



Revista Latinoamericana de Población

ISSN: 2175-8581

alap.revista@alapop.org

Asociación Latinoamericana de Población

Organismo Internacional

Solís, Patricio

Entre “un buen partido” y un “peor es nada”: selección de parejas en la Ciudad de México
Revista Latinoamericana de Población, vol. 4, núm. 7, enero-diciembre, 2010, pp. 57-78

Asociación Latinoamericana de Población

Buenos Aires, Organismo Internacional

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323827303004>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Entre “un buen partido” y un “peor es nada”: selección de parejas en la Ciudad de México

In between “a good catch” and “better than nothing”: assortative mating in Mexico City

Patricio Solís
El Colegio de México

Resumen

En este trabajo se analiza el proceso de formación de parejas en la Ciudad de México. Luego de un análisis descriptivo de las tendencias en la homogamia educativa y ocupacional, se usan modelos de regresión de tiempo al evento para estudiar la influencia de las características heredadas y de las adquiridas en los riesgos en competencia de que las personas se unan con cónyuges de nivel socioeconómico bajo, medio, o alto. Los resultados revelan una tendencia de leve incremento en la homogamia. También sugieren que la elección de “un buen partido” está determinada por una mezcla de características familiares heredadas y atributos adquiridos. Por último, las características que determinan la unión con parejas de distintos estratos socioeconómicos varían significativamente entre hombres y mujeres, lo cual sugiere que en la selección de parejas influye de manera importante la segregación de roles de género.

Palabras clave: selección de parejas, México, nupcialidad, homogamia, formación de uniones, matrimonio.

Esta investigación recibió el apoyo financiero del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT), a través de su “Fondo de Investigación Científica Básica 2006”.

Abstract

This paper analyzes patterns of assortative mating in Mexico City. After an initial descriptive analysis of educational and occupational homogamy, event history analysis models are used to study the effects of ascribed and attained characteristics in the competing risks of marrying with a person of low, medium, or high socioeconomic status. Results show a trend towards the increase in homogamy. They also suggest that the selection of a well-positioned partner is associated to a mix of inherited family characteristics and attained traits. Finally, these characteristics significantly vary between males and females, thus suggesting that the segregation of gender roles is still important in the assortative mating process.

Key words: assortative mating, Mexico, homogamy, union formation, marriage.

Introducción

La formación de uniones es de interés tanto para los demógrafos como para los sociólogos. Desde un punto de vista demográfico, es fundamental en el proceso de constitución de nuevas familias y representa uno de los principales factores asociados a la fecundidad (Hinde, 1998; Quilodrán, 1989 y 1993). Para los sociólogos, y particularmente para quienes estudian la estratificación social, la temática es importante por su estrecha asociación con la desigualdad social. A pesar de la popularidad de la idea de que la elección de los cónyuges en la sociedad contemporánea se guía primordialmente 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 de la persistencia de relaciones sociales cerradas y de la rigidez de los régimenes de estratificación social. Además, la homogamia socioeconómica 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. En este sentido, al investigar 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; Mare, 1991; Kalmijn, 1991a; Blossfeld y Timm, 2003).

El propósito de este trabajo es estudiar el proceso de selección de parejas en la Ciudad de México. Nuestro interés es identificar los factores que hacen que las personas se unan con parejas situadas en distintos niveles socioeconómicos. Al plantear este problema, formulamos un conjunto de hipótesis sobre: a) los cambios en la incidencia de la homogamia educativa y ocupacional; b) los efectos de un conjunto de características individuales, tanto de corte adscriptivo como adquirido, en el proceso de selección de parejas, y más específicamente, en las probabilidades de unirse con personas que cuentan con distintos niveles socioeconómicos; y c) las posibles diferencias de género en los efectos de los factores adscriptivos y adquiridos en la selección de parejas.

58

Año 4

Número 7

Enero/
diciembre

2010

La manera habitual de estudiar el proceso de emparejamiento consiste en construir tablas de doble entrada que contrastan las características de ambos cónyuges en una dimensión específica. A partir de estas tablas, se elaboran medidas de los niveles de homogamia así como de la frecuencia de otro tipo de uniones (por ejemplo, hipergamia o hipogamia). Este análisis suele apoyarse en la utilización de modelos loglineales, con los cuales se obtienen medidas relativas de la intensidad de los distintos tipos de uniones. Aunque esta manera de aproximarse al estudio de la formación de parejas permite describir las tendencias “macro”, adolece de algunas carencias que limitan su utilidad en el análisis de la selección de parejas a escala individual o “micro”. Teniendo esto en cuenta, proponemos una aproximación metodológica basada en el uso de modelos de regresión de tiempo al evento, la cual permite no solo realizar un análisis “micro” de los factores asociados al emparejamiento, sino también estudiar simultáneamente dos procesos que están lógicamente relacionados entre sí: la transición a la primera unión y los riesgos en competencia de unirse con personas que tienen distintos niveles socioeconómicos.

Lo que resta del artículo se organiza en cuatro partes. En la siguiente sección se discute el marco conceptual del estudio y se formulan las preguntas que orientan el análisis empírico. Luego se presentan los datos, las variables principales y los métodos estadísticos. Posteriormente se realiza una revisión de los principales resultados. Por último, en la sección final del artículo, discutimos la relevancia de dichos resultados en términos de las preguntas formuladas en la sección teórica, identificamos algunas limitaciones del trabajo y planteamos algunas futuras vías de investigación.

Antecedentes teóricos y preguntas de investigación

Se puede situar a los régimenes de estratificación social entre dos extremos o “tipos ideales”: los sistemas cerrados, en los que las fronteras de clase son rígidas, la movilidad social es nula y las interacciones sociales entre los miembros de distintas clases son siempre jerárquicas; y los sistemas abiertos, en los que las fronteras sociales son porosas y existe alta fluidez de clase. En un sistema cerrado se esperaría que todas las uniones fueran homogámas, dada la virtual ausencia de lazos entre los miembros de las distintas clases sociales. En cambio, en un sistema abierto la selección de parejas no estaría restringida en ninguna medida por las fronteras de clase, por lo que la probabilidad de que se dieran uniones homogámas o heterogámas estaría determinada tan solo por la disponibilidad de cónyuges en el mercado matrimonial, dando así lugar a tasas de homogamia relativamente bajas. En este sentido, la intensidad general de la homogamia puede ser considerada como un indicador del grado de rigidez social e impermeabilidad de los régimenes de estratificación social (Blau, Blum y Schwartz, 1982; Blossfeld y Timm, 2003; Esteve, 2005; Kalmijn, 1991a; Lipset y Bendix, 1963; Mare, 2000; Smits, Ultee y Lammers, 1998; Smits, 2003; Solís, Pullum y Bratter, 2007).

Una hipótesis común tanto a las teorías clásicas de modernización (Parsons, 1966; Treiman, 1970) como a otras perspectivas que pregonan una creciente individualización (Giddens, 1995) es que existe una tendencia inherente al desarrollo de las sociedades que implicaría la reducción del control social sobre el comportamiento individual. Esta hipótesis, a la que se le ha llamado “incremento general de la apertura” (Smits, Ultee y Lammers, 1998; Blossfeld, 2009), plantea que tal tendencia llevaría a una disminución en los niveles de homogamia socioeconómica a lo largo del tiempo, esto es, a una transición hacia un sistema social más “abierto” en los términos descritos en el párrafo anterior. Los estudios que han buscado probar empíricamente esta hipótesis a escala comparativa internacional no han arrojado resultados concluyentes (Blossfeld y Timm, 2003; Smits, Ultee y Lammers, 1998; Smits y Park, 2009). En el caso específico de México, las pocas investigaciones disponibles (Esteve, 2005; Solís, Pullum y Bratter, 2007) sugerirían que, lejos de reducirse, la homogamia educativa y por orígenes migratorios se incrementó en las últimas décadas del siglo pasado, lo cual sería señal de una tendencia opuesta. Esto coincidiría con los resultados de los estudios sobre movilidad social, que también reportan un

incremento en la rigidez del régimen de estratificación social a partir de los inicios de los años ochenta (Escobar, Cortés, 2007; Solís, 2007; Zenteno y Solís, 2006).

