

Edad de entrada en unión y expansión educativa en América Latina, 1970-2000

Luis López Ruiz¹
Jeroen Spijker²
Albert Esteve³

Resumen

Entre las características más sobresalientes de los regímenes de nupcialidad latinoamericanos se encuentra la estabilidad del calendario a la unión pese a los cambios ocurridos durante las últimas décadas relacionados con la expansión educativa y el aumento de la participación femenina en los mercados laborales. En esta investigación se utilizan microdatos censales de ocho países latinoamericanos durante el periodo 1970-2000 para examinar los mecanismos mediante los cuales la expansión educativa no ha afectado los indicadores agregados de entrada en unión. El análisis de regresión logística muestra que esta estabilidad es el resultado de comportamientos diferenciales y compensatorios entre los distintos grupos educativos. El retraso esperado por la expansión educativa fue contrarrestado por un rejuvenecimiento de la entrada en unión de los grupos con menos años de escolarización (principalmente a través de la cohabitación); mientras que los grupos con más años de escolarización no mostraron cambios (mujeres), o retrasaron su calendario (hombres).

Palabras clave: nupcialidad, cohabitación, América Latina, educación.

Abstract

Age at First Union and Educational Expansion in Latin America, 1970-2000

One of the most salient features of Latin American marriage regimes lies in the stability in the age at union formation over time, despite changes that have taken place regarding educational expansion and the incorporation of women into the labor force. We use recently harmonized international census microdata for eight Latin American countries from the 1970s and the 2000s to examine the mechanisms by which educational expansion did not have an influence on aggregated indicators of timing of union formation. Results from logistic regression analysis show that this apparent stability was produced by contrasting shifts that occurred in different educational groups. In most countries, the postponement effect that the educational expansion was expected to carry out was offset by earlier union formation (mostly through non-marital cohabitation) among the least (and formally largest) educational groups, while individuals with some tertiary education have shown no change (women) or delayed (men) union formation.

Key words: nuptiality, cohabitation, Latin America, education.

-
- 1 Centre d'Estudis Demogràfics (CED). Universitat Autònoma de Barcelona, lalopez@ced.uab.es
 - 2 Centre d'Estudis Demogràfics (CED). Universitat Autònoma de Barcelona, jspijker@ced.uab.es
 - 3 Centre d'Estudis Demogràfics (CED). Universitat Autònoma de Barcelona, aesteve@ced.uab.es

Introducción

La estabilidad en la edad de entrada a la primera unión constituye uno de los aspectos más representativos de los regímenes de nupcialidad latinoamericanos. Diversos estudios apoyan la existencia de este patrón durante la segunda mitad del siglo XX (Weinberger *et al.*, 1989; United Nations, 1990; Singh y Samara, 1996; García y Rojas, 2002; Heaton *et al.*, 2002; Westoff, 2003; Fussell y Palloni, 2004; Mensch *et al.*, 2005). Paradójicamente, esta estabilidad ocurre en un contexto de intensos cambios sociodemográficos. Durante el período comprendido entre 1970 y 2000, las tasas globales de fecundidad pasaron de 5,1 a 2,7 hijos por mujer (CELADE, 2001) y el porcentaje de población urbana creció de 56,5 a 75,8% (CELADE, 2005). En los mercados laborales, las tasas refinadas de actividad femenina pasaron de 28 a 37,1% entre 1980 y 2000 (CELADE, 1999). Asimismo, a partir de los años setenta, América Latina ha experimentado enormes progresos asociados a la universalización de la educación básica. Por ejemplo, para 1970 el porcentaje de personas que tenían 12 o más años de escolaridad era de 9,7%, 19,2% y 15% en Brasil, Colombia y México respectivamente. En 2000, estos mismos valores alcanzaban 34,2%, 47,4% y 54,9% (tabla 2). Los efectos de esta expansión educativa han sido observados especialmente en el caso de las mujeres. De hecho, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) ha sostenido durante los últimos años el argumento de que «hoy en la región prácticamente no se registran desigualdades de acceso entre hombres y mujeres» (CEPAL, 2002: 93).

