

Tendencias en homogamia educacional en México: 1970-2000*

Albert Esteve Palós**

A partir de los microdatos de los censos mexicanos de 1970, 1990 y 2000, en este artículo se examina la homogeneidad de los matrimonios y uniones atendiendo al nivel de instrucción de los cónyuges en las últimas tres décadas, caracterizadas por una fuerte expansión de la escolaridad, por el incremento de los rendimientos de la educación y por la reducción progresiva de las diferencias de género en materia educativa. Tres conclusiones brotan del examen de los datos: el aumento significativo de la homogamia entre los más escolarizados, la consolidación de dos zonas extendidas de homogamia, y la reducción de las diferencias en torno a la manera en que los hombres y las mujeres incorporan la educación en la selección conyugal.

Palabras clave: homogamia, características educativas, educación e igualdad, matrimonios, México, censos.

Fecha de recepción: 22 de julio de 2004.

Fecha de aceptación: 8 de septiembre de 2004.

Trends in Educational Homogamy in Mexico: 1970-2000

On the basis of microdata from Mexican censuses taken in 1970, 1990 and 2000, this article examines the homogeneity of marriages and consensual marriages by level of spousal educational attainment over the past three decades, characterized by the enormous expansion of schooling, the increase in educational performance and the progressive reduction in gender differences in educational matters. Three conclusions emerge from the examination of the data: the significant increase in homogamy among those with the highest levels of educational attainment, the consolidation of two extended zones of homogamy and the reduction of differences between the way men and women incorporate education in the selection of marriage partners.

Key words: homogamy, education characteristics, education equality, marriage, Mexico, censuses.

* Agradezco al profesor Robert McCaa de la Universidad de Minnesota que haya inspirado y guiado esta investigación, cuya primera versión fue presentada en el marco de la VII Reunión de Investigación Demográfica en México, Guadalajara, en diciembre de 2003.

** Universidad de Minnesota, Minnesota Population Center. Correo electrónico: esteve@pop.umn.edu.

Introducción

El estudio de la homogamia educacional en México adquiere especial interés ante dos importantes transformaciones que han acontecido en las últimas cuatro décadas. Por un lado, los niveles de escolarización de la población han mejorado significativamente como resultado de la aplicación de programas y medidas gubernamentales destinadas a universalizar el acceso a la educación primaria, potenciar la educación secundaria y combatir la desigualdad inherente a la condición de residencia –urbana o rural–, al género y a la etnia. Si bien los logros más destacados se observan en el incremento de la población que cursa la educación primaria, también ha aumentado la que realiza estudios secundarios y terciarios, aunque en estos niveles las diferencias persisten, pues pese a los progresos realizados la desigualdad social sigue reproduciéndose en el acceso desigual a la educación (Mier, Rocha y Rabell, 2003).

Por otro lado, los rendimientos de la educación son cada vez mayores. En términos de costo de oportunidad, desde la perspectiva de los padres resulta cada vez más beneficioso invertir en la educación de los hijos e hijas. El crecimiento de la participación femenina en la actividad económica avala en parte tal afirmación: la mayor escolarización ha contribuido al aumento de las tasas de actividad femenina (García y Oliveira, 1994), sobre todo entre las capas más instruidas, y esto a su vez ha mejorado la utilidad de los recursos dedicados a la educación de las hijas, favoreciendo así la reducción de las diferencias de género (Parker y Perderzini, 1999).

En este contexto de rápida escolarización, incremento de los rendimientos de la educación y reducción progresiva de las desigualdades de género, en el presente artículo examino el rol de la escolaridad en la estructuración de las preferencias en la selección conyugal o, en otras palabras, la homogeneidad de las uniones por nivel de instrucción de los cónyuges. A la luz de las hipótesis que se presentan en la literatura dedicada al tema, a partir de los microdatos de los censos de 1970, 1990 y 2000, y de la mano de los modelos loglineales, me propongo analizar, en perspectiva histórica, el alcance de la homogamia educacional y las barreras a las uniones mixtas. Conocida la influencia que el nivel de estudios de los padres ejerce en el de los hijos e hijas y la correlación positiva entre la escolarización y el estatus socioeconómico, el examen de las pautas de interacción entre los grupos educacionales ha de reflejar, en parte, el grado de reproducción y la apertura del sistema de estratificación social; he aquí su importancia.

Consideraciones teóricas

La desigualdad social es una cuestión de complejidad caleidoscópica cuyo análisis exige identificar sus principales facetas, examinar la intensidad y trascendencia de la misma, y explorar su rigidez con base en las oportunidades que genera para la movilidad social. Uno de los ámbitos que mejor reflejan el alcance de la desigualdad social es el matrimonio, puesto que en él no sólo fraguan las pautas que gobiernan el proceso de selección conyugal, sino las que rigen al conjunto de la sociedad (Mare, 1991). La aceptación formal entre los cónyuges que representa el matrimonio trasciende más allá de la pareja, ya que extiende su validez a las generaciones venideras. Cuando dos personas de distinta procedencia étnica o social se unen, la combinación resultante tiende a erosionar el sentido de pertenencia grupal entre sus descendientes y a disminuir las actitudes negativas hacia los demás grupos. Por esta razón los matrimonios interétnicos han acaparado sustantiva atención entre los científicos sociales aun cuando no sean mayoritarios.

En efecto, existe un amplio consenso en torno al hecho de que individuos con similares características tiendan a unirse entre ellos, lo que desde la lógica de las probabilidades equivale a decir que existen más uniones endógamas u homógamas de las que resultarían por azar. Esta homogeneidad ha sido abordada a partir de una amplia gama de aspectos, entre los que destacan la religión (Johnson, 1980), la etnia (Pagnini y Morgan, 1990; McCaa, 1993), el estatus socioeconómico (Kalmijn, 1991), la educación (Mare, 1991; Blackwell, 1998; Smits, 2003) y la ocupación (Hout, 1982).

Siguiendo el esquema del Kalmijn (1998), la selección conyugal está determinada por tres grandes fuerzas: las preferencias individuales, la influencia de las terceras partes y las oportunidades del mercado matrimonial. A raíz de las transformaciones que han liberado al matrimonio de las constricciones sociales que tradicionalmente lo acompañaban y se ha convertido en un acto eminentemente voluntario, la prioridad que algunos trabajos conceden a las preferencias individuales se justifica plenamente (Correia, 2003). Es más, en la estructuración de las preferencias conyugales asistimos a una progresiva pérdida de importancia de las características adscritas, como la etnia, la nacionalidad o la procedencia social, en beneficio de las características adquiridas, donde la educación desempeña un rol determinante.