Lo anterior nos lleva a la primera pregunta del trabajo: ¿Se observa en la Ciudad de México una tendencia similar de incremento en la homogamia? Aunque los antecedentes recién citados sugerirían que este es el caso, es importante tener en consideración varias cuestiones. La primera es que la evidencia más concluyente sobre dicho incremento en México se concentra en la homogamia educativa, por lo que conviene incorporar otras dimensiones de la estratificación social al análisis, en este caso la ocupación. En segundo lugar, los estudios realizados en México sobre los cambios en los patrones de homogamia (véanse en particular Esteve, 2005 y Solís, Pullum y Bratter 2007) refieren a un período específico de amplia transformación estructural (1965-2000), caracterizado por una profunda crisis económica en los ochenta y por la instauración de un nuevo modelo de acumulación desde finales de esa década hasta el cambio de siglo. Poco se sabe acerca de las tendencias a partir del cambio de siglo, período en que el nuevo modelo económico se ha profundizado y consolidado. En este sentido, cabe preguntarse si la creciente homogamia fue un efecto temporal asociado a la coyuntura finisecular o bien una tendencia que se ha sostenido en el tiempo. Por último, no debe olvidarse que, como universo de estudio, la Ciudad de México difiere de manera importante del conjunto nacional, por lo que las tendencias en la homogamia podrían ser distintas a las observadas en el país.

60

Año 4

Número 7

Enero/
diciembre
2010

Desde otra perspectiva, los regímenes matrimoniales también pueden diferir según las características personales que predominan en la selección de parejas. Los estudios sobre homogamia han investigado principalmente el emparejamiento en función de la educación (Mare, 1991; Smits, Ultee y Lammers, 1998; Smits, 2003; Smits y Park, 2009; López Ruiz, Esteve y Cabré, 2008; Esteve, 2005; Solís, Pullum y Bratter, 2007), pero también de la raza o etnia (Kalmijn, 1998; Qian, Blair y Ruf, 2001), de la religión (Kalmijn, 1991b) y de la ocupación (Hout, 1982), entre otras características. En un amplio sentido, estas características podrían ser divididas en dos grupos. Por una parte, están los rasgos que heredan las personas desde el nacimiento y que constituyen marcadores adscriptivos de su posición social: la raza, la pertenencia étnica, el origen migratorio y la clase social de origen, entre otras. Por la otra, se encuentran las características que son adquiridas a lo largo del curso de vida, las cuales no son determinadas solo por la herencia sino también por otra serie de factores, incluidos las elecciones individuales, los esfuerzos personales y el azar; entre ellas destacan la educación y la ocupación.

El hecho de que la selección de parejas se rija por características adscriptivas es sintomática de un régimen de estratificación en donde los mercados matrimoniales están organizados por la herencia familiar, ya sea mediante normas sociales que restringen las elecciones (como en los casos extremos del sistema de castas o de leyes que impiden el matrimonio entre miembros de distintas razas), o a través de mecanismos informales que regulan las redes sociales y los sistemas de preferencias. En cambio, el predominio de características adquiridas indicaría que la selección de los cónyuges no depende tanto de lo que las personas heredan de su familia sino de lo que han logrado por sí mismas. Ciertamente, los logros individuales en lo educativo y lo ocupacional reflejan tanto

ventajas heredadas como méritos y esfuerzos personales, y la importancia de los factores heredados es quizás mayor en México y América Latina que en naciones más desarrolladas (Behrman, Gaviria y Székely, 2001; Solís, 2010). En este sentido, el predominio de la escolaridad y el *status* ocupacional no necesariamente implica que la herencia familiar no intervenga indirectamente en el proceso de selección de parejas (sería así si el peso de la herencia sobre los destinos educativos y ocupacionales fuera nulo). No obstante, en tanto que no existe una asociación unívoca entre orígenes sociales y destinos educativos y ocupacionales, el hecho de que la escolaridad y la ocupación se conviertan en rasgos dominantes podría reflejar el debilitamiento de la homogamia asociada a factores adscriptivos, así como la posibilidad de que las selecciones maritales escapen de las influencias familiares, dando lugar a que las personas se elijan mutuamente mediante criterios basados en sus preferencias y a que se constituyan como agentes de sus propias decisiones maritales (Coontz, 1992; Giddens, 1995; Shorter, 1975).

Esto nos conduce a algunas preguntas adicionales: ¿En qué medida predominan los rasgos adscriptivos o los adquiridos en el proceso de selección de parejas en la Ciudad de México? ¿Se observa alguna tendencia hacia un mayor predominio de los rasgos adquiridos sobre los adscriptivos, indicando así un cambio hacia un régimen de emparejamiento en el que la institución escolar y el mercado de trabajo se convierten en los mercados matrimoniales más relevantes? Es importante notar que estas preguntas no hacen referencia a los niveles generales de homogamia, sino a la importancia relativa que tienen unos u otros factores en la selección de parejas. Por cuestiones metodológicas que discutiremos en la sección siguiente, el análisis tradicional de la homogamia a través de tablas de doble entrada presenta serias limitaciones para responder a este tipo de preguntas, de tal forma que conviene replantearlas desde la perspectiva de los procesos de búsqueda y selección de parejas a escala individual: ¿Cuál es el efecto de los rasgos adscriptivos y adquiridos en las probabilidades de unirse con un cónyuge de alto (bajo) nivel socioeconómico? ¿Ha cambiado la importancia relativa de los rasgos adquiridos frente a los adscriptivos en cohortes recientes?

Estas preguntas nos permiten poner en discusión dos hipótesis contrapuestas sobre el impacto del cambio social en los sistemas de estratificación social, las cuales, aunque han sido formuladas principalmente en el campo de los estudios de estratificación y movilidad social, pueden extrapolarse con facilidad al análisis del proceso de formación de parejas. Por un lado, se encuentra la llamada “hipótesis de la adquisición de *status*” (Smits, Ultee y Lammers, 1998). Esta hipótesis se inspira también en las perspectivas de modernización e individualización, y sugiere que existe una tendencia histórica inherente al cambio social que apunta hacia la pérdida de importancia de los orígenes sociales y al papel creciente de la escolaridad y la ocupación como marcadores del *status* socioeconómico de las personas (Blau y Duncan, 1967; Treiman 1970). De acuerdo con esta hipótesis, en las sociedades contemporáneas la elección de parejas dependería primordialmente de los atributos educativos y ocupacionales de las personas y no de su posición social heredada a través de la familia de origen (Kalmijn, 1991a). En contraste, se encuentran las vertientes que rechazan la existencia de tal tendencia histórica, y más bien sostienen que la importancia de los factores adscriptivos en la adquisición de *status* depende de las condiciones históricas e institucionales propias de cada sociedad y, en particular, de la eficiencia con la que las

políticas de bienestar social logran “niveler el terreno” de las desigualdades sociales heredadas. De acuerdo con esta perspectiva, la influencia de los factores adscriptivos en la selección de los/as cónyuges podría mantenerse incluso en sociedades con un alto grado de urbanización y desarrollo socioeconómico, en la medida en que no se consoliden instituciones sociales que “neutralicen” el papel estratificante de los orígenes sociales.

Por último, al presentar nuestro análisis para ambos sexos, exploramos si varían de manera significativa entre hombres y mujeres las características asociadas a las posibilidades de unirse con una persona de alto (bajo) nivel socioeconómico. Tanto las teorías microeconómicas (Becker, 1991) como algunas perspectivas sociológicas (Cherlin, 1992; Goldscheider y Waite, 1991; Schoen y Wooldredge, 1989) sugerirían que, en una sociedad con alta segregación de roles de género, los atributos que los hombres y las mujeres buscan en el mercado matrimonial son diferentes: mientras ellas procuran quienes les ofrezcan certidumbres económicas, ellos buscan quienes posean otras cualidades, como un origen social que les proporcione *status* o la belleza física. Esto produciría una disparidad de género en las características que hacen que una persona obtenga un “buen partido” en el mercado matrimonial: los orígenes sociales serían de mayor importancia para las mujeres, en tanto que las credenciales educativas y la ocupación lo serían para los hombres. En contraste, cuando existe mayor equidad de género, la selección de parejas no estaría basada en la especialización de roles, por lo que las características que serían apreciadas en el mercado matrimonial funcionarían de manera equivalente entre hombres y mujeres (Mare, 1991; Schoen y Wooldredge, 1989; Kalmijn, 1994).¹ Esta homogeneización en las preferencias sería también el resultado de la creciente incertidumbre en los mercados de trabajo que ha erosionado el modelo matrimonial que sitúa al hombre como proveedor único, impulsando un arreglo alternativo basado en dos proveedores e incrementando la importancia de la educación y la ocupación de las mujeres como atributos deseables en el mercado matrimonial (Oppenheimer, 1997; Sweeney, 2002). En este sentido, al explorar las diferencias por sexo en los efectos de los factores adscriptivos y los adquiridos, podemos formarnos una idea de la influencia de los roles tradicionales de género en el proceso de selección de parejas.