La explicación de este patrón de estabilidad en un contexto de intensos cambios constituye un enorme reto para los demógrafos de la región. La experiencia latinoamericana contrasta notablemente con la de los países europeos y norteamericanos, donde se considera que estos factores de modernización social (tanto en la esfera pública como privada), han influido sobre los patrones de entrada en unión, especialmente a partir de los años setenta. Los intentos de explicación referidos a la experiencia latinoamericana han sido escasos. Mientras que algunos autores sugieren que esta estabilidad podría asociarse con mayores niveles de control familiar (Singh y Samara, 1996), o el valor que los latinoamericanos confieren a la tradición y a las redes de apoyo familiar (Fussell y Palloni, 2004); otros plantean que la estabilidad en la edad de ingreso en primera unión se produce a partir de ciertos efectos de composición estructural, relacionados con comportamientos diferenciales de nupcialidad entre los distintos estratos sociales (Cerrutti y Binstock, 2009).

En el ámbito regional, pocos trabajos han estudiado la relación entre la educación y la formación de la pareja a través del tiempo. Aunque los mecanismos causales que se encuentran detrás de la educación y la entrada en unión pueden estudiarse con mayor detalle a través de encuestas, usualmente este tipo de fuente carece de la perspectiva histórica necesaria para comprobar diversas relaciones en lo macroestructural. La presente investigación se beneficia de la creciente disponibilidad de microdatos censales para analizar los mecanismos que han propiciado la coexistencia entre la estabilidad del calendario nupcial y el intenso proceso de expansión educativa acontecido entre 1970 y 2000. Asimismo, se analiza de qué manera esta situación se relaciona con el aumento de la cohabitación no marital, el crecimiento de la maternidad/paternidad soltera y el declive de los matrimonios formales para el mismo período. Así, en primer lugar, se estudia la asociación entre los años de escolaridad y el calendario de primeras uniones. En segundo lugar, se examina si esta relación ha cambiado con el tiempo y si estas tendencias en el tiempo son similares en todos los grupos educativos. Finalmente, se investiga la interacción entre el tiempo, los años de escolaridad y el tipo de unión.

La educación y el calendario nupcial

La literatura demográfica contemporánea subraya el papel de la educación como uno de los principales factores de cambio y modernización asociados con los comportamientos reproductivos. En términos generales, la escuela, como institución social, brinda los conocimientos necesarios para relacionarnos con el entorno social, otorga las credenciales para acceder a puestos laborales, expande las redes sociales y posibilita diversos procesos de socialización sobre la base de valores modernos (Castro y Juárez, 1995; Jejeebhoy, 1996).

En el caso específico de la nupcialidad, diversos estudios realizados en el contexto de los países en desarrollo muestran que la educación tiende a retrasar el calendario de entrada en unión, sobre todo durante la adolescencia (United Nations, 1990; Jejeebhoy, 1996; Singh y Samara, 1996; Heaton *et al.*, 2002; Westoff, 2003; Mensch *et al.*, 2005). El efecto de la educación sobre la edad de entrada en unión opera a través de diversos mecanismos, entre los cuales destacan: aumentos en los niveles de autonomía personal, la adquisición de nuevos conocimientos, la transformación de actitudes y valores tradicionales, la disponibilidad de oportunidades distintas al matrimonio, así como también efectos sobre la elegibilidad al interior de los mercados matrimoniales.

En primer lugar, el tiempo de permanencia en el sistema educativo tiende a disminuir las probabilidades de unión a edades tempranas. Por ejemplo, en la mayoría de los países latinoamericanos, se requieren en promedio 11 años para finalizar la educación secundaria, y 16 para alcanzar un título universitario. Por lo general, durante este período, los jóvenes carecen del capital financiero necesario para formar un hogar (Dixon, 1978). Asimismo, la educación y el empleo constituyen alternativas al matrimonio en la mayoría de los países. Cuando estas alternativas son más atractivas que la opción de casarse, es probable que las mujeres retrasen su entrada al matrimonio y la maternidad (Chowdhury y Trovato, 1994).