Dos ejes fundamentales de diferenciación siguen ejerciendo su influencia: el capital cultural y el capital económico, y en ambos casos

la educación es una variable crítica. La escuela, en el sentido amplio de la palabra, influye sustancialmente en la estructuración de las preferencias sociales, que a su vez actúan como principios generadores y unificadores de la selección conyugal (Bourdieu, 1977). Cuanto mayor sea la escolarización, mayor importancia alcanzarán las características adquiridas: los individuos tenderán a valorar lo adquirido por encima de lo adscrito. Un ejemplo de ello se advierte en las capas más instruidas pertenecientes a grupos étnicos minoritarios, para quienes la mayor escolaridad conlleva una mayor exposición a otros grupos y una menor vinculación con su propio grupo (Qian *et al.*, 2001; Okun, 2004).

Más importante aún, a efectos de la homogamia educacional, es la importancia de la educación en la adquisición del estatus socioeconómico. La asociación positiva entre el nivel de estudios y la posición económica explica en gran parte el porqué las preferencias en la selección conyugal se dirigen hacia los más capacitados, abonando las uniones homogamas: los candidatos más escolarizados se unen entre ellos encauzando al resto de los grupos a un comportamiento similar. Según esta línea de argumentación, la preferencia por los más escolarizados es aplicable, con ligeros matices, a ambos sexos por igual.

El aumento de las tasas de escolaridad y de participación femeninas en la actividad económica han erosionado el poder de explicación de la teoría del matrimonio basada en la especialización o la división de roles entre los cónyuges (Becker, 1981). Además, para el caso de México, Parrado (2002) argumenta que este modelo tiene escasa validez, pues muestra que el nivel de instrucción es una variable relevante en la selección de la pareja entre los hombres y las mujeres.

Ambos sexos enfrentan el matrimonio rodeados de la misma incertidumbre, asociada a la transición a la etapa adulta y a las perspectivas de una carrera laboral, y condicionados por las características de los mercados matrimoniales locales (Oppenheimer, 1988). Ante esta incertidumbre, la educación actúa como un magnífico referente para evaluar el porvenir de los candidatos.

Pero el aumento de la homogamia educacional no sólo es atribuible a una cuestión de preferencias, sino también de oportunidades. La escuela es un mercado matrimonial excelente, puesto que reúne a personas de distinto sexo, de las mismas edades y con similares inquietudes. Al aumentar los años de permanencia en el sistema educativo, la probabilidad de encontrar pareja entre los compañeros de estudio aumenta. Cuanto mayor sea el número de años que separe el abandono de los estudios y la celebración del matrimonio, mayor será la

probabilidad de formar un matrimonio mixto (Mare, 1991). Sin embargo, cuando la edad media al matrimonio se retrase debido especialmente a una mayor escolarización, las uniones homogamas aumentarán. Entre las mujeres mexicanas el retraso de la edad media al matrimonio tiene entre sus principales causas el aumento de la permanencia en el sistema escolar (Quilodrán, 1993) que, según esta línea de argumentación, debe acarrear una mayor homogamia educacional. En conclusión, la voluntad y la oportunidad se alían con los más instruidos para favorecer las uniones entre ellos.

En el caso de México son escasos los trabajos que abordan la cuestión de la homogamia educacional (Solís, 2003). También son pocos los estudios que la analizan en los países en vías de desarrollo. En uno de los pocos trabajos comparativos que se han elaborado, Smits (2003) argumenta que la homogamia educacional disminuirá cuando se generalicen los niveles de bienestar entre la ciudadanía, dado que esto restará importancia a la correlación entre la instrucción y el estatus socioeconómico. Pero en México la mejora generalizada de los niveles de bienestar está lejos de ser alcanzada, por lo que es importante explorar cómo han modificado las pautas de interacción entre los distintos grupos educacionales las transformaciones acontecidas en las últimas décadas. A continuación constataremos, tal y como sugieren las hipótesis presentadas aquí, que el aumento de la escolarización y los mayores rendimientos de la educación han contribuido a una mayor homogamia educacional.

Datos y variables

Los datos proceden de las muestras integradas de microdatos de los censos de 1970 (1%), 1990 (1%)¹ y 2000 (10%) puestas a disposición sin costo alguno y desde su sitio web (<http://www.ipums.org/international>) por el proyecto *Integrated Public Use of Microdatas Series-International (IPUMS-I)* (Sobek, Ruggles, McCaa *et al.*, 2002) con sede en el Population Center de la Universidad de Minnesota. Previa autorización de los organismos nacionales de estadística de cada país participante, IPUMS-I distribuye microdatos censales homologados en cuanto al for-

¹ La última versión beta del servidor IPUMS-I (julio de 2004) dispone de una muestra de 10% del censo mexicano de 1990. Dado que cuando se redactó este trabajo dicha nueva muestra aún estaba en periodo de pruebas, he juzgado conveniente utilizar la muestra de 1%, bien conocida entre los estudiosos mexicanos.

mato y a las variables se refiere, para facilitar su comparación en el tiempo y el espacio. IPUMS-I recodifica las variables originales siguiendo los estándares internacionales, utilizando sistemas de codificación compuestos que garantizan un nivel básico de comparación para preservar todo el detalle de las variables originales. La utilización los datos de IPUMS-I no conlleva ninguna pérdida de información respecto a la original; es más, añade valor a ésta.

Los microdatos censales son una fuente de valor incalculable para la investigación en ciencias sociales (McCaa y Ruggles, 2002). A diferencia de las encuestas, los microdatos censales ofrecen mayor densidad muestral, profundidad histórica y cobertura territorial.

Conociendo la estructura del hogar, es decir, quién vive con quién, y la relación con la persona de referencia del hogar, es posible modificar la estructura de los microdatos para convertir una muestra de individuos en una muestra de matrimonios o uniones. Esta operación se simplifica al utilizar la variable SPLOC (*Spouse Location*), construida por IPUMS para identificar dentro del hogar quién está casado o unido con quién. En un reducido porcentaje de casos, sin mayor trascendencia para los resultados finales, personas que declaraban estar casadas o unidas no pudieron ser emparejadas porque su cónyuge no estaba presente en el hogar. Nótese que se trata de una muestra de matrimonios y uniones consensuales, por lo que a partir de ahora utilizaré el término “uniones” para referirme a ellas.