62

Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010

Datos, variables y métodos

Los datos provienen de la *Encuesta sobre Desigualdad y Movilidad Social en la Ciudad de México (ENDESMOV)*. Esta encuesta fue levantada en 2009 en el marco de un proyecto en el que se estudian los rasgos más sobresalientes de la estratificación y la movilidad social en la Ciudad de México. El universo de selección de la muestra lo constituyeron las personas entre 30 y 60 años de edad residentes en viviendas particulares de la zona metropolitana de dicha ciudad. El tamaño de muestra final fue de 2,038 entrevistados, de los cuales aproximadamente la mitad son mujeres. La encuesta incluye las historias ocupacionales,

1 Como lo plantea Kalmijn (1994: 426), en una sociedad con roles de género tradicionales, las mujeres competirían por los hombres con mayores recursos económicos, mientras que los hombres lo harían por las mujeres con mayores recursos en otros dominios; pero, después de la revolución en los roles sexuales, los hombres competirían por mujeres económicamente aventajadas tal como las mujeres lo han hecho desde siempre.

residenciales y educativas de las personas entrevistadas. También incorpora un módulo de “orígenes sociales”, en el que se pregunta la escolaridad y la ocupación del padre o de la persona que era jefe/a económico del hogar cuando las personas entrevistadas tenían 15 años, además de la disponibilidad de una serie de bienes y servicios en la vivienda a esa misma edad. Finalmente, el cuestionario cuenta con una breve sección en la que se hacen preguntas sobre la primera unión, entre ellas la edad a la que ocurrió este evento (indistintamente de que haya sido una unión libre o un matrimonio formal), la ocupación actual o última de la pareja y la escolaridad del cónyuge al momento de la unión.²

Cuadro 1
Características educativas y ocupacionales de los/as cónyuges según su estrato socioeconómico, por cohorte de la persona entrevistada. Ciudad de México

	Estrato socioeconómico: cónyuges varones			Estrato socioeconómico: cónyuges mujeres		
	Bajo	Medio	Alto	Bajo	Medio	Alto
a) Cohorte 1950-1959						
Años promedio de escolaridad	4.7	9.0	14.2	3.6	7.8	13.8
ISEI promedio de la ocupación	28.2	35.4	58.2	25.8	39.5	55.2
% en ocupaciones no manuales	4.0	23.3	83.6	0.0	19.4	70.0
% en ocupaciones manuales de baja calif.	48.5	22.7	0.0	39.7	3.6	0.0
% sin experiencia laboral	6.4	11.7	5.4	39.9	70.2	30.0
Distribución porcentual al interior de la cohorte	33.9	33.3	32.9	28.1	38.8	33.1
Casos (sin ponderar)	84.0	73.0	63.0	78.0	95.0	76.0
b) Cohorte 1960-1969						
Años promedio de escolaridad	6.2	9.5	14.5	7.0	10.3	14.4
ISEI promedio de la ocupación	25.5	35.6	56.8	27.1	44.9	60.5
% en ocupaciones no manuales	1.9	23.3	72.7	4.9	39.1	64.8
% en ocupaciones manuales de baja calif.	65.2	25.2	8.2	47.6	4.6	0.9
% sin experiencia laboral	5.8	9.0	13.2	31.7	43.3	32.6
Distribución porcentual al interior de la cohorte	33.4	33.6	33.0	33.68	33.7	32.6
Casos (sin ponderar)	104.0	97.0	85.0	111.0	101.0	75.0
b) Cohorte 1970-1979						
Años promedio de escolaridad	7.1	9.9	13.7	6.1	9.4	13.9
ISEI promedio de la ocupación	27.4	35.2	54.5	27.7	42.9	57.2
% en ocupaciones no manuales	4.8	28.1	69.8	4.1	50.3	60.5
% en ocupaciones manuales de baja calif.	54.4	18.9	12.8	39.7	11.1	2.5
% sin experiencia laboral	4.5	8.8	12.6	34.2	38.4	28.7
Distribución porcentual al interior de la cohorte	35.6	31.1	33.3	28.8	39.2	31.9
Casos (sin ponderar)	109.0	98.0	91.0	92.0	121.0	80.0

Fuente: Cálculos propios a partir de los datos de la ENDESMOV 2009.

El primer paso del análisis consistió en elaborar una estratificación del nivel socioeconómico del los/as cónyuges. Dado que la encuesta proporciona tanto la escolaridad como la ocupación de la pareja, existe la posibilidad de construir estratos ya sea para

2 Para mayores detalles sobre el proyecto y la encuesta, véase Solís, 2011.

cada una de estas categorías por separado o para una combinación de ambas. La segunda opción es más atractiva, debido a que la valoración que las personas hacen de las posición socioeconómica actual y futura de los/as potenciales cónyuges toma en consideración simultáneamente ambos atributos. Para construir esta clasificación, estandarizamos los años de escolaridad y el *status* ocupacional de los cónyuges³ al momento de la primera unión, y promediamos ambas medidas. En aquellos casos en que los cónyuges nunca habían trabajado (situación frecuente entre las mujeres), la estratificación se basa únicamente en el nivel educativo. Una vez obtenido este indicador compuesto, agrupamos a los cónyuges en terciles específicos por sexo y cohorte de nacimiento, a los cuales denominamos como estratos “bajo”, “medio” y “alto”. En el Cuadro 1 se presentan algunas estadísticas descriptivas de los cónyuges para cada estrato por sexo y cohorte de nacimiento.

El análisis convencional de la homogamia consiste en construir tablas de doble entrada a partir de la clasificación combinada del estrato socioeconómico de ambos cónyuges, y luego elaborar medidas absolutas y relativas de homogamia mediante el uso de modelos loglineales (véanse, entre otros: Hout, 1982; Kalmijn, 1991a, 1991b, 1993, 1994 y 1998; Mare, 1991; Qian, 1998; Qian, Blair y Ruf, 2001; Smits, Ultee y Lammers 1998; Smits, 2003; Smits y Park, 2009. Para México: Esteve, 2005; Solís, Pullum y Bratter, 2007). Esta aproximación es útil para identificar las tendencias generales de homogamia, pero también presenta algunas limitaciones metodológicas. En primer lugar, la técnica se limita al uso de variables categóricas, por lo que el investigador se ve forzado a construir categorías a partir de variables continuas, perdiendo así información valiosa. Segundo, aunque es posible incluir en un modelo loglineal dos o más características en forma simultánea (véanse, por ejemplo, Kamijn, 1991a; Pullum y Peri, 1999; Solís, Pullum y Bratter, 2007), esto complica considerablemente la interpretación de resultados y se torna rápidamente inviable cuando se tienen muestras pequeñas, ya que requiere de múltiples particiones en la muestra. Por último, como lo señalan Blossfeld y Timm (2003), los modelos loglineales parten del evento que pretenden explicar (las uniones ya consumadas) y, a partir de estas, intentan identificar el papel causal de las características combinadas de los cónyuges. Esta aproximación es problemática ya que excluye a quienes nunca se unieron e ignora el carácter dinámico del proceso de selección de parejas a lo largo del curso de vida.

Para superar estas dificultades, en este trabajo utilizamos modelos de riesgos en competencia. Estos modelos permiten estimar simultáneamente tanto la probabilidad de pasar de la soltería a la unión como la de unirse con una persona con determinadas características socioeconómicas (Blossfeld y Timm, 2003). El marco conceptual de estos modelos parte de la identificación de un espacio discreto de estados, vinculados entre ellos por eventos que ocurren a través de una escala de tiempo, en este caso representada por la edad. El estado de origen es “soltero/a” ($j=0$). En cada edad t se puede permanecer soltero ($k=0$) o hacer la transición a tres estados de destino: a) una unión en la que la pareja tiene un nivel socioeconómico bajo ($k=1$); b) una unión en la que la pareja tiene un nivel

3 El *status* ocupacional corresponde al Índice Socioeconómico Internacional de Ocupaciones (ISEI, por sus siglas en inglés) propuesto por Ganzeboom y Treiman (1996).

socioeconómico medio ($k=2$); y c) una unión en la que la pareja tiene un nivel socioeconómico alto ($k=3$). La observación del proceso de unión comienza a los 15 años de edad y termina cuando ocurre la primera unión o a los 45 años (edad en que, si no hay unión, se considera al caso como truncado).