Por otra parte, al aumentar los niveles de escolaridad, las personas adquieren mayor control y autonomía sobre sus decisiones reproductivas, incluyendo aquellas relacionadas con la elección de pareja. La participación en el sistema educativo formal promueve una mayor exposición a sistemas de valores e ideas distintas a aquellas tradicionales asociadas con los matrimonios y la fecundidad temprana. La educación influye sobre la autopercepción individual, así como la forma en que ellas son percibidas por el resto de la sociedad. Por ejemplo, a diferencia de lo que acontece en las sociedades tradicionales, donde el estatus femenino se encuentra estrechamente vinculado con el matrimonio y la maternidad tempranas (Caldwell *et al.*, 1983; Westoff, 1986; Oppenheim, 1987), en las sociedades modernas el estatus de hombres y mujeres se encuentra cada vez más determinado por su nivel educativo. Asimismo, a través de la educación las personas adquieren un mayor conocimiento acerca de su cuerpo y de los métodos de planificación familiar (en aquellos lugares donde se encuentren disponibles). Un conocimiento y uso adecuado de estos métodos disminuye en gran medida los embarazos no deseados, que suelen asociarse con patrones de nupcialidad precoces (Heaton *et al.*, 2002). Consecuentemente, los matrimonios tempranos y arreglados tienden a disminuir en estos contextos (Jejeebhoy, 1996).

Otro de los aspectos a considerar se relaciona con la dinámica de los mercados matrimoniales. Asimismo, la educación formal tiende a restringir el ámbito de candidatos potenciales dado que las personas generan expectativas de unirse con alguien de un nivel educativo igual o superior al propio, expandiendo el tiempo que debe invertirse en el proceso de búsqueda de un candidato adecuado, especialmente en el caso de las mujeres (Oppenheimer, 1988).

El vínculo entre la educación y el calendario nupcial no es mecánico, sino que más bien varía en función de los distintos contextos socioculturales. El grado de autonomía femenina se encuentra fuer-

temente condicionado por los niveles de estratificación de género que caracterizan su entorno (Oppenheimer, 1987; Caldwell y Caldwell, 1992). Por ejemplo, autores como Jejeebhoy (1996) argumentan que en las sociedades fuertemente patriarcales, las mujeres tienen menos posibilidades de tomar sus propias decisiones y, consecuentemente, se necesitan mayores niveles educativos para superar las barreras impuestas (Jejeebhoy, 1996).

Patrones comunes y tendencias recientes de los regímenes de nupcialidad latinoamericanos

Los principales rasgos de los regímenes de nupcialidad latinoamericanos han sido bien documentados por un significativo grupo de investigaciones, principalmente a partir de la década de los noventa (Camisa, 1977; United Nations, 1990; Zavala de Cosío, 1995; Rosero-Bixby, 1996; De Vos, 1998; Quilodrán, 2000; United Nations, 2000; Castro, 2001; García y Rojas, 2002; Fussell y Palloni, 2004; Rodríguez, 2005). En términos generales, los hallazgos centrales de estos trabajos pueden resumirse de la siguiente forma: 1) la edad media al momento de la unión se sitúa en un nivel intermedio entre las observadas en los países desarrollados y los de Asia y África; 2) esta variable ha mostrado relativa estabilidad a través del tiempo; 3) los patrones de nupcialidad no han ejercido un efecto significativo sobre las tasas de fecundidad marital; y 4) existe un sistema dual de nupcialidad basado en la coexistencia de matrimonios y uniones consensuales.

A pesar de la existencia de estos rasgos comunes, existen importantes variaciones internas. Esta diversidad ha motivado la agrupación de los países de la zona en subregiones, ya sea en función de la edad de entrada en unión, o sobre la base del porcentaje de uniones consensuales. Tradicionalmente, los estudios realizados durante las décadas de los años setenta, ochenta y noventa, suelen identificar tres subregiones (Camisa, 1977; United Nations, 1990; Zavala de Cosío, 1995; Quilodrán, 2003):

- a. Los países de nupcialidad temprana, entre 18 y 19 años de edad promedio a la primera unión. Aquí se suele incluir básicamente a los países centroamericanos y caribeños (por ejemplo, El Salvador, Guatemala, Honduras, Cuba y República Dominicana). Este grupo se caracteriza por una alta presencia de uniones consensuales, con valores que sobrepasan el 50%.