A diferencia de los registros vitales, el censo no registra a las parejas en el momento de la unión sino en la fecha censal, lo que supone que hemos de tratar con uniones de distintas duraciones. En este sentido las generaciones de uniones más antiguas estarán más afectadas por el divorcio, las segundas nupcias o la viudez. Por esta razón he limitado la muestra a aquellas uniones o matrimonios en los que como mínimo uno de sus miembros tiene entre 30 y 39 años de edad.

La principal ventaja de trabajar con las edades entre 30 y 39 años es que la proporción de alguna vez casados/as o unidos/as es muy cercana a la proporción final de las generaciones implicadas. Seleccionando edades más tempranas existe el riesgo de no incluir a los individuos que están retrasando la edad al matrimonio, muy probablemente por causas relacionadas con su formación académica. La inclusión de las edades que superan los 39 años también tiene sus riesgos, asociados a la interferencia de los fenómenos antes citados. Pero las tasas de divorcios y viudez son relativamente bajas a estas edades como para presagiar que los resultados quedarán empañados en exceso por este

hecho, a pesar del aumento de las tasas de divorcialidad de las últimas décadas (Gómez de León, 2001). A partir de este punto, aunque no lo mencione explícitamente, me referiré siempre a las personas de 30 a 39 años de edad.

El nivel de estudios tomado como referencia es el declarado en el momento del censo y, por tanto, no corresponde con el que tenían en el momento de casarse o unirse. Sin embargo no se considera que esta decisión, obligada por la disponibilidad de los datos, afecte en demasía los resultados finales, puesto que el nivel de estudios adquirido apenas varía durante el matrimonio.

Finalmente he utilizado los años de escolarización (YRSCHOOL) como variable base para crear una nueva variable que informe del nivel de escolaridad de los hombres (H-ED) y las mujeres (M-ED). Esta variable se estructura en cinco categorías: *i*) menos de 6 años, *ii*) de 6 a 8 años, *iii*) de 9 a 11 años, *iv*) 12 a 15 años, *v*) de 16 años o más. Esta clasificación refleja fielmente las principales divisiones del sistema educacional en México, según estudios completos: *a*) sin primaria completa, *b*) primaria completa, *c*) secundaria completa, *d*) preparatoria o bachillerato completo y *e*) universitaria completa.

Modelos loglineales

Los modelos loglineales, de uso común en este tipo de investigaciones, facilitan el análisis y modelización de la interacción entre las distintas categorías de dos o más variables. Estos modelos estiman parámetros que informan de la interacción de categorías sin estar afectados por las distribución marginal de filas y columnas (McCaa, 1982). Por ejemplo, supongamos que entre los hombres tenemos una categoría educacional diez veces mayor que la misma categoría entre las mujeres. Supongamos también que hombres y mujeres prefieren unirse dentro de su mismo grupo. En este escenario, dado el desequilibrio de efectivos, sólo 10% de los hombres podrá satisfacer sus preferencias. Sin embargo de esta proporción no deben extraerse demasiadas conclusiones en torno a lo que hubiera ocurrido en ausencia de desequilibrios, y esto es lo que se pretende observar. Los modelos loglineales controlan este tipo de efectos y además ofrecen la posibilidad de comprobar distintas hipótesis en torno a las fuerzas que gobiernan la relación entre las variables.

Con el propósito de responder a las preguntas planteadas en esta investigación, examinaré el ajuste de los datos a los siguientes modelos:

CUADRO 1
Estructura topológica de los modelos loglineales

		Hombres					Mujeres				
		≤ 5	6-8	9-11	12-15	≥ 16	≤ 5	6-8	9-11	12-15	≥ 16
Hombres	≤ 5	1	—	—	—	—	≤ 5	6	—	—	—
	6-8	—	2	—	—	—	6-8	2	—	—	—
	9-11	—	—	3	—	—	9-11	—	3	—	—
	12-15	—	—	—	4	—	12-15	—	—	4	8
	≥ 16	—	—	—	—	5	≥ 16	—	—	9	5
Quasi-independencia											
Hombres	≤ 5	—	1	2	3	≥ 16	≤ 5	1	1	1	≥ 16
	6-8	1	—	5	6	7	6-8	3	7	8	9
	9-11	2	4	—	8	9	9-11	7	4	10	11
	12-15	3	5	8	—	10	12-15	8	10	5	12
	≥ 16	4	7	9	10	—	≥ 16	9	11	12	6
Simetría											
Hombres	≤ 5	—	—	—	—	—	≤ 5	—	—	—	≥ 16
	6-8	—	—	—	—	—	6-8	—	—	—	V ₁ V ₂ V ₃ V ₄
	9-11	—	V ₁	—	—	—	9-11	V ₁ V ₂	—	—	V ₂ V ₃ V ₄
	12-15	—	V ₁ V ₂	—	—	—	12-15	V ₁ V ₂ V ₃	—	—	V ₃ V ₄
	≥ 16	—	V ₁ V ₂ V ₃	—	—	—	≥ 16	V ₁ V ₂ V ₃ V ₄	—	—	V ₃ V ₄
Quasi-independencia más esquinas											
Hombres	≤ 5	—	—	—	—	—	≤ 5	—	—	—	≥ 16
	6-8	—	—	—	—	—	6-8	—	—	—	V ₁ V ₂ V ₃ V ₄
	9-11	—	—	—	—	—	9-11	—	—	—	V ₂ V ₃ V ₄
	12-15	—	—	—	—	—	12-15	—	—	—	V ₃ V ₄
	≥ 16	—	—	—	—	—	≥ 16	—	—	—	V ₄
Quasi-simetría											
Hombres	≤ 5	—	—	—	—	—	≤ 5	—	—	—	≥ 16
	6-8	—	—	—	—	—	6-8	—	—	—	V ₁ V ₂ V ₃ V ₄
	9-11	—	—	—	—	—	9-11	—	—	—	V ₂ V ₃ V ₄
	12-15	—	—	—	—	—	12-15	—	—	—	V ₃ V ₄
	≥ 16	—	—	—	—	—	≥ 16	—	—	—	V ₄
Quasi-parámetros cruzados											

independencia (I), *quasi*-independencia (QI), *quasi*-independencia más esquinas (QI+E), simetría (S), *quasi*-simetría (QS), parámetros cruzados (PC) y *quasi*-parámetros cruzados (QPC).