Modelamos este proceso mediante regresiones logísticas multinomiales de tiempo discreto (Allison, 1982 y 1984). Dado un conjunto de variables independientes fijas en el tiempo (X_1) y cambiantes en el tiempo ($X_2(t)$), el modelo logístico multinomial de tiempo discreto estima simultáneamente un conjunto de ecuaciones que ajustan los riesgos relativos de experimentar la transición k (p_{0k}) *vis a vis* de permanecer soltero (p_{00}) en la edad t :

$$[p_{0k}|t, X_1, X_2(t)] / [p_{00}|t, X_1, X_2(t)] = \exp \{ \beta_{0k0} + \beta_{0k1}X_1 + \beta_{0k2}X_2(t) \}$$

A continuación, describimos las variables independientes del modelo:

a) *Dependencia por edad del proceso de unión.* Para dar cuenta de la dependencia temporal no monotónica de los momios de unión, introducimos en el modelo dos variables (Blossfeld y Huinink, 1991; Blossfeld y Timm, 2003):

$$t1(t) = \ln(t - 14) \quad t2(t) = \ln(50 - t)$$

b) *Nivel socioeconómico de la familia de origen.* Para modelar los efectos de las características socioeconómicas adscriptivas o heredadas, incluimos en el modelo un índice que mide el nivel socioeconómico de la familia de origen. Este índice (al que de aquí en adelante llamaremos “NSO”) lo obtuvimos mediante la aplicación de la técnica de análisis factorial por componentes principales, incluyendo las siguientes variables: I) la escolaridad del padre o jefe económico del hogar a los 15 años de edad; II) la disponibilidad o no de los siguientes activos en el hogar a los 15 años de edad: licuadora, televisión, automóvil o camioneta propios, estufa (cocina) de gas o eléctrica, refrigerador, lavadora de ropa, teléfono, cámara fotográfica, y una enciclopedia; y III) la disponibilidad o no en la vivienda a los 15 años de edad de: agua entubada dentro de la vivienda, piso de concreto, mosaico o firme y baño interior.⁴

c) *Origen migratorio del padre.* La segunda variable es el origen migratorio del padre o jefe económico del hogar a los 15 años, que distingue entre los padres que nacieron en áreas urbanas (más de 15 mil habitantes) y los que nacieron en áreas rurales. Esta variable pretende captar los posibles efectos de los antecedentes rurales como una dimensión adicional de los orígenes sociales que no necesariamente registra el NSO.

d) *Escolaridad.* La escolaridad se mide a través de los años de escolaridad alcanzados, que son incorporados al modelo como una variable cambiante en el tiempo, esto es, una variable cuyo valor se modifica en cada edad t en función del máximo nivel de escolaridad alcanzado en ese momento del curso de vida.

4 Dado que la importancia de estos bienes y recursos como marcadores de la estratificación social es relativa (es decir, son bienes “relacionales”, con un poder estratificante que depende del grado en que están disponibles en la sociedad en su conjunto (Hirsch, 1977)), ajustamos este índice a su valor relativo para cada cohorte. En este sentido, el NSO refleja la posición relativa de la familia de origen en la cohorte de nacimiento y no los incrementos absolutos a través del tiempo en la disponibilidad de los bienes y servicios que lo integran.

c) *Asistencia a la escuela.* Más allá del efecto estratificante de la escolaridad, se esperaría que la asistencia a la escuela tuviese efectos propios sobre las transiciones a la unión. La afiliación al sistema educativo puede reducir las probabilidades de unión y simultáneamente funcionar como un mercado matrimonial que incrementa las probabilidades relativas de que las personas que cursan niveles superiores de educación encuentren parejas con niveles educativos similares, favoreciendo así la homogamia en la cima de la estratificación social (Oppenheimer, 1997; Thornton, Axinn y Teachman, 1995). Para dar cuenta de estos efectos, incluimos una variable dicotómica cambiante en el tiempo que indica si la mujer asistía o no a la escuela en la edad t .

f) *Recursos ocupacionales.* Al medir el efecto de la ocupación sobre la selección de parejas, es importante considerar que la adquisición de recursos ocupacionales es un proceso dinámico en el tiempo, que varía en función de: I) los cambios en la condición de actividad económica; II) la acumulación gradual de experiencia, relaciones sociales y antigüedad en cada trabajo específico; III) el *status* propio de cada trabajo, que impone un “techo” a los recursos ocupacionales alcanzados; y IV) los cambios de trabajo y la movilidad en *status* ocupacionales que estos traen consigo (Blossfeld y Huinink, 1991). La variación conjunta de estos factores puede ser representada en una variable cambiante en el tiempo que mide los recursos ocupacionales (*RO*) en la edad t como el promedio del nivel socioeconómico de las ocupaciones que ha desempeñado la persona en los últimos 4 años:

$$RO_t = (ISEI_t + ISEI_{t-1} + ISEI_{t-2} + ISEI_{t-3}) / 4,$$

en donde el ISEI corresponde al *status* de la ocupación según el Índice Socioeconómico Internacional de Ocupaciones (ISEI) propuesto por Ganzeboom y Treiman (1996) o al valor 0 si la persona no trabajaba en el año en cuestión. Este índice varía de 0 (personas sin experiencia laboral en los últimos cuatro años) a 80 (personas con cuatro o más años continuos en la ocupación de mayor *status*).

66

Año 4

Número 7

Enero/

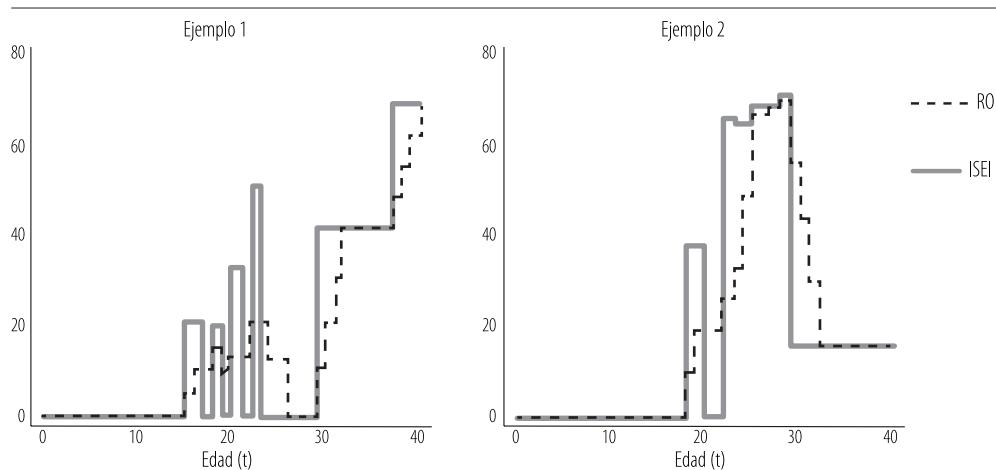
diciembre

2010

En el Gráfico 1 presentamos dos ejemplos del cálculo de los recursos ocupacionales a lo largo del curso de vida para dos casos tomados de la muestra. El primer caso (Ejemplo 1) corresponde a una trayectoria de discontinuidad laboral inicial, que se traduce en una acumulación lenta de recursos ocupacionales, seguida de una salida más prolongada del mercado de trabajo (pérdida de recursos ocupacionales) y de movilidad ascendente a partir de los treinta años (incremento gradual de recursos ocupacionales hasta llegar al límite del ISEI de la ocupación). El segundo caso (Ejemplo 2) muestra una trayectoria de acumulación de recursos en etapas tempranas del curso de vida (con una breve discontinuidad a los 20 años), seguida de movilidad ocupacional descendente, la cual lleva a una pérdida de recursos ocupacionales a edades más tardías.

g) *Cohorte de nacimiento.* Incluimos la cohorte de nacimiento como variable de control y para explorar las posibles variaciones en el tiempo en los efectos de las otras variables. Distinguimos tres cohortes de nacimiento: 1940-1949, 1950-1959 y 1960-1969. Esta variable es introducida en el modelo como un efecto lineal.

Gráfico 1
Dos ejemplos de la variación del Índice Socioeconómico Internacional de Ocupaciones (ISEI) y de los Recursos Ocupacionales (RO) entre el nacimiento y los 40 años de edad



Resultados

Cambios en la homogamia educativa y ocupacional

En el Cuadro 2 describimos los patrones de emparejamiento educativo y ocupacional en la Ciudad de México de acuerdo con la cohorte de nacimiento de la persona entrevistada. Se presentan los porcentajes observados y esperados de parejas con el mismo nivel educativo (homogamia), con un nivel educativo mayor para las mujeres (hipergamia femenina) y con un nivel educativo menor también para las mujeres (hipogamia femenina). Los valores esperados son aquellos que se observarían si la escolaridad o la ocupación no tuviesen ninguna influencia sobre la selección de parejas, es decir, si el porcentaje de parejas en cada combinación de escolaridad u ocupación fuera aleatorio, dadas las distribuciones marginales de estos atributos en cada cohorte.

