bajando los valores de los estadísticos G^2 y BIC. Según el índice de disimilitud, habría que reclasificar un 9% de los casos para llegar a la situación de independencia desde la situación observada. Estos dos modelos no eliminan la rigidez, lo cual probablemente podría deberse a movimientos o uniones de corta distancia entre personas de posiciones de clases adyacentes- como pudimos observar en la sección anterior del artículo-.

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. El BIC toma valores negativos (-31,07 y -59,21 respectivamente) indicándonos que mejor es el ajuste y, por lo tanto, mejor es la capacidad explicativa de estos modelos. La literatura especializada recomienda preferir un “modelo” según el índice de disimilitud cuando su valor es aproximadamente el 2% (Agresti, 1990; Powers y Xie, 2000). El índice de disimilitud en el *modelo de esquinas* alcanza el 2,9%. El muy buen ajuste de este último modelo, nos indica que existe cierta asociación y atracción en las uniones conyugales entre personas de clase de servicios y del estrato de clase media rutinario y; entre personas que pertenecen a los dos segmentos de clase trabajadora.

Por último, el *modelo de cruce* también produjo un buen ajuste, nos señala que la probabilidad de constituir una pareja entre personas de diferentes posiciones de clase, 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); pero en relación al índice de disimilitud habría que reclasificar un 5,1% de los casos.

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 ocupacional (de clase). A continuación, presentamos los parámetros estimados de los principales modelos comprobados para analizar las interacciones conyugales.

El parámetro del modelo de *homogamia global* asumió el valor de 2,63 ($p < 0,001$). Es decir, la probabilidad de que una mujer y un varón de posiciones de clase similares formen una pareja, es 2,63 veces que si diferían en su posición. El modelo de homogamia global podría ser

re-especificado para describir la "heterogamia global", al tomar 0 y 1 como categorías del parámetro en el modelo. Tomando como variable binaria en la figura 2, 1 sería 0 en la diagonal principal y 1 en todas las demás celdas. Por ejemplo, el parámetro estimado de 2,63 para la homogamia global se lo sustituye con un coeficiente de $1/2,63 = 0,38$ para las parejas heterógamas. La interpretación sería, una mujer y un varón que ocupan posiciones disímiles en la estructura de clases tendrían una "chance" de 0,38 veces de entrada a la unión que si pertenecían al mismo segmento de clase.

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 posición de clase social 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 de clase.

Cuadro 3: Parámetros estimados para el *modelo de esquinas* -log odds ratio-.

Clase social del marido	Clase social de la esposa				
	Clase de servicios	No manuales rutinarios	Pequeña burguesía/cuentapropia	Clase trabajadora (manual calificado)	Clase trabajadora (manual no calificado)
Clase de servicios	2,78	1,23			
No manuales rutinarios	0,94	0,65			
Pequeña burguesía/cuenta propia			0,36		
Clase trabajadora (manual calificado)				0,80	0,66
Clase trabajadora (manual no calificado)				1,17	1,23

Nota: todos los parámetros estimados $p < 0,005$

La mayor fuerza de atracción en la diagonal de homogamia se observa entre los cónyuges que pertenecen a la clase de servicios y los de la clase trabajadora no calificada (parámetros de 2,78 y 1,23 respectivamente). Estas dos pautas nos aproximan a la idea de reproducción en los extremos de la estructura de clases. Siendo comparativamente superior la asociación y reproducción en la cúspide, en la clase de servicios. Los parámetros estimados que comprueban la interacción entre: i.) las posiciones de clase servicios y el estrato no manual rutinario y, ii.) la clase trabajadora calificada y no calificada, nos muestran zonas extendidas de homogamia en los extremos de la tabla. Reflejan la conformación de uniones heterógamas de corta distancia entre posiciones de clase adyacentes. La mayor asociación en la heterogamia de corta distancia, se observa en las parejas constituidas por mujeres del estrato no manual rutinario y varones de la clase de servicios (parámetro de 1,23) y, entre las mujeres del segmento calificado de la clase trabajadora y los varones de la clase trabajadora no calificada (parámetro de 1,17).

La homogamia en la categoría pequeña burguesía/cuentapropista es relativamente baja (parámetro de 0,36).