Independencia, quasi-independencia, quasi-independencia más esquinas

Al examinar la relación entre dos o más variables la primera interrogante que surge consiste en saber si se satisface la condición de independencia. La independencia asume que más allá del azar no existe ninguna relación entre las variables y que las frecuencias observadas en la tabla de contingencia son el resultado de la combinación aleatoria entre las distintas categorías. Las frecuencias esperadas que cumplen con el requisito de la independencia se obtienen de:

$$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i + \mu_j \quad [1]$$

donde $\log f_{ij}$ es el logaritmo natural de la frecuencia esperada de la fila i columna j ; μ_0 la constante; μ_i el término para la fila i ; μ_j el término para la columna j .

Cuando dos variables comparten las mismas categorías es habitual encontrar en las celdas de la diagonal más casos de los que resultarían si sólo el azar interviniera. Entonces, se examina la *quasi*-independencia, que comprueba la condición de independencia para todas las celdas excepto las de la diagonal. La estructura topológica de este modelo, así como la de los modelos que presentaré a continuación, aparece representada en el cuadro 1. La *quasi*-independencia añade cinco términos al modelo básico de independencia, uno para cada celda de la diagonal. Formalmente la expresión de este modelo no varía respecto a [1], excepto para las celdas de la diagonal:

$$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i + \mu_j + \mu_{ij}, \text{ para } i = j \quad [2]$$

donde μ_{ij} es el parámetro de interacción entre i y j .

La *quasi*-independencia más esquinas es una extensión del modelo anterior. Este modelo asume que las esquinas (las celdas [1,2], [2,1] [4,5], [5,4]) tampoco satisfacen la condición de independencia y, por tanto, deben diferenciarse del resto. En este caso, a la expresión [2] debe añadirse una nueva condición:

$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i + \mu_j + \mu_{ij}$, para $i = j$ o cuando $[i, j]$ es una esquina [3]

Simetría y quasi-simetría

La simetría comprueba si las celdas a ambos lados de la diagonal presentan los mismos valores, es decir, si $F_{ij} = F_{ji}$. La ecuación de este modelo es:

$$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i + \mu_j + \mu_{ij}, \text{ donde } m_{ij} = m_{ji} \quad [4]$$

Técnicamente, si no existe homogeneidad marginal la simetría perfecta no puede observarse. Cuando esto ocurre se comprueba la *quasi-simetría*. La *quasi-simetría* permite la heterogeneidad marginal pero exige que los parámetros de interacción sean simétricos a ambos lados de la diagonal. Siguiendo la notación de Powers (2000), la *quasi-simetría* se expresa:

$$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i^F + \mu_j^C + \mu_{ij}^{FC}, \text{ donde } \mu_{ij}^{FC} = \mu_{ji}^{FC} \quad [5]$$

En este caso μ_i^F y μ_j^C pertenecen propiamente a los efectos fila (F) y columna (C) respectivamente, por lo que μ_{ij}^{FC} corresponde a la interacción neta entre i y j .

Parámetros cruzados y quasi-parámetros cruzados

El modelo de parámetros cruzados se usa para medir la distancia entre categorías mediante la obtención de los efectos cruzados. Este modelo asume que cada categoría presenta cierto grado de dificultad para ser cruzada. En esta investigación reproduzco la metodología utilizada en trabajos afines (Mare, 1991; Blackwell, 1998; Qian, 1998), y a éstos me remito para mayor información. El modelo de parámetros cruzados utilizado aquí también elimina las celdas [2,2], [3,3], [4,4], por lo que en propiedad debe llamarse *quasi-parámetros cruzados* (QPC). QPC se expresa:

$$\log f_{ij} = \mu_0 + \mu_i + \mu_j - \mu_{ij} \quad [6]$$

donde la interacción final refleja los parámetros cruzados formados para modelar las barreras entre categorías (Blackwell, 1998). En el caso

específico de este trabajo, son necesarios cuatro parámetros para obtener los efectos cruzados:

$v_1 = 1$ si $(H-ED < 6 \text{ y } M-ED \geq 6)$, o si $(M-ED < 6 \text{ y } H-ED \geq 6)$; resto $v_1 = 0$;
 $v_2 = 1$ si $(H-ED < 9 \text{ y } M-ED \geq 9)$, o si $(M-ED < 9 \text{ y } H-ED \geq 9)$; resto $v_2 = 0$;
 $v_3 = 1$ si $(H-ED < 12 \text{ y } M-ED \geq 12)$, o si $(M-ED < 12 \text{ y } H-ED \geq 12)$; resto $v_3 = 0$;
 $v_4 = 1$ si $(H-ED < 16 \text{ y } M-ED \geq 16)$, o si $(M-ED < 16 \text{ y } H-ED \geq 16)$; resto $v_4 = 0$;

Estadísticos de ajuste

Utilizo los estadísticos *likelihood-ratio chi-squared*, G^2 , y *Bayesian Indicator Criterion*, *BIC*, para evaluar el ajuste de los modelos a los datos observados. En muestras de gran tamaño, como en el caso que nos ocupa, aunque sólo se incluyen las parejas en las que uno de sus integrantes tiene entre 30 y 39 años de edad (1970 $N = 30.205$; 1990 $N = 53.459$; 2000 $N = 718.143$), al tratar de mejorar el ajuste de los modelos se les complica en exceso sin que los parámetros estimados lleguen a aportar valiosa información adicional.² Cuando esto ocurre es preferible optar por el modelo más simple (Agresti, 2002).

Resultados

El cuadro 2 informa de la distribución relativa de las uniones en función del nivel de estudios de ambos cónyuges. La distribución marginal por filas y columnas muestra la estructura por nivel de estudios de hombres y mujeres respectivamente. No es necesario ahondar en demasía en la exploración de los datos para percatarse de las sobresalientes transformaciones que acontecen. Los datos revelan por sí solos el calado del progreso efectuado en materia educativa durante las últimas décadas.

En 1970 no había completado sus estudios primarios 74.8% de los hombres y 78.0% de las mujeres. En el mismo año 3.0% de los hombres y sólo 0.6% de las mujeres tenía estudios universitarios.