Es importante destacar cuatro tendencias. La primera es que la homogamia educativa y la ocupacional tienden a incrementarse ligeramente en el período de estudio. Los niveles observados de homogamia educativa pasan de 45.8% a 50.8% y los de homogamia ocupacional de 26.9% a 32.8%. Este resultado contradice claramente la hipótesis de la tendencia hacia una creciente “apertura general”, y más bien apunta hacia la estabilidad o incluso hacia un leve incremento en la rigidez en la estratificación social.

En segundo lugar, los niveles de homogamia educativa son mayores que los de homogamia ocupacional. Esto se debe, en parte, a que existen mayores diferencias entre hombres y mujeres en las características ocupacionales que en las educativas,⁵ lo

5 Las diferencias ocupacionales entre hombres y mujeres se deben no solo al hecho de que una mayor proporción de mujeres nunca trabajó, sino también a la segregación ocupacional por género, que produce una mayor concentración relativa de mujeres en las ocupaciones no manuales de baja calificación, el comercio y ciertos servicios personales (Pedrero, 2003).

cual reduce las posibilidades absolutas de unión entre parejas con ocupaciones similares. También influye que la clasificación ocupacional tenga una categoría más que la educativa (cinco *versus* cuatro grupos). Estas limitantes “estructurales” a la homogamia ocupacional reflejan los menores porcentajes esperados de homogamia ocupacional que educativa. Pero, más allá de esto, la intensidad relativa de la homogamia educativa sigue siendo mayor que la de la homogamia ocupacional. En la cohorte 1970-1979, por ejemplo, la homogamia educativa observada era 89% mayor a la esperada ($1.89=50.8/26.9$), mientras que la homogamia ocupacional era solo 55% mayor ($1.55=32.8/21.2$). Esto indica que, si bien existe una tendencia a ambas formas de homogamia, el emparejamiento por características educativas es más frecuente, lo cual sugeriría que en la Ciudad de México la afinidad por rasgos educativos es una característica de mayor importancia en la selección mutua de los cónyuges.

Cuadro 2
Tendencias generales en la homogamia, la hipergamia y la hipogamia
por cohorte de nacimiento. Ciudad de México

		Hipogamia femenina		Homogamia		Hipergamia femenina	
		O (%)	E (%)	O (%)	E (%)	O (%)	E (%)
a) Nivel educativo (1)	1950-1959	18.5	31.0	45.8	27.5	35.7	41.6
	1960-1969	20.7	33.6	45.7	25.6	33.6	40.8
	1970-1979	25.5	37.8	50.8	26.9	23.7	35.2
b) Ocupación (2)	1950-1959	21.1	27.7	26.9	18.7	51.9	53.6
	1960-1969	25.3	32.0	29.9	20.5	44.8	47.5
	1970-1979	27.7	35.1	32.8	21.2	39.5	43.7

(1) El nivel educativo se clasificó en cuatro categorías: Primaria o menos (hasta 6 años de escolaridad); Secundaria (7-9 años); Preparatoria. Normal o Técnica (10-12 años); Educación Superior (13 o más años). (2) La ocupación se clasificó en cinco categorías: sin experiencia laboral. manual de baja calificación. manual de alta calificación. no manual de baja calificación y no manual de alta calificación. O = porcentajes observados en la tabla. E = porcentajes esperados bajo el supuesto de que el emparejamiento es aleatorio, dadas las distribuciones marginales observadas.

Fuente: Cálculos propios a partir de datos de la ENDESMOV 2009.

Por último, se observa un cambio en la frecuencia relativa de la de hipergamia femenina en relación con la hipogamia. En la cohorte 1950-1959, las mujeres que se unieron con hombres de mayor escolaridad alcanzaron 35.7%, fracción 1.94 veces superior al 18.5% estimado que se unió con hombres de menor escolaridad. Para la cohorte 1970-1979, estos porcentajes eran prácticamente similares (23.7% y 25.5%, respectivamente). Nuevamente, este cambio se debe en parte a la reducción de las brechas de escolaridad entre hombres y mujeres, que incrementó las posibilidades estructurales de homogamia e hipogamia femenina. Pero la reducción relativa de la hipergamia femenina en las cohortes más recientes no se explica completamente por este cambio en la composición del mercado matrimonial. Más bien parecería que en la Ciudad de México, como ocurre en el conjunto del país, el patrón de emparejamiento educativo se ha vuelto más simétrico, indicando así una creciente tendencia a que las parejas transgredan el modelo de unión tradicional en el que las mujeres proclaman unirse con hombres de mayor escolaridad. Se observa una

tendencia similar en el caso de la homogamia ocupacional, aunque en la última cohorte sigue predominando la hipergamia femenina.

Factores asociados a la selección de parejas

En el Cuadro 3 se presentan los modelos de riesgos en competencia para la selección de parejas con distinto nivel socioeconómico (determinado mediante la combinación de la escolaridad y el *status* de la ocupación, tal como lo describimos en la sección anterior y como se presenta en el Cuadro 1). En lo que resta de la sección resumimos los principales resultados para cada una de las variables relevantes incluidas en los modelos. En la sección final retomaremos estos resultados para discutir en qué medida permiten o no responder a las preguntas formuladas en la segunda sección de este trabajo.

En primer lugar, se aprecia que los factores adscriptivos, y en particular el nivel socioeconómico de la familia de origen, tienen efectos estadísticamente significativos sobre las probabilidades de unirse con parejas de distintos niveles socioeconómicos, tanto para los hombres como para las mujeres.⁶ Las probabilidades de unión con una pareja de bajo nivel socioeconómico se reducen en la medida en que se proviene de una familia con una posición más aventajada, incluso una vez que se controlan los efectos de la escolaridad y de los recursos ocupacionales.⁷ En contraste, la propensión a unirse con una pareja de nivel alto se incrementa cuando se tiene una familia de origen con mayor nivel socioeconómico, aunque en este caso la razón de momios es estadísticamente significativa solo para las mujeres (1.42), lo que apunta a algunas diferencias de género que discutiremos más adelante. Estos resultados sugieren que en la Ciudad de México los factores adscriptivos siguen jugando un papel importante en el proceso de selección de parejas, de tal manera que las elecciones conyugales, y en particular las posibilidades de unirse “hacia arriba” o “hacia abajo”, no dependen únicamente de las cualidades adquiridas sino también de la posición social heredada de los padres.

Segundo, los efectos de la escolaridad son diferentes cuando distinguimos entre la afiliación al sistema escolar y el nivel de escolaridad alcanzado. La afiliación escolar (medida a través de la condición de asistencia a la escuela cambiante con la edad) reduce las probabilidades de cualquier tipo de unión.⁸ Este resultado respalda la tesis de que la etapa de

-
- 6 Una vez controlado el NSO, el origen rural o urbano del padre pierde casi totalmente su importancia como determinante de las probabilidades de unión; esto se refleja en que la gran mayoría de los coeficientes asociados a esta variable no son estadísticamente significativos. La única excepción es el coeficiente para las mujeres que se unen con hombres de nivel socioeconómico bajo, que es positivo y estadísticamente significativo (razón de momios de 1.27), lo cual es indicativo de una mayor propensión a este tipo de uniones entre las mujeres con orígenes rurales.
- 7 Las razones de momios se estiman en 0.61 para los hombres y 0.72 para las mujeres, lo cual implica reducciones del 39% y 28%, respectivamente, en el riesgo relativo de este tipo de unión por un incremento de una desviación estándar en el NSO.
- 8 Las razones de momios estimadas son 0.41, 0.36 y 0.67 para los hombres que se unen con mujeres de nivel bajo, medio y alto, respectivamente. En el caso de las mujeres, las razones de momios respectivas se estiman en 0.17, 0.14, y 0.40.

asistencia escolar es vista como una fase de preparación en el curso de vida en la que las personas no se consideran todavía “listas” para unirse, lo cual reduce las probabilidades de experimentar esta transición. Dicho esto, un resultado interesante es que la reducción de los riesgos no es de la misma magnitud en todos los tipos de unión. El efecto disuasivo de la asistencia escolar es menor para las uniones con parejas de alto nivel socioeconómico (razones de momios de 0.67 y 0.40 para hombres y mujeres, respectivamente) que para las uniones con parejas de nivel bajo (razones de momios de 0.41 y 0.17, respectivamente). Esto sugiere que, cuando las personas que están afiliadas al sistema educativo se unen, esta afiliación opera como un atributo positivo, quizás debido a que la escuela como mercado matrimonial en sí mismo favorece la posibilidad de encuentros con cónyuges potenciales que tienen niveles medios y altos de escolaridad, así como ocupaciones de mayor jerarquía.