- b. Los países de nupcialidad intermedia, entre 20 y 21 años. Se incluye aquí algunos países de América del Sur (Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Venezuela) y el altiplano mexicano, los cuales tienen una nupcialidad menos temprana que el grupo anterior. Asimismo, dentro de este grupo también se incluyen Costa Rica y Panamá, que se distinguen de los otros países centroamericanos al haber adoptado un patrón de uniones menos precoz, lo cual podría asociarse con niveles más elevados de escolaridad femenina (Zavala de Cosío, 1995). Aquí, el porcentaje de uniones consensuales oscila entre el 20 y el 50%.
- c. Los países de nupcialidad tardía, entre 22 y 23 años de edad promedio a la unión: Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Por regla general, este grupo de países se asocia con poblaciones que recibieron cantidades importantes de inmigrantes europeos a principios del siglo XX. En comparación con el resto de países latinoamericanos, se observan altos niveles de escolaridad y, en las grandes ciudades, la nupcialidad es mucho más tardía que en los dos grupos anteriores. Los porcentajes de uniones consensuales dentro de este grupo suelen ser menores al 20%.

Junto a la estabilidad del calendario de entrada en unión, el otro hecho que ha llamado la atención de los investigadores corresponde al tema de las uniones consensuales y su evolución. A diferencia de lo que sucede en los países desarrollados, donde este fenómeno forma parte de los cambios asociados a lo que se denomina «segunda transición demográfica» (Van de Kaa, 1988); en América Latina la cohabitación ha existido desde tiempos coloniales, asociada sobre todo a las zonas rurales y a estratos urbanos empobrecidos (De Vos, 1998; Quilodrán, 1999; García y Rojas, 2002). En relación con su evolución durante las últimas décadas, los datos más recientes (Castro y Martín, 2008) indican que este tipo de unión se está expandiendo en los países que anteriormente mostraban los niveles más bajos, al mismo tiempo que se ha mantenido o aumentado levemente en los países que ya de por sí tenían altos niveles. Por otra parte, la evidencia sugiere que este tipo de unión se está difundiendo en todos los estratos sociales, y que su aumento relativo ha sido mayor en los grupos más escolarizados (Quilodrán, 2000; Castro, 2002; Rodríguez, 2005).

No existe un significado unívoco detrás de este proceso de expansión. A la hora de interpretar este fenómeno, la mayoría de los investigadores (por ejemplo, De Vos, 1998; Castro, 2002; García, 2004; Rodríguez, 2005) concuerda en que existe tanto una intensificación del patrón tradicional predominante (asociado con los grupos menos escolarizados y de más bajos recursos), como el surgimiento de un

tipo de unión más moderno y próximo en significado al que suele encontrarse en los países más desarrollados, como parte de los procesos que rodean la segunda transición demográfica.

El vínculo entre la educación y el calendario nupcial

En la región latinoamericana, al igual que sucede en el resto de los países en desarrollo, la variable educativa ejerce una fuerte influencia sobre la edad de entrada en primera unión. Por ejemplo, cálculos realizados con base en las encuestas de fecundidad (WFS) de finales de los años setenta por parte de Naciones Unidas, revelan que las mujeres con siete o más años de escolaridad se unen más tarde en comparación con las mujeres sin educación formal. Las diferencias entre los valores de la edad promedio a la unión fluctuaban desde un año en Haití, hasta cinco años en Colombia entre el grupo de mujeres con mayor y menor escolaridad. En diez países existían diferencias de cuatro años (United Nations, 1990). Asimismo, datos provenientes de las encuestas de demografía y salud (DHS) indican que, para las generaciones nacidas entre 1940-1970, las diferencias en la edad de entrada en unión rondan en promedio los cinco años, entre las personas sin escolaridad y aquellas con nueve años y más (Heaton *et al.*, 2002).