² G^2 es un estadístico de uso común que funciona razonablemente bien para localizar efectos significativos en tablas de contingencia en que el número de casos no supera 1 500 (Knoke y Burke, 1980). G^2 es proporcional al número de casos, y por ello cuando aumenta el tamaño muestral, este indicador da prioridad a los modelos más complejos, complicando su interpretación sin que suela aportar información relevante. *BIC* solventa parcialmente este problema. Para su cálculo utiliza el indicador G^2 y los grados de libertad. Se trata de un indicador que busca un término medio entre la eficacia, la capacidad explicativa del modelo, la eficiencia y los recursos utilizados en él.

CUADRO 2
Distribución porcentual de las uniones por nivel de instrucción
de los cónyuges, 1970-2000

	<i>Años de escolarización de los hombres</i>	<i>Años de escolarización de las mujeres</i>					<i>Total</i>
		<i>≤ 5</i>	<i>6 - 8</i>	<i>9 - 11</i>	<i>12 - 15</i>	<i>≥ 16</i>	
1970	<i>≤ 5</i>	68.8	5.1	0.4	0.3	0.2	74.8
	<i>6 - 8</i>	7.8	7.6	0.6	0.4	0.1	16.4
	<i>9 - 11</i>	0.7	1.8	0.5	0.3	0.1	3.5
	<i>12 - 15</i>	0.4	1.1	0.3	0.5	0.0	2.4
	<i>≥ 16</i>	0.3	1.1	0.5	0.7	0.3	3.0
	<i>Total</i>	78.0	16.7	2.4	2.3	0.6	100.0
							N = 30.205
1990	<i>≤ 5</i>	30.3	7.4	1.3	0.1	0.1	39.2
	<i>6 - 8</i>	9.4	13.4	3.7	0.4	0.1	27.0
	<i>9 - 11</i>	2.5	6.2	6.3	0.8	0.5	16.4
	<i>12 - 15</i>	0.4	1.7	3.0	1.4	0.5	7.0
	<i>≥ 16</i>	0.2	1.3	4.0	1.7	3.1	10.4
	<i>Total</i>	42.9	30.0	18.3	4.5	4.3	100.0
							N = 53.459
2000	<i>≤ 5</i>	13.3	6.0	2.0	0.4	0.1	21.8
	<i>6 - 8</i>	6.7	10.9	5.4	1.5	0.3	24.8
	<i>9 - 11</i>	2.8	7.2	10.1	3.9	0.9	24.8
	<i>12 - 15</i>	0.7	2.3	5.0	5.8	1.7	15.5
	<i>≥ 16</i>	0.2	0.7	2.4	4.5	5.3	13.1
	<i>Total</i>	23.6	27.1	24.9	16.1	8.3	100.0
							N = 718.143

Entre 1970 y 2000 la distribución por nivel de estudios de los hombres y las mujeres varía sustancialmente. La proporción de individuos sin estudios se reduce a una tercera parte del nivel que tenía en 1970, es decir, 21.8% entre los hombres y 23.6% entre las mujeres. Esta reducción acarrea un notable agrandamiento del resto de categorías. La proporción de mujeres con estudios universitarios crece hasta 4.3% en 1990 y 8.3% en 2000. En el año 2000, por primera vez, la proporción de hombres y mujeres sin estudios ya no es la más elevada.

La proporción de matrimonios entre personas con menos de seis años de educación (celda [1,1]) transita velozmente de 68.8% a 13.3% del total entre 1970 y 2000. En 1970 era homogámico 77.7% de los matrimonios. Esta cifra se obtiene de agregar todos los valores de la diagonal. La proporción de matrimonios homogámicos disminuye a 54.5%

en 1990 y a 45.4% en 2000, o, si se quiere leer al revés, la proporción de matrimonios mixtos aumenta de 22.2% en 1970 a 54.6% en 2000. Estas cifras, sin embargo, deben examinarse con cautela. Las proporciones son mediciones simples e informativas que resultan útiles para describir la distribución relativa de los matrimonios, pero ofrecen escasa información sobre la interacción que existe entre los grupos, puesto que están condicionadas por las distribuciones marginales de la tabla.

¿Obedece la disminución en la proporción de matrimonios homogamos a una menor interacción entre grupos afines? La respuesta a esta pregunta obliga a aislar el efecto de la estructura para poder observar las pautas subyacentes entre ambas variables.

El cuadro 3 muestra las interacciones de los grupos educacionales derivadas de un modelo loglineal de tipo jerárquico saturado (Bishop *et al.*, 1975). Este modelo comprende los componentes que reflejan todas las posibles relaciones entre variables y, por tanto, reproduce exactamente los datos. El cuadro 3 sólo muestra los parámetros de interacción de la educación del hombre y la de la mujer, que son utilizados para realizar una primera interpretación de la relación entre ambas variables.

CUADRO 3

Parámetros de interacción, modelo saturado hiloglineal, 1970-2000

	<i>Años de escolarización de los hombres</i>	<i>Años de escolarización de las mujeres</i>				
		≤ 5	6 - 8	9 - 11	12 - 15	≥ 16
1970	≤ 5	13.74	0.91	0.33	0.26	0.91
	6 - 8	2.38	2.05	0.81	0.62	0.40
	9 - 11	0.51	1.14	1.75	1.20	0.82
	12 - 15	0.33	0.86	1.46	2.45	0.99
	≥ 16	0.18	0.55	1.43	2.07	3.35
1990	≤ 5	15.47	2.04	0.47	0.26	0.26
	6 - 8	3.18	2.45	0.88	0.50	0.30
	9 - 11	0.79	1.07	1.42	0.93	0.89
	12 - 15	0.26	0.58	1.30	2.97	1.71
	≥ 16	0.10	0.32	1.31	2.79	8.68
2000	≤ 5	10.96	2.53	0.78	0.29	0.16
	6 - 8	2.67	2.24	1.00	0.51	0.33
	9 - 11	0.85	1.12	1.41	1.01	0.73
	12 - 15	0.31	0.56	1.09	2.33	2.26
	≥ 16	0.13	0.28	0.84	2.90	11.40

Dos ideas principales brotan del examen de los datos. En primer lugar, la existencia de una mayor interacción en las celdas de la diagonal, correspondientes a las uniones homogamas. Esta interacción es mayor en las categorías extremas, es decir, en < 6 y en 16 o más, debido en parte a una cuestión de oportunidades, dado que en cualquier caso la movilidad de los extremos está limitada en una sola dirección. Sin embargo, al comparar los niveles de 1970 con los de los otros años observamos que la homogamia en los extremos ha evolucionado en forma distinta: disminuye la asociación entre los menos escolarizados (celda [1,1]) y aumenta entre los más escolarizados (celda [5,5]).