Cuadro 3

Modelos de riesgos en competencia para la unión con parejas de bajo, medio y alto nivel socioeconómico, por sexo. Razones de momios. Ciudad de México

Modelos		Hombres	Mujeres	
a) Unión con pareja de nivel socioeconómico bajo	t1 (t) t2 (t) Nivel socioeconómico de la familia de origen (nso) /1 Padre rural vs urbano Asiste vs no asiste a la escuela /1 Escolaridad /1 Ocupado/a vs no ocupado/a a la edad t /1 Recursos ocupacionales a la edad t (ro) /1 Cohorte de nacimiento (efecto lineal)	4.13 24.35 0.61 0.88 0.41 0.68 1.80 1.01 0.86	2.66 55.26 0.72 1.27 0.17 0.65 0.38 1.20 1.18	
Año 4 Número 7 Enero/ diciembre 2010	b) Unión con pareja de nivel socioeconómico medio	t1 (t) t2 (t) Nivel socioeconómico de la familia de origen (nso) /1 Padre rural vs urbano Asiste vs no asiste a la escuela /1 Escolaridad /1 Ocupado/a vs no ocupado/a a la edad t /1 Recursos ocupacionales a la edad t (ro) /1 Cohorte de nacimiento (efecto lineal)	5.16 30.63 0.97 0.81 0.36 0.89 2.75 0.75 0.79	3.34 89.68 0.98 0.96 0.14 0.89 0.32 1.43 0.96
c) Unión con pareja de nivel socioeconómico alto	t1 (t) t2 (t) Nivel socioeconómico de la familia de origen (nso) /1 Padre rural vs urbano Asiste vs no asiste a la escuela /1 Escolaridad /1 Ocupado/a vs no ocupado/a a la edad t /1 Recursos ocupacionales a la edad t (ro) /1 Cohorte de nacimiento (efecto lineal)	8.07 47.19 1.16 1.22 0.67 1.47 1.26 1.28 0.69	4.57 86.24 1.42 1.20 0.40 1.44 0.29 1.70 0.91	
	Prueba de razón de verosimilitud (27 g. l.)	789.21	789.09	
	Años-persona	11,808.00	9,480.00	
	Casos	983.00	932.00	
	Eventos (uniones)	841.00	818.00	

Fuente: Cálculos propios a partir de los datos de la ENDESMOV 2009.

Con respecto al nivel de escolaridad, los resultados son los esperados: en la medida en que se incrementa la escolaridad las posibilidades de unirse con una pareja de bajo nivel socioeconómico se reducen considerablemente (razones de momios de 0.68 y 0.65 para hombres y mujeres, respectivamente), mientras que las de unirse con una pareja de nivel alto se incrementan (razones de momios de 1.47 y 1.44, respectivamente). Este resultado es consistente con las altas tasas de homogamia educativa reportadas en México⁹ y respalda la hipótesis de que, más allá de su papel como indicador del *status* heredado (efecto que es controlado cuando se incluye el NSO en el modelo), la escolaridad es en sí misma un recurso de gran importancia en la búsqueda de un “buen partido” en el mercado matrimonial.

Por último, las características laborales también tienen efectos significativos sobre la selección de parejas. Con respecto a la condición de ocupación, los efectos tienden a mostrar un sentido opuesto para hombres y mujeres. Tener una ocupación incrementa la probabilidad de unión en los hombres, pero solo de manera significativa cuando se unen con mujeres de nivel bajo (razón de momios de 1.80) y medio (2.75), lo cual sugiere que no basta con disponer de un trabajo para que un hombre aumente sus expectativas de encontrar una pareja de alto *status*. Por su parte, el hecho de que las mujeres tengan una ocupación fuera del hogar reduce de manera prácticamente uniforme el riesgo de todos los tipos de unión (razones de momios entre 0.29 y 0.38), indicando que trabajar no es en sí mismo un rasgo que favorezca ningún tipo de unión o, si se quiere interpretar de manera alternativa, que las mujeres que trabajan tienden a retrasar su primera unión independientemente de lo atractivas o no que puedan resultar sus parejas en términos socioeconómicos. En cambio, la acumulación de recursos ocupacionales es tanto para los hombres como para las mujeres un rasgo que incrementa las posibilidades de unirse con cónyuges de alto nivel socioeconómico (razón de momios de 1.28 y 1.70 para hombres y mujeres, respectivamente).

Cambios entre cohortes

Para analizar en qué medida existe una tendencia de cambio lineal en el tiempo en los efectos recién descritos, exploramos los efectos de interacción entre la cohorte de nacimiento y cada una de las variables.¹⁰ Los resultados de este ejercicio se presentan en el Cuadro 4. En un primer paso ajustamos modelos en los que se introdujeron cada una de las interacciones a la vez. Luego probamos modelos con todas las combinaciones de las interacciones que resultaron estadísticamente significativas de manera individual.

9 Véanse Esteve, 2005; Solís, Pullum y Bratter, 2007 y la sección previa de este mismo artículo.

10 Para simplificar el análisis, decidimos acotar esta parte del ejercicio a las interacciones que afectan el riesgo relativo de unirse con una pareja de alto *versus* bajo nivel socioeconómico, lo cual reduce significativamente el número de pruebas estadísticas y permite centrar la atención en los riesgos relativos de unirse con parejas de distinto nivel socioeconómico.

Cuadro 4
Cambios entre cohortes en los efectos de las variables independientes.
Pruebas de efectos de interacción para los momios de unirse con una pareja de nivel socioeconómico alto *versus* bajo, por sexo. Ciudad de México

	NSO (1)	Padre rural (2)	Asiste a la escuela (3)	Escolaridad (4)	Ocupado/a (5)	RO (6)
HOMBRES						
Coeficientes de interacción introducidos en el modelo de manera individual						
Efecto principal	3.29	n. s.	n. s.	3.51	1.27	n. s.
Efecto de interacción con la cohorte	0.77	n. s.	n. s.	0.80	0.76	n. s.
Modelos con dos o más interacciones a la vez						
(1) + (4) + (5)	0.94	---	---	1.03	0.86	---
(1) + (4)	0.87	---	---	0.87	---	---
(1) + (5)	0.95	---	---		0.83	---
(4) + (5)	---	---	---	0.99	0.89	---
MUJERES						
Coeficientes de interacción introducidos de manera individual						
Efecto principal	n. s.	n. s.	14.46	n. s.	n. s.	n. s.
Efecto de interacción con la cohorte	n. s.	n. s.	0.45	n. s.	n. s.	n. s.

Fuente: Cálculos propios a partir de los datos de la ENDESMOV 2009.

72

Año 4

Número 7

Enero/
diciembre
2010

En primera instancia, los resultados de este ejercicio indicarían, de manera un tanto sorprendente, que hay más cambios en el tiempo para los hombres que las mujeres. Al considerar individualmente cada interacción, se aprecian entre los hombres reducciones significativas en los efectos del nivel socioeconómico de la familia de origen (razón de momios de 0.77), de la escolaridad (0.80) y de la condición de ocupación (0.76). No obstante, al intentar incluir simultáneamente estas tres interacciones o cualquier combinación de dos de ellas en un solo modelo, estos efectos dejan de ser significativos. Esto puede deberse a que el tamaño de muestra no es lo suficientemente grande para identificar con mayor detalle las interacciones significativas, o bien a que todas las interacciones en forma individual se correlacionan con un efecto latente común que se manifiesta en cada interacción de manera individual, pero que se desvanece cuando se las incluye en su conjunto. Esta última interpretación es apoyada por el hecho de que los efectos de interacción son negativos en todos los casos, lo que sugeriría, aunque no de manera concluyente, que existe una tendencia en el mismo sentido hacia el debilitamiento de los efectos de la estratificación social sobre la selección de parejas.

En el caso de las mujeres, los efectos de interacción son bastante menos complejos. De todas las interacciones en forma individual, tan solo la condición de asistencia a la escuela resultó estadísticamente significativa, también con un coeficiente negativo (razón de momios de 0,45), lo cual indica que las enormes ventajas en el riesgo relativo de unión con hombres de alto nivel socioeconómico se han reducido en las cohortes más recientes.