Los parámetros del modelo de cruce, reflejan la dificultad de cruzar sucesivas barreras entre categorías de clase adyacentes. Estos parámetros son simétricos. Es decir, para cada caso capturan tanto un movimiento ascendente como descendente entre las categorías. El cuadro 4

presenta la fortaleza de las barreras a las uniones entre personas de distintas posiciones de clase social obtenidas de este modelo, en la métrica del logaritmo natural de los odds¹⁵ (Torche, 2010b:11).

Cuadro 4: Parámetros estimados para el *modelo de cruces* -log odds ratio-.

CR 1-2	-0,820* +	↓ Orden de la dificultad
CR 2-3	-0,510*	
CR 3-4	-0,462*	
CR 4-5	-0,174 -	

Nota: parámetros estimados *p= <0,001

Los valores que asumieron los tres primeros parámetros son negativos y estadísticamente significativos, en esos casos nos indican que la dificultad en el orden de los cruces es de carácter decreciente.

La barrera entre la clase de servicios y el estrato de clase media -no manual rutinario- (CR 1-2) es muy marcada. De cierta manera, la gran dificultad que exhibe este cruce radica en que la posición de clase de servicios presenta, en comparación con las demás categorías, la mayor asociación en términos de homogamia (véase el parámetro 2,78 del modelo de esquinas).

Las restricciones o barreras a la constitución de las parejas entre el estrato de clase media -no manual rutinario- y la pequeña burguesía (CR 2-3) y entre ésta última y la clase trabajadora calificada (CR 3-4) son más permeables. En este sentido, la pequeña burguesía parece ser una clase social “*repartidora*” en el proceso de selección conyugal. La homogamia al interior de la pequeña burguesía es relativamente baja (véase el parámetro 0,36 del modelo de esquinas), con lo cual podría constituir uniones no estrictamente homogamas con las posiciones de clase adyacentes -con el estrato no manual rutinario y con el segmento de la clase trabajadora calificada-. Debemos tener en cuenta que la posición de clase pequeña burguesía está constituida por propietarios de capital con no más de 5 empleados y también por estratos ocupacionales manuales cuentapropistas. Dicha composición produciría, de cierta manera, un doble movimiento en la conformación de las uniones: i) aproximar los candidatos/as de la pequeña burguesía a los del estrato de clase media -no manual rutinario- y también, ii) a los del segmento calificado de la clase trabajadora. Los candidatos/as que pertenecen a estas posiciones de clase probablemente podrían percibirse como “culturalmente compatibles” o tener ciertas afinidades en lo que refiere a sus estilos de vida.

La barrera a las uniones conyugales entre los dos segmentos de la clase trabajadora (CR 4-5) no es significativa; en el orden de importancia pareciera ser la más fácil de cruzar¹⁶.

¹⁵ Una forma alternativa de presentar los parámetros de cruce es mediante un gráfico de barras. Allí para cada parámetro estimado se calcula el logaritmo natural y se lo multiplica por -1 para facilitar la interpretación. En ese caso, cuando la barra del gráfico es más alta más difícil es el cruce. (Véase los trabajos de Torche, 2007, 2010).

La probabilidad a la constitución de uniones entre personas que pertenecen a posiciones de clase no adyacentes, se calcula a través de la suma de las barreras entre las categorías adyacentes que las separan (Torche, 2010b:11). Por ejemplo, para que una persona de clase trabajadora calificada forme una pareja con otra de clase de servicios requiere cruzar 3 barreras. Las barreras entre: i.) clase trabajadora calificada y pequeña burguesía, ii.) pequeña burguesía y el estrato no manual rutinario y, iii.) entre éste último estrato y la clase de servicios. La expresión para este caso sería: $[\exp^{(-0,462 + -0,510 + -0,820)}] = \text{odds de } 0,17$. Es decir, para las personas que pertenecen al estrato calificado de la clase trabajadora resulta muy difícil -o tienen muy pocas *chances*- de constituir una pareja con un candidato/a de la clase de servicios.

El patrón daría cuenta de altas barreras en la cúspide de la estructura, barreras menos pronunciadas en el sector medio de la categorización de clases y, por último, las personas de clase trabajadora enfrentarían grandes dificultades relativas para formar una pareja con aquellos/as que ocupan en la estructura de clase posiciones más ventajosas.