Sin embargo, al analizar la relación entre el nivel educativo y la edad promedio de entrada en unión (SMAM) entre 1970 y 2000, estos mismos estudios no reportan cambios a lo largo del tiempo. La evidencia generada a partir de los datos censales, las encuestas de fecundidad (WFS) y las encuestas de demografía y salud (DHS), confirman este hecho (Weinberger *et al.*, 1989; United Nations, 1990; Singh y Samara, 1996; García y Rojas, 2002; Heaton *et al.*, 2002; Westoff, 2003; Fussell y Palloni, 2004; Mensch *et al.*, 2005).

Se ha avanzado poco en la explicación de este patrón de estabilidad de la nupcialidad. Para Fussell y Palloni (2004), la respuesta proviene de lo que se denomina como el *familismo* imperante en los países de la región, cuyo elemento clave reside en las redes de apoyo familiar. Estas redes no solo contribuyen a la creación de riqueza, sino que también amortiguan los efectos negativos generados a partir de la inestabilidad social y económica. De esta forma, el valor que las personas confieren a los lazos familiares, como mecanismo de subsistencia, explicaría la estabilidad de este patrón de formación familiar. Por su parte, Singh y Samara (1996) sugieren que este tipo de conducta se asociaría, al menos parcialmente, a contextos sociales donde la familia mantiene un fuerte control sobre las decisiones

reproductivas. Finalmente, para Cerrutti y Binstock (2009), detrás de este fenómeno se esconden importantes variaciones internas. Así, la pretendida estabilidad se estaría generando a partir de cambios en los comportamientos de los sectores medios y altos, combinados con la tendencia tradicional hacia las uniones tempranas características de los estratos sociales más bajos.

Metodología

Los datos utilizados en esta investigación proceden de muestras de microdatos censales de las rondas correspondientes a 1970 y 2000 para los siguientes países: Argentina (1970, 2001), Brasil (1970, 2000), Chile (1970, 2002), Colombia (1973, 2005), Costa Rica (1973, 2000), Ecuador (1974, 2001), México (1970, 2000) y Panamá (1970, 2000). Se trata de muestras armonizadas por el proyecto IPUMS internacional (Minnesota Population Center, 2011) puestas a disposición de la comunidad científica a través de su página web.⁴ En la elección de estos países se consideraron aspectos tales como la comparabilidad de la información relacionada con el tipo de unión y el nivel educativo; así como también la existencia de microdatos para las rondas de 1970 y 2000. Este período supone la consideración de dos contextos distintos. El primero es el de inicios de la década de los setenta, caracterizado por la preeminencia del modelo de proveedor masculino del hogar, altas tasas de fecundidad, menores niveles de institucionalización de la cohabitación, y amplias brechas de género asociadas con los mercados laborales y en el sistema educativo (sobre todo a nivel superior). El segundo es el de inicios de 2000, caracterizado por el debilitamiento del modelo de proveedor masculino del hogar, una significativa reducción de las brechas de género asociadas con la participación femenina en los mercados laborales y el sistema educativo formal; la finalización de los procesos de transición demográfica en muchos países de la región, así como un incremento y mayor aceptación de las uniones consensuales. Dado que el interés aquí radica en los patrones de formación de las uniones, se seleccionaron únicamente a las personas que tenían entre 15 y 50 años de edad en el momento del censo. La tabla 1 proporciona una descripción básica de los datos.