Discusión y conclusiones

El propósito de este trabajo fue investigar el proceso de selección de parejas en la Ciudad de México. Para ello utilizamos información retrospectiva proveniente de una encuesta aplicada en 2009 a varones y mujeres unidos y no unidos residentes en esta ciudad. Con esta información, reconstruimos el proceso de formación de primeras uniones (uniones libres y matrimonios) tanto para los hombres como para las mujeres pertenecientes a tres cohortes de nacimiento: 1950-1959, 1960-1969 y 1970-1979. El punto de partida de este análisis fue una aproximación de corte descriptivo en la que exploramos las tendencias en la homogamia educativa y ocupacional. Luego se utilizaron modelos de regresión de tiempo al evento para dar cuenta de los factores que inciden en los riesgos en competencia de que hombres y mujeres tengan una primera unión con una pareja de estrato socioeconómico bajo, medio o alto. Esto último nos permitió superar algunas de las limitaciones metodológicas del análisis convencional de las tablas de homogamia y responder a un conjunto de preguntas más específicas sobre los efectos de los factores adscriptivos y adquiridos en la elección de los cónyuges.

Al discutir los resultados en esta última parte, retornamos a las preguntas formuladas en la segunda sección. La primera pregunta es si se observa en la Ciudad de México una tendencia al incremento en la homogamia educativa y ocupacional similar a la reportada en otros estudios. El análisis descriptivo de los niveles de homogamia para las tres cohortes de nacimiento muestra estabilidad e, incluso, un ligero incremento en los niveles observados de homogamia educativa y ocupacional. Al mismo tiempo, se aprecia una tendencia hacia la reducción de la proporción de mujeres que se unen con hombres con mayor escolaridad y un aumento de las que se unen con hombres de menor escolaridad, lo que apunta a una mayor semejanza en las expectativas maritales de hombres y mujeres. Aunque estas tendencias se deben, en parte, al reajuste estructural de los mercados matrimoniales, que tienden a un mayor equilibrio en la disponibilidad de cónyuges con similares niveles educativos y ocupacionales, esta no es la única fuerza detrás del cambio (sería así si los niveles esperados de homogamia, hipergamia e hipogamia hubiesen cambiado en una razón similar a los observados). En este sentido, al considerar estos resultados en su conjunto, es posible concluir que, lejos de transitar hacia una sociedad más abierta como sugeriría la tesis de la “apertura general”, en la Ciudad de México se han mantenido y probablemente intensificado las presiones sociales que obstaculizan la formación de lazos de parentesco entre personas ubicadas en lugares distintos de la estratificación social.

Una segunda serie de preguntas se relacionan con el efecto de los factores adscriptivos *versus* los adquiridos en la selección de parejas. Los resultados de los modelos de tiempo al evento sugieren que tanto la probabilidad de unirse como el nivel socioeconómico de la pareja se ven afectados por las características educativas y ocupacionales. Una vez controlado el efecto disuasivo de la asistencia escolar sobre la probabilidad de unión, el nivel de escolaridad surge como un determinante de primera importancia en el proceso de búsqueda marital. En la medida en que se incrementan los años de escolaridad, tanto hombres como mujeres presentan mayores oportunidades relativas de unirse con una pareja de alto nivel socioeconómico. Al mismo tiempo, aquellos/as que son capaces de acumular

recursos ocupacionales mediante la combinación de una participación sostenida en el mercado de trabajo y logros ocupacionales tienen también mejores perspectivas de unirse con una persona de alta posición social.

Estos resultados parecerían respaldar la hipótesis de “adquisición de *status*” en tanto muestran que los logros educativos y ocupacionales de las personas se erigen como rasgos de primera importancia en la selección de cónyuges de alto “*status*”. No obstante, los modelos también indican que las elecciones maritales no escapan a la influencia de las circunstancias sociales heredadas. Más específicamente, en la medida en que aumenta el nivel socioeconómico de la familia de origen se reduce el riesgo de unión con una pareja de estrato bajo, al tiempo que se incrementan las oportunidades de unirse con una pareja de nivel socioeconómico alto, en particular para las mujeres. También en el caso de las mujeres puede apreciarse una tendencia mayor a las uniones con cónyuges de estrato bajo asociada al origen rural del padre. Juntos, estos efectos son de magnitud similar a los de las características educativas y ocupacionales. En síntesis, la posición social de la familia de origen no solo afecta de manera indirecta la selección de parejas a través de su influencia en la escolaridad y los logros ocupacionales, sino que también lo hace directamente, ya sea mediante la restricción de los círculos sociales en los que se dan los encuentros entre potenciales cónyuges, o a través de normas sociales que inhiben el matrimonio con personas provenientes de otros estratos sociales.

La conclusión es que las elecciones de pareja en la Ciudad de México están determinadas por un conjunto híbrido de circunstancias heredadas y características educativas y ocupacionales adquiridas. Interpretado desde la perspectiva de la hipótesis de “adquisición de *status*”, este híbrido reflejaría una condición temporal propia de una sociedad en transición que está experimentando una gradual disminución del efecto de las características adscriptivas. Sin embargo, al analizar las interacciones por cohorte en los modelos no se obtienen evidencias sólidas de que este sea el caso. Entre las mujeres no existe tal tendencia. Entre los varones hay indicios de una reducción en el efecto de los orígenes sociales, pero es probable que esta reducción se confunda con cambios del mismo orden en los efectos de la escolaridad y la condición de ocupación, situación que las limitaciones de los datos no permiten aclarar. En todo caso, estos resultados indican que la coexistencia de rasgos heredados y adquiridos en la selección de parejas es un atributo estructural de los mercados matrimoniales en la Ciudad de México, cuyo sustento habría que buscar en las características históricas e institucionales específicas del régimen de desigualdad social.

La última pregunta se refiere a las posibles diferencias entre hombres y mujeres en los efectos de las características adscriptivas y adquiridas. Con respecto a las características adscriptivas, se aprecia que el nivel socioeconómico de la familia de origen afecta en el mismo sentido las elecciones de hombres y mujeres. No obstante, en el caso específico de las uniones con parejas de alto nivel socioeconómico este efecto solo es significativo para las mujeres. A esto habría que sumar el impacto del origen rural del padre, que entre las mujeres incrementa la probabilidad de unión con un marido de bajo nivel socioeconómico. Esto sugeriría que, tal como lo prevén las teorías microeconómicas y sociológicas

aplicadas a contextos de segregación de roles de género, el *status* heredado afecta las elecciones maritales de las mujeres en mayor medida que las de los hombres.

Un dato adicional que apunta en esta dirección es el significado distinto que asume la condición de ocupación entre hombres y mujeres. Para los varones, el tener una ocupación representa un activo que cataliza la transición a la primera unión, particularmente con mujeres en los estratos bajo e intermedio. En cambio, las mujeres que trabajan presentan una menor propensión a cualquier tipo de unión. Tan solo en el caso de las que se unen con hombres de estratos medios y altos este efecto es compensado por la acumulación de recursos ocupacionales. En otras palabras, el trabajo es un recurso valioso en el mercado matrimonial solamente para las mujeres que logran acceder a ocupaciones de determinada jerarquía.

Finalmente, la única dimensión en la que no se aprecian diferencias sustantivas entre hombres y mujeres es la escolaridad. Los efectos de la condición de asistencia a la escuela y el nivel de escolaridad son prácticamente similares para ambos sexos. Este resultado confirma las tendencias encontradas en otros estudios que apuntan a una creciente afinidad en el significado de la escolaridad para hombres y mujeres en el mercado matrimonial. Estas similitudes, tomadas de manera aislada, podrían llevar a pensar que no hay mayores diferencias en lo que ambos géneros buscan en dicho mercado. Sin embargo, una conclusión importante de este trabajo es que cuando se consideran varias dimensiones simultáneamente emergen otras disparidades de género que son tan importantes como las similitudes en la escolaridad.

Antes de concluir este artículo, es importante apuntar algunas de sus limitaciones. En primer lugar, si bien la encuesta que utilizamos presenta una riqueza poco común debido a que registra información sobre las historias de vida y los antecedentes familiares de los entrevistados, su principal deficiencia radica en el tamaño de la muestra. Esto impone una serie de restricciones al análisis estadístico, entre las que se encuentra la imposibilidad de explorar de manera apropiada los cambios entre cohortes en los efectos de las variables de interés. Por otra parte, al restringir el universo a la Ciudad de México, se introducen una serie de condicionantes históricos y sociodemográficos que dificultan la generalización, incluso a otras localidades urbanas de México, ya que la capital del país posee rasgos que la distinguen de manera significativa de otras ciudades.