Pautas de homogamia constante

A continuación presentamos un avance analítico a partir de modelos log-lineales de tres vías, que además de las posiciones de clase de los cónyuges incorpora la variable grupo de edad. Se trata de ver en qué medida “la asociación entre dos variables cualitativas difiere entre las categorías de una tercera variable” (Vallet, 2006:2).

Probamos con diferentes grupos de edad pero como los resultados eran bastante similares, optamos por una dicotomía, considerando las parejas que tienen entre 25 a 45 años y de 46 años y más¹⁷. En el primer caso se trataría de personas nacidas, aproximadamente, entre 1982 y 1962 y en el segundo entre 1961 y 1942.

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 clase del marido y la clase de la esposa para cada grupo de edad.

Se expresa en:

$$\log \mu_{ijc} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^c + \lambda^{ic} + \lambda^{jc}$$

El segundo, *modelo de asociación constante*, supone que la asociación entre las posiciones de clase de los miembros de las parejas es constante a lo largo de los grupos de edad. Expresaría la hipótesis de una homogamia constante (Torche, 2006).

Su expresión es la siguiente:

$$\log \mu_{ijc} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^c + \lambda^{ic} + \lambda^{jc} + \lambda^{ij}$$

El tercero, llamado *modelo de diferencias uniformes* -Unidiff- (propuesto por Yu Xie, 1992 y Erikson y Goldthorpe, 1992), supone una estructura estable en la asociación entre las posiciones de clase de los cónyuges, siendo capaz de detectar diferencias en la fuerza de la asociación a lo largo de los grupos de edad (Vallet, 2006). 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 cada grupo de edad. En cuanto al parámetro que expresa un factor multiplicativo (β), se parte de un parámetro igual a 1, que es el grupo de mayor edad, y se observa el valor para el grupo el más joven. Un valor menor que 1 indicaría menor asociación entre las posiciones de clase de los cónyuges, mayor que 1 una mayor asociación.

¹⁶ El valor que asumió el parámetro de cruce entre los dos segmentos de la clase trabajadora, es similar con lo que muestra Benza (2010) en su trabajo sobre las transformaciones en los niveles de movilidad socio-ocupacional intergeneracional en el Área Metropolitana de Buenos Aires.

¹⁷ Nos permite contar con una cantidad razonable de casos para cada grupo de edad.

El modelo se expresa en:

$$\log \mu_{ijc} = \lambda + \lambda^i + \lambda^j + \lambda^c + \lambda^{ic} + \lambda^{jc} + \lambda^{ji} + b_c g_{ij}$$

Cuadro 5: Modelos log-lineales de tres vías (clase social del marido, clase social de la esposa y grupo de edad)

Modelos	G ²	p	Grados libertad	BIC	Índice de Disimilitud %	Reducción del G ²
Independencia condicional CMc CEc	440,52	0,0000	32	211,40	22	-----
Asociación constante CMc CEc CMCE	15,40	0,4953	16	-99,15	2,8	96,5
Diferencias uniformes CMc CEc CMCE β	15,37	0,4246	15	-92,02	2,9	96,6

Nota: CM: Clase social del marido; CE: Clase social de la esposa; c: Grupo de edad, Grupo de edad: de 46 años y más de 25 a 45 años. Parámetros β 1,0000 1,0204

Considerando el valor del estadístico BIC y del índice de disimilitud (-99,15 y 2,8% respectivamente), el modelo de asociación constante produce un mejor ajuste. Nos muestra que, efectivamente, la asociación entre las posiciones de clase los cónyuges se mantiene contrastante a través de los grupos de edad. En este caso, sólo un 2,8% de los casos deberían cambiar de categoría de clase para que ambas distribuciones se igualen. Además, elimina un 96,5% del alejamiento total de los datos del modelo nulo de independencia condicional.