En segundo lugar destaca la presencia y permanencia en el tiempo de dos ámbitos de interacción bien definidos que se consolidan como zonas extendidas de homogamia y que agrupan, por un lado, las categorías < 6 y 6 a 8, y, por otro, las categorías 12 a 15 y 16 o más. La existencia de estos bloques lleva a suponer la presencia de una sólida barrera entre ambos.

El cuadro 4 informa del ajuste de cada modelo a los datos observados mediante dos indicadores: *Likelihood Ratio* (G^2) y *Bayesian Indicator Criteria* (BIC). El modelo independiente ofrece el peor ajuste para los tres años, adelantando una primera e importante conclusión: el nivel de instrucción es una cuestión relevante entre los cónyuges. Los modelos que mejor ajustan los datos son QI+E en 1970 (BIC = 55.77), QS en 1990 (BIC = 117.53) y QS en 2000 (BIC = 470.55).³ En muestras de gran tamaño, al aumentar la predictibilidad de los modelos se les complica en exceso sin que los parámetros introducidos aporten valiosa información adicional. Por esta razón me centraré exclusivamente en los modelos QI+E y QPC, de cuyos resultados obtendremos respuestas a las preguntas planteadas en este trabajo. Además, ambos modelos ajustan razonablemente bien la distribución observada. Pero antes de abordar en detalle estos modelos es oportuno comentar el significado de la *quasi*-simetría. QS es el modelo que mejor capta los datos en 1990 y 2000 y el segundo mejor modelo en 1970. La *quasi*-simetría asume que hombres y mujeres incorporan la educación en forma simétrica. QS consume más parámetros que cualquier otro modelo, y este hecho por

³ En la mayoría de las investigaciones se considera que un modelo cuyo valor BIC no sea negativo no ajusta satisfactoriamente los datos. En nuestro caso, el tamaño de la muestra dificulta sobremanera obtener estos valores. Reduciendo el tamaño de la muestra sin perturbar la estructura de la distribución de los matrimonios, estos mismos modelos alcanzarían valores negativos de BIC, pero las conclusiones permanecerían inalteradas, razón por la cual he optado por trabajar con el tamaño original de las muestras.

CUADRO 4
G² y BIC para los modelos seleccionados, 1970-2000

Modelo	1970			1990			2000		
	Gl	G ²	BIC	G ²	BIC	G ²	BIC	G ²	BIC
I	16	11 189.46	11 117.78	33 398.80	33 323.15	419 013.33	418 919.63		
QI	11	1 399.88	1 350.60	9 740.73	9 688.72	149 893.67	149 829.25		
QI+E	7	94.84	63.48	355.09	322.00	1 839.29	1 798.29		
S	10	1 229.56	1 184.76	4 692.80	4 645.52	22 179.19	22 120.62		
QS	6	247.11	220.23	151.01	122.64	504.04	468.90		
PC	12	449.61	395.85	1 594.57	1 537.83	16 082.49	16 012.22		
QPC	9	256.20	215.87	419.22	376.67	2 163.86	2 111.15		

Gl: Grados de libertad.

sí solo es una razón importante para explicar por qué es el más cercano a los datos observados en 1990 y 2000. Pero esta misma razón no es suficiente en 1970, lo que indica que en cierto modo en 1990 y 2000 se está tratando la educación en forma simétrica o recíproca, lo que implica una disminución de las diferencias de género. Sin embargo un análisis más detallado de los parámetros de QS no aportaría información adicional en torno a cómo se han reducido estas diferencias de género entre los distintos grupos, puesto que por definición dichos parámetros son idénticos en ambos lados de la diagonal.

La *quasi*-independencia asume independencia en todas partes excepto en la diagonal. Como suponemos una asociación importante entre grupos educacionales iguales, se eliminan los matrimonios homogámicos de la tabla. La *quasi*-independencia más esquinas elimina, además, las celdas de las esquinas [1,2], [2,1] [4,5], [5,4], considerando que funcionan como zonas extendidas de homogamia (Blackwell, 1998), aun no siendo estrictamente homogámicas.

El modelo QI+E produce un conjunto de parámetros para las celdas borradas que permiten evaluar la fortaleza de la diagonal y las esquinas para atraer más allá del azar observaciones o matrimonios adicionales (cuadro 5). Los valores positivos indican cuántos matrimonios más hay en esa celda respecto a los que habría habido bajo el supuesto de independencia. Las uniones observadas son mayores que las esperadas en todas las celdas de la diagonal excepto en la que representa a las uniones entre personas con 9 a 11 años de escolarización (celda [3,3]). Las conclusiones que se derivan de la QI+E son parecidas a las extraídas de los parámetros del modelo saturado que se muestra en el cuadro 3, pero en este caso se extraen de un modelo más simple. La interacción de grupos iguales decrece conforme nos alejamos de los extremos de la diagonal. En el año 2000 la interacción en ambos extremos presenta valores parecidos ($[1,1] = 3.81$ y $[5,5] = 3.96$), pero su trayectoria es distinta cuando se observan los valores que estos mismos grupos presentaban en 1970 y 1990. La interacción entre los menos instruidos disminuye de 5.01 en 1970 a 3.83 en 2000, pero entre los más instruidos aumenta de 1.26 a 3.96.