4 Disponible en: <<http://international.ipums.org/international/>>

Determinación del estado de soltería

Una restricción asociada al uso de datos censales para estudiar la nupcialidad se refiere a la definición del estado civil de las personas. Tradicionalmente, los censos proveen información sobre la base de cinco categorías: solteros, casados, separados, divorciados y viudos. Bajo la premisa de que el paso de la soltería al estado de unión es un proceso irreversible, hemos seleccionado las personas que nunca han formado parte de una unión para construir la categoría «nunca unidos». De esta forma, aquellos que han experimentado una separación marital, un divorcio o la pérdida de su pareja, se excluyen de esta categoría.⁵

Asimismo, debe tomarse en cuenta que una parte de la población que declara estar soltera, en realidad podría pertenecer a otro tipo de unión. En el caso latinoamericano, muchas personas ingresan a la vida en pareja a través de las uniones consensuales, sin llegar nunca a formalizar su vínculo conyugal por la vía legal. Debido a esta particular condición de dualidad de los regímenes de nupcialidad latinoamericanos, las personas que se encuentran en unión consensual deben excluirse al momento de construir nuestra categoría de «nunca unidos». Las muestras censales utilizadas en este estudio incluyen a las «uniones consensuales» como una variable específica, y también como una categoría específica dentro de la variable «casado o en unión».

Asimismo, otro de los problemas asociados al uso de censos para el estudio de las uniones consensuales, reside en que la disolución de este tipo de unión específica no queda registrada. Dado que los censos no contienen datos acerca de la historia marital, no existe forma de saber si aquellos que provienen de una unión consensual extinta, ya sea por muerte o separación de su pareja, se declaran solteros. Por este motivo, adicionalmente a las categorías tradicionales de «casado» y «unión consensual», hemos construido para ambos sexos una tercera categoría denominada «*solteros sin hijos*»; con la intención de obtener un mejor acercamiento a aquellas personas que nunca han pertenecido a una unión, ya sea legal o consensual. Este criterio de diferenciación tiende a ser más efectivo para el caso de las mujeres (Esteve *et al.*, 2011).

El supuesto explícito detrás de esta nueva categoría consiste en considerar que aquellas personas que alguna vez han tenido hijos,

5 En el caso de algunos países latinoamericanos, aquellos que declaran estar separados pueden (dado que no se especifica) incluir los que provienen de las uniones informales.

ya han experimentado una relación previa (aunque sea breve), con alguien del sexo opuesto⁶ (Esteve y López-Ruiz, 2010). Esta situación puede conducir a clasificar erróneamente a las personas cuyos hijos nacieron de relaciones sexuales extramatrimoniales que no guardan ningún parecido funcional con las uniones conyugales, especialmente entre los grupos más jóvenes. Sin embargo, consideramos que los beneficios potenciales de aplicar esta metodología sobrepasan la magnitud del sesgo en que se incurre. En términos de las variables utilizadas para construir esta nueva categoría, se decidió descartar la pregunta acerca de los «hijos que alguna vez ha tenido», dado que no se aplica a los hombres. En su lugar, se seleccionó la variable que establece el número de hijos propios que residen en el mismo hogar. Las proporciones de acuerdo a los distintos estados de unión se presentan en la tabla 1. De esta forma, se construyeron dos tipos de variables: una dicotómica que distingue entre las personas que alguna vez han estado en unión de los que nunca lo han estado; y una variable poltómica que diferencia entre distintos tipos de unión (nunca unidos, alguna vez unidos, unión consensual, padres solteros).

6 En este estudio hemos considerado exclusivamente las uniones heterosexuales.

Tabla 1. Características de la muestra y descripción de las principales variables