El modelo de diferencias uniformes -Unidiff-, prácticamente no mejora el ajuste respecto del modelo anterior específicamente para los estadísticos mencionados. Su relevancia radica en los parámetros β que nos proporcionan información sobre la fuerza e intensidad de la homogamia al interior de cada grupo de edad. Como puede observarse, la homogamia pareciera aumentar entre las parejas más jóvenes. Lo que podría estar en línea con una de las hipótesis que ponen a prueba Smits, Ultee y Lammers (1998) para ver los efectos de la modernización e industrialización sobre las pautas de selección de parejas, la denominada “*la hipótesis de logro de status*”. Las tendencias de homogamia socio-económica podrían aumentar en las sociedades en proceso de modernización, debido a que en las sociedades modernas los elementos de identificación y distinción social, como la posición clase y el nivel educativo, son cada vez más importantes. Por consiguiente, la adquisición de determinados recursos educacionales y socio-ocupacionales a lo largo del curso de vida de las personas actuaría como un criterio determinante en la elección matrimonial (Kalmijn, 1998; Blossfeld y Timm, 2004)¹⁸.

No es aquí nuestro propósito poner a prueba hipótesis de este tipo, ya que nos demandaría aunar datos de diversos países como lo hicieron Smits, Ultee y Lammers en su estudio. Sin embargo, las tendencias que describimos están en sintonía con los resultados de investigaciones recientes realizadas en América Latina (Esteve y McCaa, 2007; Solís, Pullum y Bratter 2007; Torche, 2010; Solís, 2011), las cuales demuestran que lejos de una reducción, la homogamia educativa y socio-ocupacional se incrementó en las últimas décadas del siglo pasado.

¹⁸ Simultáneamente Smits, Ultee y Lammers postulan una hipótesis alternativa, “*amor romántico*” (también conocida como la “*hipótesis de apertura social general*”), predice una disminución de las pautas de homogamia como efecto del proceso de industrialización. Agregan los autores que si bien las dos hipótesis parecen tener restricciones contradictorias, en realidad no tienen por qué hacerlo ya que no son mutuamente excluyentes. Ambas tendencias pueden actuar conjuntamente y llevar a “una relación de curva en U invertida entre industrialización y homogamia”, creciendo la homogamia hasta un cierto punto y posteriormente estabilizarse (1998:267-268).

Algunas observaciones provisorias

El propósito de este artículo fue analizar pautas de homogamia/heterogamia ocupacional (de clase) en parejas legales y consensuales que residen en Argentina en 2007/8. Los datos provienen de una encuesta sobre *Estratificación y movilidad social* aplicada a una muestra probabilística a nivel nacional, resultando un “pool” de 1287 parejas.

El punto de partida del análisis fue una aproximación más bien descriptiva en la que exploramos pautas en la homogamia ocupacional (de clase). Para ello utilizamos el esquema de clases propuesto Erikson, Goldthorpe y Portocarero en su versión resumida, ya que -como mencionamos- es una clasificación en términos de clase que permite “ordenar” aproximadamente posiciones socio-ocupacionales de clase.

Calculamos un índice que complementa la parte descriptiva de los porcentajes de homogamia y nos permite analizar las relaciones dentro de las tablas de contingencia en términos de chances u oportunidades relativas. Específicamente, nos muestra los excesos de la homogamia si las posiciones de clase de los cónyuges fueran independientes. Como era de esperarse, las mayores rigideces se concentran en la diagonal de homogamia. El mayor exceso de homogamia se observa específicamente entre los cónyuges de la clase de servicios. Debemos también señalar el movimiento o uniones heterógamas de corta distancia entre las posiciones de clase de servicios y el estrato no manual rutinario y, entre los dos segmentos de la clase trabajadora. Las uniones entre personas con acentuadas diferencias en lo que refiere a sus posiciones en la estructura de clases son muy escasas. Lo que nos llevo a pensar en las escasas posibilidades de contacto e interacción social que tendrían dichos candidatos/as.

Posteriormente, aplicamos modelos log-lineales para controlar las distribuciones ocupacionales de varones y mujeres y medir la “*homogamia relativa*”. Los principales resultados nos mostraron que la elección entre los cónyuges no es aleatoria y que la posición de clase social es un aspecto relevante en la constitución de las parejas. Las cuales tendieron a conformarse entre personas de similar clase social o entre posiciones de clase adyacentes. El modelo de esquinas, nos indicó que en la diagonal de homogamia la mayor intensidad o asociación se presenta en los extremos de la estructura de clases (en la clase de servicios y en la clase trabajadora no calificada). Paralelamente, los parámetros estimados de este modelo desentrañaron zonas extendidas de homogamia -uniones heterógamas de corta distancia- entre las posiciones de clase servicios y el estrato no manual rutinario y, la clase trabajadora calificada y no calificada.