Paralelamente, las llamadas zonas extendidas de homogamia se consolidan con valores más cercanos entre sí y menores diferencias de género. En 1970 la interacción entre las categorías 16 o más y 12 a 15 era distinta a ambos lados de la diagonal ($[4,5] = -0.36$ y $[5,4] = 1.10$), evidenciando una significativa diferencia respecto a cómo se unen hombres y mujeres con 12 a 15 años de escolarización con el grupo de

CUADRO 5
Parámetros de homogamia, modelo QI+E, 1970-2000

	Años de escolarización de los hombres	Años de escolarización de las mujeres				
		≤ 5	6 - 8	9 - 11	12 - 15	≥ 16
1970	≤ 5	5.01	1.37			
	6 - 8	2.61	1.54			
	9 - 11			-0.18		
	12 - 15				0.89	-0.36
	≥ 16				1.10	1.26
1990	≤ 5	5.00	2.51			
	6 - 8	2.82	2.09			
	9 - 11			-0.84		
	12 - 15				1.79	1.40
	≥ 16				1.95	3.25
2000	≤ 5	3.83	2.00			
	6 - 8	2.09	1.55			
	9 - 11			-0.56		
	12 - 15				1.59	1.94
	≥ 16				2.23	3.96

16 o más años. En este caso la hipergamia entre las mujeres es mayor (1.10 frente a -0.36). En 1990 y 2000 las diferencias entre estas dos celdas desaparecen parcialmente. También se reducen las diferencias de género en la zona extendida de homogamia que agrupa a los que tienen menor escolarización. Para comprobarlo basta con comparar las celdas [1,2] y [2,1] en 1970 y 2000 ($1.37-2.61 = -1.24$; $2.00-2.09 = -0.09$, es decir, se reducen las diferencias entre hombres y mujeres). Como indicaba la *quasi*-simetría, hombres y mujeres estarían tratando la educación de forma parecida.

El modelo de parámetros cruzados proporciona una medida de la distancia entre grupos educacionales. El cálculo de los efectos cruzados informa de aquellos niveles que presentan serios obstáculos a las uniones mixtas (cuadro 6). QPC asume que la dificultad de cruzar una categoría es la misma entre hombres y mujeres. No se trata de una asunción arriesgada, conocidos los buenos resultados de la *quasi*-simetría en 1990 y 2000, pero es cierto que en 1970 esta asunción no hace justicia a la distribución observada. En cualquier caso, es oportuno presentar los resultados de este modelo porque nos proporcionan una respuesta a la siguiente pregunta: ¿En ausencia de homogamia, quién se casaría con quién?

CUADRO 6
Efectos cruzados, modelo QPC, 1970-2000

	<i>Años de escolarización de los hombres</i>	<i>Años de escolarización de las mujeres</i>				
		<i>≤ 5</i>	<i>6 - 8</i>	<i>9 - 11</i>	<i>12 - 15</i>	<i>≥ 16</i>
1970	<i>≤ 5</i>	0	1.63	2.66	3.10	3.41
	<i>6 - 8</i>	1.63	0	1.03	1.47	1.77
	<i>9 - 11</i>	2.66	1.03	0	0.44	0.74
	<i>12 - 15</i>	3.10	1.47	0.44	0	0.31
	<i>≥ 16</i>	3.41	1.77	0.74	0.31	0
1990	<i>≤ 5</i>	0	1.19	2.54	3.44	4.24
	<i>6 - 8</i>	1.19	0	1.35	2.24	3.05
	<i>9 - 11</i>	2.54	1.35	0	0.90	1.70
	<i>12 - 15</i>	3.44	2.24	0.90	0	0.80
	<i>≥ 16</i>	4.24	3.05	1.70	0.80	0
2000	<i>≤ 5</i>	0	0.89	1.92	2.99	3.94
	<i>6 - 8</i>	0.89	0	1.02	2.09	3.04
	<i>9 - 11</i>	1.92	1.02	0	1.07	2.02
	<i>12 - 15</i>	2.99	2.09	1.07	0	0.95
	<i>≥ 16</i>	3.94	3.04	2.02	0.95	0

En 1970 un individuo con 6 a 8 años de escolarización tenía más facilidad de unirse con alguien con 9 a 11 años de escolarización (unión hipérgama) que con alguien con menos de 6 años de escolarización (unión hipógama) (1.03 frente a 1.63). Esto se aplica al resto de los grupos intermedios, para quienes las barreras para unirse hacia arriba (hipérgamia) eran menores que las de hacerlo hacia abajo (hipógama). En el año 2000, sin embargo, esta situación se invirtió en dos de las tres categorías: 6 a 8 y 9 a 11 años de escolarización.

El área más permeable de la tabla, donde hay menos impedimentos para transitar, queda definida por los grupos de 12 a 15 y 16 o más. Conviene señalar, sin embargo, que entre 1970 y 2000 crecen las barreras entre estos dos grupos.

Resumen y conclusión

Las transformaciones en la estructura por nivel de estudios de la población mexicana acaecidas en las últimas tres décadas son de tan vasta proporción que su alusión es obligada en primer lugar. Los efectos de este progreso se observan claramente en los datos analizados.

La drástica disminución entre los hombres y las mujeres de la población sin estudios y el aumento de la universitaria, son argumentos suficientes para ilustrar la magnitud del cambio. Como consecuencia de la diversificación de la estructura por nivel de estudios de la población mexicana, la proporción de uniones homogamas entre las edades observadas ha disminuido entre 1970 y 2000. Un análisis más matizado de los datos, de la mano de los modelos loglineales, aporta sin embargo conclusiones distintas sobre la evolución de la homogamia. Al ensamblar todas las piezas de información proporcionadas hasta ahora deben ser resaltadas tres conclusiones principales.

Primero, la homogamia entre los más escolarizados aumentó significativamente entre 1970 y 2000. Respaldan esta afirmación: la mayor interacción entre universitarios y la elevación de las barreras a las uniones mixtas que se deduce de la evolución de los parámetros obtenidos de los modelos QI+E y QPC respectivamente. Con los datos adecuados, sería oportuno investigar si el aumento de la homogamia entre los más escolarizados es el resultado de mayores oportunidades relacionadas con una permanencia más prolongada en el sistema educativo, o de una mayor competencia por los candidatos y candidatas más instruidos. Cualquiera que sea la explicación, los resultados no cambian pero las implicaciones teóricas son distintas. Al relacionar la edad de finalización de los estudios con la edad de inicio de la unión o matrimonio podría estimarse qué tan distantes en el tiempo están ambos eventos y validar parcialmente estas hipótesis. Pero desafortunadamente dicha información no está presente en los censos.

Segundo, las pautas de relación entre los distintos niveles de educación revelan una estructura que tiende progresivamente a la polarización, con dos zonas de homogamia en los extremos y una categoría central que actúa como transición. Estas zonas están limitadas por un lado por quienes tienen 8 años o menos de escolarización, y por otro lado por los que cuentan con 12 o más años de estudios. En el interior de estas dos zonas se observan los parámetros de interacción más elevados y las barreras más permeables. Esto significa que las uniones observadas fuera de estas zonas obedecen a la lógica del azar, tal y como proclama el modelo QI+E.