	Densidad muestral	N Casos Seleccionados	% de la muestra	Estado civil (%)					Escolaridad (%)				
				Soltero	Casado	Cobabitante	Padres Solteros	Ninguno	1 a 5	6 a 8	9 a 12	13 +	
Argentina	1970	231.303	96,0	37,9	54,9	6,0	1,2	5,3	30,6	39,6	18,4	6,2	
	1980	1.285.474	99,9	36,2	52,0	9,8	2,0	6,3	26,4	38,0	20,7	8,5	
	1991	2.076.149	99,2	35,0	50,9	12,6	1,5	2,1	12,2	37,8	29,1	18,7	
	2001	1.820.677	100,0	39,0	41,0	17,0	3,0	2,2	7,1	32,1	39,0	19,7	
Brasil	1970	2.391.726	99,6	41,1	54,3	3,9	0,6	34,6	51,0	7,5	5,5	1,4	
	1980	2.889.690	97,1	38,6	53,2	7,3	0,8	23,0	47,1	14,8	11,1	4,1	
	1991	4.336.772	98,8	36,9	50,2	11,4	1,5	15,6	44,1	18,5	16,2	5,6	
	2000	5.471.980	98,9	37,0	41,7	17,9	3,4	8,0	37,7	22,4	25,5	6,5	
Chile	1970	422.927	99,4	41,5	53,7	2,5	2,3	6,8	34,0	33,7	21,5	4,0	
	1982	599.690	100,0	42,4	51,6	3,4	2,5	3,9	20,9	29,2	37,8	8,2	
	1992	725.136	100,0	36,4	53,8	6,1	3,7	2,1	13,2	27,5	44,0	13,2	
	2002	831.192	100,0	37,2	47,4	10,2	5,2	2,0	7,5	17,6	47,1	25,8	
Colombia	1973	889.369	96,4	43,5	43,9	9,5	3,1	18,5	55,2	14,0	10,1	2,3	
	1985	1.362.452	97,3	41,7	40,4	15,6	2,3	8,9	46,0	18,2	21,0	5,9	
	1993	1.682.220	97,6	37,2	35,7	24,4	2,6	6,7	40,1	19,0	34,1		
	2005	1.978.718	96,3	36,7	27,1	31,6	4,6	7,6	36,6	14,5	30,4	10,9	
Costa Rica	1973	86.207	100,0	42,7	46,0	8,6	2,6	9,3	38,9	33,8	12,9	5,0	
	1984	125.304	100,0	39,6	46,5	10,2	3,6	5,2	22,2	40,2	24,2	8,3	
	2000	208.125	100,0	35,9	44,4	16,3	3,4	3,2	14,1	42,4	26,1	14,2	
Ecuador	1974	297.035	96,1	40,1	44,8	13,3	1,8	21,6	34,9	28,5	11,7	3,3	
	1982	340.016	89,6	37,4	44,3	16,1	2,2	13,8	24,7	34,3	19,1	8,1	
	1990	454.910	93,3	37,4	44,0	16,4	2,2	8,4	16,9	33,6	27,7	13,4	
	2001	561.224	88,9	35,2	41,7	20,8	2,4	6,5	15,6	30,3	30,3	17,2	
México	1970	215.640	100,0	36,0	53,8	9,6	0,6	27,8	40,3	22,1	7,0	2,8	
	1990	4.045.206	98,1	38,0	52,4	8,7	0,9	10,8	20,6	28,9	31,5	8,2	
	2000	5.016.901	97,4	34,8	50,9	12,9	1,4	6,7	18,7	27,9	36,4	10,3	
Panamá	1970	68.196	99,4	36,2	32,1	30,5	1,0	15,9	30,4	33,5	16,0	4,2	
	1980	93.746	98,1	37,9	32,1	28,4	1,6	9,8	19,1	34,7	27,5	8,9	
	1990	120.393	98,7	37,8	32,5	27,9	1,8	5,8	13,1	32,2	32,4	16,4	
	2000	149.559	99,2	35,6	31,0	31,6	1,8	4,6	8,9	29,0	37,1	20,4	

Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-Internacional (Minnesota Population Center, 2011).

Indicadores transversales del calendario nupcial

A diferencia de las encuestas retrospectivas o los datos de panel, los censos no proporcionan información acerca de la biografía marital de las personas. Los datos refieren únicamente a las características de los hogares y los individuos al momento del censo. En términos de los estudios de nupcialidad, esto significa que no disponemos de información acerca de las características que poseían las personas cuando se unieron, incluyendo su edad, nivel educativo, relaciones anteriores y tipo de unión (matrimonio o unión consensual). Por otra parte, como es práctica tradicional en los estudios que utilizan datos transversales, asumimos la existencia de cierta continuidad en los patrones de conducta agregados de los grupos de edad en distintos momentos censales. Aunque esto no quiere decir que podamos hacer suposiciones acerca de cambios específicos en el comportamiento marital de las cohortes, especialmente en períodos caracterizados por intensas transformaciones demográficas.