La mayor restricción a la constitución de las parejas o las barreras más difíciles de cruzar son la separan a las personas de clase de servicios del resto. Lo cual está vinculado, de cierta manera, con la fuerte asociación en términos de homogamia en la clase de servicios. La conjunción entre homogamia y dificultad en el cruce de barreras en la cúspide de la estructura de clases, se relaciona con la reproducción intergeneracional de la desigualdad social. Si las personas se unen y forman una familia con otros que tienen las mismas ventajas socio-económicas, este proceso favorecerá la transmisión desigual de recursos de una generación a otra (Solís, 2011:2).

La categoría pequeña burguesía parecería ser una clase “*repartidora*” en el proceso de selección de parejas. Presenta cruces de barreras menos dificultosos con el estrato no manual rutinario y con el segmento calificado de la clase trabajadora. Su composición interna heterogénea, podría producir un doble movimiento en la conformación de las uniones. Aproximar a sus candidatos/as tanto a los del estrato no manual rutinario como a los de la clase trabajadora calificada, puesto que podrían llegar a percibirse como “culturalmente compatibles”. Este hecho también nos obliga a reconsiderar en futuros trabajos la composición interna de la categoría de clase “pequeña burguesía”.

Por último, presentamos un avance analítico a partir de modelos log-lineales de tres vías (clase del marido, clase de la esposa y grupo de edad). Nuestra intención fue analizar la variación en la fuerza de asociación de la homogamia para dos grupos de edad de las parejas.

Los ajustes de los modelos nos mostraron que la homogamia se mantiene constante a través de los grupos y que la misma se incrementa entre las parejas más jóvenes. Lo que podría relacionarse con una de las hipótesis planteadas por Smits, Ultee y Lammers (1998) que predice un aumento de la homogamia como efecto de la modernización y las etapas del proceso de industrialización: “la hipótesis de logro de status”. Si la clase social de pertenencia es un criterio cada vez más determinante en el proceso de selección de las parejas y los distintos grupos adoptan una práctica homogama, esto no hará más que reforzar las desigualdades y limitar las oportunidades para la movilidad social.

Considerando que analizamos una base de datos acotada y tratándose de resultados preliminares, los hallazgos no dejan de ser sugerentes. Nos invitan a continuar y profundizar la investigación. Ampliar nuestra base de datos e incorporar al análisis variables centrales en el proceso de estratificación y desigualdad, como los orígenes sociales familiares de los cónyuges, para poder determinar con mayor precisión las pautas de homogamia ocupacional (de clase social) descritas en este artículo.

Bibliografía

- Agresti, A. (1990): *Categorical Data Analysis*, New York: John Wiley.
- Benza, G. (2010): “Transformaciones en los niveles de movilidad ocupacional intergeneracional asociados las clases medias de Buenos Aires”, XXIX Congreso de la Asociación de Estudios Latinoamericanos.
- Blossfeld, H. P. y Timm, A. (2004): *Who Married Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Blossfeld, H.P. y Shavit, Y. (1993): “Persisting Barriers: Changes in educational opportunities in thirteen countries”, en Blossfeld, H.P. y Shavit, Y. (comps.), *Persisting Inequality*. Boulder: Westview Press.
- Boado, M. (2009): *Información aplicada a las CCSS (2009): Re- visión del análisis de tablas e introducción a modelos log-lineares* (mimeo).
- Bonzon, M y F. Heran. (1987): “La decouverte du conjoint: Les scenes de recontre dans l' espace social”, *Population* 43-1:121-151.
- Bourdieu, P. (2007): *El sentido práctico*, Buenos Aires: Siglo XXI.
- Breen, R. (2005): “Foundations of a New Weberian Class Analysis”, en Wright, O. (Comp). *Approaches to class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Breen, R. (Comp.) (2004): *Social Mobility in Europe*. New York: Oxford University Press.
- Erikson, R. y J. H. Goldthorpe (1992): *The constant flux*, Oxford: Clarendon.
- Esteve, A. y McCaa, R. (2007): “Homogamia Educativa en México y Brasil, 1970-2000: Pautas y Tendencias”, *Latin American Research Review* 42: 56-85.
- Evans, G. (1992): “Testing the validity of the Goldthorpe class schema”, *European Journal of Sociology* 8, 3:211:232.
- Germani, G. (1965): *La clase como barrera social: Algunos resultados de un test proyectivo*. Universidad de Buenos Aires, Centro de Sociología Comparada.
- Goldthorpe, John H., con Catriona Llewellyn y Clive Payne. (1987): *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. 2ª Edición. Oxford: Clarendon.
- Hayes, C. (1993): “Occupational homogamy within Northern Ireland and Republic of Ireland: A log-linear analysis”, *International Journal of Sociology and Social Policy* 13: 99-117.
- Ishida, H., J.H. Goldthorpe & R. Erikson. (1991): “Intergenerational Class Mobility in Postwar Japan.” *American Journal of Sociology* 96:954-75.