Tercero, las diferencias de género en torno a cómo incorporan los hombres y las mujeres la educación en la selección conyugal se reducen. Son prueba de ello los buenos resultados que la *quasi*-simetría ofrece en 1990 y 2000 comparados con los obtenidos por este modelo en 1970. En definitiva, esto nos dice que si se atiende a la estructura por nivel

de instrucción de ambos sexos, los hombres y las mujeres van tratando progresivamente la educación en forma simétrica.

Las tres conclusiones esbozadas avalan los supuestos con que empezó esta investigación: *i*) la voluntad y la oportunidad se alían con los más instruidos en el proceso de selección conyugal favoreciendo la homogamia, *ii*) limitando las oportunidades al resto de grupos y encauzándolos a un comportamiento similar, y *iii*) los hombres y las mujeres enfrentan el matrimonio con una incertidumbre parecida y con expectativas semejantes.

Futuras investigaciones deberán ahondar en la exploración de la homogamia educacional, especialmente tomando en consideración que existen otras variables que influyen en el proceso de selección conyugal, tales como la etnia, la religión, el lugar de nacimiento, el ámbito de residencia, y ciertas características de los padres y las madres. También será necesario atender a las consecuencias que tendrá el aumento de la homogamia en la reproducción de las desigualdades sociales. Sin embargo hoy por hoy sigue transformándose la estructura por nivel de instrucción de la población, demostrando que la actitud y concepción de los poderes públicos en materia educativa, acompañadas de la prosperidad económica necesaria para hacer atractivos los rendimientos de la educación, sigue teniendo fuerza para contrarrestar las consecuencias que podría tener el aumento continuado de la homogamia educacional en la exacerbación de las desigualdades sociales.

Bibliografía

- Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis*, Nueva Jersey, Wiley.
- Becker, S. G. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press.
- Bishop, Y. M. M., S. E. Fienberg y P. W. Holland (1975), *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, Cambridge, MIT Press.
- Blackwell, D. L. (1998), "Marital Homogamy in the United States: The Influence of Individual and Paternal Education", *Social Science Research*, vol. 27, pp. 159-188.
- Bourdieu, J. P. (1977), *Reproduction in Education, Society and Culture*, Beverly Hills, Sage.
- Correia, H. R. (2003), "Higher Male Educational Hypergamy: Evidence from Portugal", *Journal of Biological Science*, vol. 35, pp. 303-313.
- García, B. y O. de Oliveira (1994), *Trabajo femenino y vida familiar en México*, México, El Colegio de México.

- Gómez de León, J. (2001), "Los cambios en la nupcialidad y la formación de las familias: algunos factores explicativos", en J. Gómez de León y C. Rabell (coords.), *La población de México*, México, Consejo Nacional de Población/Fondo de Cultura Económica, pp. 207-241.
- Hout, M. (1982), "The Association between Husbands' and Wives' Occupation in Two-Earner Families", *American Journal of Sociology*, vol. 87, pp. 397-409.
- Johnson, R. A. (1980), *Religious Assortive Mating in the United States*, Nueva York, Academic Press.
- Kalmijn, M. (1998), "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends", *Annual Review Sociology*, vol. 24, pp. 395-421.
- (1991), "Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy", *American Sociological Review*, vol. 56, núm. 6, pp. 786-800.
- Knoke, D. y P. Burke (1980), *Log Linear Models*, Beverly Hills, Sage Publications.
- Mare, R. D. (1991), "Five Decades of Educational Assortive Mating", *American Sociological Review*, vol. 56, núm. 1, pp. 15-32.
- McCaa, R. (1993), "Gender in the Melting Pot: Marital Assimilation in New York City, 1900-1980", *The Journal of Interdisciplinary History*, vol. 24, núm. 2, pp. 2-11.
- (1982), "Modeling Social Interaction: Marital Miscegenation in Colonial Spanish America", *Historical Methods*, vol. 15, núm. 2, pp. 45-66.
- y S. Ruggles (2002), "The Census in Global Perspective and the Coming Microdata Revolution", en J. Carling (coord.), *Nordic Demography: Trends and Differentials*, *Scandinavian Population Studies*, vol. 13, Oslo, Unipub/Nordic Demographic Society, pp. 7-30.
- Mier, M., T. Rocha y C. Rabell (2003), "Inequalities in Mexican Children's Schooling", *Journal of Comparative Family Studies*, vol. 34, núm. 3, pp. 435-460.
- Oppenheimer, V. K. (1988), "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, vol. 94, núm. 3, pp. 563-591.
- Okun, B. S. (2004), "Insight into Ethnic Flux: Marriage Patterns among Jews of Mixed Ancestry in Israel", *Demography*, vol. 41, núm. 1, pp. 173-187.
- Pagnini, D. L. y S. P. Morgan (1990), "Intermarriage and Social Distance among U.S. Immigrants at the Turn of the Century", *American Sociological Review*, vol. 96, pp. 405-432.
- Parker, S. W. y C. Pederzini (1999), "Gender Differences in Education in México", en E. G. Katz y M. C. Correia, *The Economics of Gender in Mexico*, Washington, The World Bank, pp. 9-42.
- Parrado, E. A. (2002), "Gender Differences in Union Formation in México: Evidence from Marital Search Models", *Journal of Marriage and Family*, vol. 64, pp. 756-773.
- Powers, D. A. y Y. Xie (2000), *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, Londres, Academic Press.
- Qian, Z., S. L. Blair y S. D. Ruf (2001), "Asian American Interracial and Interethnic Marriages: Differences by Education and Nativity", *International Migration Review*, vol. 35, pp. 557-586.

- Qian, Z. (1998), "Changes in Assortive Mating: The Impact of Age and Education", *Demography*, vol. 35, núm. 3, pp. 279-292.
- Quilodrán, J. (1993), "Cambios y permanencias de la nupcialidad en México", *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 55, núm. 1, pp. 17-40.
- Sobek, M., S. Ruggles, R. McCaa *et al.* (2002), *Integrated Public Use Microdata Series-International: Preliminary Version 1.0*, Minneapolis, Minnesota Population Center, University of Minnesota.
- Solís, P. (2003), "Homogamia en Monterrey: cambios y continuidades después de 35 años", *VII Reunión de Investigación Demográfica en México*, Guadalajara, diciembre.
- Smits, J. (2003), "Social Closure among the Higher Educated: Trends in Educational Homogamy in 55 Countries", *Social Science Research*, vol. 32, pp. 251-277.