En este sentido, un área de oportunidad para futuros trabajos sería extender el análisis a otros contextos para así avanzar en la generalización de los resultados. Esta tarea, sin embargo, se ve obstaculizada por la ausencia de fuentes de datos sociodemográficos de corte longitudinal como los aquí utilizados. Por tanto, los esfuerzos de generalización deberán ser acompañados por el levantamiento de información de tipo retrospectivo, que nos permita trascender el análisis básico de los patrones de homogamia y explorar con mayor detalle los factores que inciden en la selección de parejas.

Bibliografía

- ALLISON, P. D. (1982), “Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories”, en *Sociological Methodology*, núm. 13, pp. 61-98.
- (1984), *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Sage Publications, Beverly Hills (CA).
- BECKER, G. (1991), *A treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge.
- BEHRMAN, J., A. Gaviria y M. Székely (2001), “Intergenerational Mobility in Latin America”, en *Economía*, núm. 2-1, pp. 1-44.
- BLAU, P. M. y O. D. Duncan (1967), *The American Occupational Structure*, John Wiley, Nueva York.
- BLAU, P. M., T. C. Blum, y J. E. Schwartz (1982), “Heterogeneity and Intermarriage”, en *American Sociological Review*, núm. 47, pp. 45-62.
- BLOSSFELD, H. P. (2009), “Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective”, en *Annual Review of Sociology*, núm. 35, pp. 513-530.
- BLOSSFELD, H. P. y J. Huinink (1991), “Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women’s Schooling and Career Affect the Process of Family Formation”, en *American Journal of Sociology*, núm. 97-1, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 143-168.
- Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010
- BLOSSFELD, H. P. y A. Timm (eds.) (2003), *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- CHERLIN, A. J. (1992), *Marriage, divorce, remarriage*, Harvard University Press, Cambridge (2da. edición).
- COONTZ, S. (1992), *The way we never were. American families and the nostalgia trap*, Basic Books, Nueva York.
- ESCOBAR, A., F. Cortés y P. Solís (coords.) (2007), *Cambio estructural y movilidad social en México*, El Colegio de México, México D.F.
- ESTEVE, A. (2005), “Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000”, en *Estudios Demográficos y Urbanos*, núm. 20-2, pp. 341-362.
- GANZEBOOM, H. B. G. y D. J. Treiman (1996), “Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations”, en *Social Science Research* (25), pp. 201-239.
- GIDDENS, A. (1995), *La transformación de la intimidad. Sexualidad, amor y erotismo en las sociedades modernas*, Cátedra, Madrid.
- GOLDSCHIEDER, F. K. y L. J. Waite (1991), *New Families, No Families?*, Berkeley (CA), University of California Press.

- HINDE, A. (1998), *Demographic Methods*, Oxford University Press US, Nueva York.
- HIRSCH, F. (1986), *Los límites sociales al crecimiento*, Fondo de Cultura Económica, México D.F.
- HOUT, M. (1982), “The association between husband’s and wife’s occupations in two earner families”, en *American Journal of Sociology*, núm. 88, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 397-409.
- KALMIJN, M. (1991a), “Status homogamy in the United States”, en *American Journal of Sociology*, núm. 97, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 496-523.
- (1991b), “Shifting boundaries: trends in religious and educational homogamy”, en *American Sociological Review*, núm. 56-6, pp. 786-800.
- (1993), “Trends in Black/ White Intermarriage”, en *Social Forces*, núm. 72, pp. 119-146.
- (1994), “Assortative mating by cultural and economic occupational status”, en *American Journal of Sociology*, núm. 100, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 422-452.
- (1998), “Intermarriage and homogamy: causes, patterns, trends”, en *Annual Review Sociology*, núm. 24, pp. 395-421.
- LIPSET, S. M. y R. Bendix (1963), *Social mobility in industrial society*, University of California Press, Berkeley (CA).
- LÓPEZ RUIZ, L. A., A. Esteve y A. Cabré (2008), “Distancia social y uniones conyugales en América Latina”, en *Revista Latinoamericana de Población*, núm.1-2, ALAP, México D.F., pp. 47-71.
- MARE, Robert D. (1991), “Five decades of educational assortative mating”, en *American Sociological Review*, núm. 56, pp. 15-32.
- (2000), “Assortative mating, intergenerational mobility and educational inequality”, California Center for Population Research On-Line Working Paper Series, vol. 56, Los Angeles.
- OPPENHEIMER, V. K. (1997), “Men’s career development and marriage timing during a period of rising inequality”, en *Demography*, núm. 34-3, pp.311-330.
- PARSONS, T. (1966), *El sistema social*, Madrid, Revista de Occidente.
- PEDRERO, M. (2003), “Las condiciones de trabajo en los años noventa en México. Las mujeres y los hombres: ¿ganaron o perdieron?”, en *Revista Mexicana de Sociología*, núm. 65-4, Universidad Autónoma de México, México D.F., pp. 733-761.
- PULLUM, T. W., y A. Peri (1999), “A Multivariate Analysis of Homogamy in Montevideo, Uruguay”, en *Population Studies*, núm. 53(3), pp. 361-377.
- QIAN, Z. (1998), “Changes in assortative mating: the impact of age and education, 1970-1990”, en *Demography*, núm. 35, pp. 279-292.

- QIAN, Z., S. L. Blair y S. D. Ruf (2001), "Asian American Interracial and Inter-ethnic Marriages: Differences by Education and Nativity", en *International Migration Review*, vol. 35, pp. 557-586.
- QUILODRÁN, J. (1989), "Algunas implicaciones demográficas y sociales de la dinámica de las uniones", en O. De Oliveira, M. Pepin-Lehalleur, y V. Salles (eds.), *Grupos domésticos y reproducción cotidiana*, UNAM-El Colegio de México, México D.F.
- (1993), "La dinámica de la población y la formación de las parejas", en P. Bedolla Miranda (ed.), *Estudios de género y feminismo II*, UNAM-Fontamara, México D.F.
- SCHOEN, R. y J. Wooldredge (1989), "Marriage Choices in North Carolina and Virginia 1969-71 and 1979-81", en *Journal of Marriage and the Family*, núm. 51, pp. 465-81.
- SHORTER, E. (1975), *The making of the Modern Family*, Basic Books, Nueva York.
- SMITS, J. (2003), "Social closure among the higher educated: Trends in educational homogamy in 55 countries", en *Social Science Research*, núm. 32, pp. 251-277.
- SMITS, J., W. Ultee y J. Lammers (1998), "Educational homogamy in 65 countries: an explanation of differences in openness using country-level explanatory variables", en *American Sociological Review*, núm. 63, pp. 264-285.
- SMITS, J. y H. Park (2009), "Five decades of educational assortative mating in 10 East Asian Societies", en *Social Forces*, núm. 88-1, pp. 227-255.
- 78**
Año 4
Número 7
Enero/
diciembre
2010
- SOLÍS, P. (2007), *Inequidad y movilidad social en Monterrey*, El Colegio de México, Centro de Estudios Sociológicos, México D.F.
- (2010), "La desigualdad de oportunidades y las brechas de escolaridad", en Silvia E. Giorguli y Alberto Arnaut (coords.), *Educación mexicana: situación actual y perspectivas*, El Colegio de México, México D.F.
- (2011), "Desigualdad y movilidad social en la Ciudad de México", en *Estudios Sociológicos*, núm. 85, enero-abril, pp. 283-298.
- SOLÍS, P., T. W. Pullum, y J. Bratter (2007), "Homogamy by education and migration status in Monterrey, Mexico: Changes and continuities over time", en *Population Research and Policy Review*, núm. 26, pp. 279-298.
- SWEENEY, M. G. (2002), "Two decades of family change: the shifting economic foundations of marriage", en *American Sociological Review*, núm. 67, pp. 132-147.
- THORNTON, A., W. G. Axinn y J. D. Teachman (1995), "The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood", en *American Sociological Review*, núm. 60-5, pp. 762-774 .
- TREIMAN, D. J. (1970), "Industrialization and social stratification", en *Sociological Inquiry*, núm. 40-2, pp. 207-234.
- ZENTENO, R. y P. Solís (2006), "Continuidades y discontinuidades de la movilidad ocupacional en México", en *Estudios Demográficos y Urbanos*, núm. 21, pp. 515-546.