- Jorrat, J (2000): *Estratificación social y movilidad. Un estudio del Área Metropolitana de Buenos Aires*. Tucumán: Secretaría de Ciencia y Técnica de la Universidad Nacional de Tucumán.
- Jorrat, R. (1998): “Modelos predominantes de estructura de clases y su rendimiento empírico: un estudio del área metropolitana de Buenos Aires”, *Revista Estudios del Trabajo* 16.
- 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*, Vol. 49, N° 196.
- 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.
- Mare, R. D. (1991): “Five decades of assortative mating”, *American Sociological Review* 56: 15-32.
- Parkin, F. (1984): *Marxismo y teoría de clases. Una crítica burguesa*, Madrid: Espasa-Calpe.
- 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, S. (2009): *Dinámica matrimonial en Argentina (2003-2004): Un análisis de homogamia/heterogamia educacional y de clase social*. Tesis de Maestría en Investigación en Ciencias Sociales. Facultad de Ciencias Sociales - Universidad de Buenos Aires (mimeo).
- Sautu, R. (1992): *Teoría y medición del estatus ocupacional: escalas ocupacionales objetivas y de prestigio*, Cuaderno 10 del Instituto de Investigaciones Gino Germani, Facultad de Ciencias Sociales, UBA, Buenos Aires.
- Sautu, R. (2003): “Estrategias teórico-metodológicas en el estudio de la herencia y el desempeño ocupacional”, en Sautu, R. y C. Wainerman (comps.) *La trastienda de la investigación*, Buenos Aires: Ed. Lumière.
- Sautu, R. (2011): *El Análisis de las Clases Sociales: Teorías y Métodos*. Buenos Aires: Ediciones del CCC (Centro Cultural de la Cooperación Floreal Gorini) En prensa.
- 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., Ultee, W., y Lammers, J. (1999): “Occupational homogamy in eight countries of the European Union, 1975-89”, *Acta Sociologica* 42: 55-68.
- 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
- Torche, F. (2007): “Movilidad intergeneracional y cohesión social: análisis comparado de Chile y México”, *Proyecto Nacsal Cieplan iFHC*, New York University Press.
- Torche, F. (2010): “Educational Assortative Mating and Economic Inequality: A Comparative Analysis of Three Latin American Countries”, *Demography*, 47 (2): 481-502.
- Torche, F. (2010b): Movilidad intergeneracional en México: Primeros resultados de la encuesta ESRU de movilidad social en México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias.

- Torche, F. y Wormald, G. (2004): "Estratificación y movilidad social en Chile: entre la adscripción y el logro", *Serie Políticas Públicas* 98, Santiago de Chile: Naciones Unidas - CEPAL.
- 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.
- Verbakel, E, Luijkx, R. y de Graaf P. M. (2008): "The association between husbands' and wives' labor market positions in the Netherlands", *Research in Social Stratification and Mobility* 26: 257-276.
- Xie, Yu. (1992): "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables", en *American Sociological Review* 57: 380-395.