De esta forma, el estudio del calendario nupcial a partir de la información censal implica la utilización de medidas indirectas. En este sentido, el indicador más utilizado para calcular la edad de entrada en primera unión es la edad media al matrimonio (conocido en inglés como «Singulate Median Age of Marriage»: SMAM); una medida sintética de nupcialidad propuesta por Hajnal (1953), y que se obtiene a partir del cómputo de las proporciones de soltería en cada grupo de edad. En este estudio, la SMAM se calculó utilizando edades simples, y bajo el supuesto de que ninguna unión ocurriría antes de los 15 años.⁷ La fórmula utilizada se formaliza en los siguientes términos.⁸

$$SMAM = \frac{15 + (\sum_{x=15}^{50} S_x) + (30S_{50})}{1 - S_{50}}$$

En donde S_x representa la proporción de personas que nunca ha estado en unión a la edad x .

-
- 7 Consideramos oportuno la utilización de este indicador para América Latina por el tipo de datos que disponemos y la estabilidad de las proporciones de nunca unidos en el tiempo. Los autores son conscientes de las limitaciones del SMAM como medida de la edad de entrada a la primera unión cuando se utilizan cohortes con calendarios nupciales distintos. En este caso, la cohorte sintética que se crea de un corte transversal sería muy poco informativa de la edad de entrada a la unión de las cohortes representadas.
- 8 Dado que en algunos casos existe una mala declaración de edad, especialmente en las edades terminadas en cero; la proporción de solteros a los 50 años (que ejercen una fuerte influencia en la estimación del SMAM) se estimó como el promedio del grupo de edad 48-52 años.

De hecho, el procedimiento puede considerarse como un medio de calcular el número promedio de años vividos en soltería por aquellas personas por debajo de los 50 años. Los resultados para los países incluidos en este trabajo pueden apreciarse en la tabla 2, y confirman los hallazgos de otros estudios (United Nations, 1990; Singh y Samara, 1996; Heaton *et al.*, 2002; Fussell y Palloni, 2004; Mensch *et al.*, 2005), en el sentido de la ausencia de cambios significativos en el calendario de entrada en primera unión (excepto para el caso de los hombres chilenos entre 1990 y 2000). La diferencia entre los censos más recientes y los más antiguos no sobrepasa los 0,5 años para los hombres argentinos, brasileños, colombianos y ecuatorianos; y para las mujeres chilenas, colombianas, costarricenses y ecuatorianas.

Tabla 2. Edad media de entrada en unión (SMAM) y porcentaje de la población de 20-29 años con más de 12 años de escolaridad, por sexo, país y ronda censal

	<i>SMAM</i> (en años)				% 20-29 años de edad con 12 o más años de escolaridad			
	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000
<i>Hombres</i>								
Argentina	26,40	25,30	25,80	26,90	30,30	33,10	52,50	61,70
Brasil	26,10	25,50	25,90	26,30	9,70	19,70	24,80	34,20
Chile	25,50	25,70	25,70	27,60	31,20	56,60	63,80	79,40
Colombia	26,10	26,10	25,90	26,30	19,20	35,00	37,60	47,40
Costa Rica	24,90	25,10		26,00	22,90	38,60		41,20
Ecuador	24,90	24,90	25,10	24,70	19,80	35,20	49,80	50,30
México	24,10	24,50		25,10	15,00	52,00		54,90
Panamá	24,90	25,00	25,50	25,70	24,20	42,80	52,50	58,40
<i>Mujeres</i>								
Argentina	22,60	22,10	22,40	23,20	30,80	37,00	57,40	69,10
Brasil	22,90	22,50	22,30	22,20	9,70	21,80	30,30	42,60
Chile	22,60	22,60	22,00	22,80	31,20	57,30	65,70	81,60
Colombia	21,80	22,10	21,80	21,40	16,00	36,90	41,30	54,20
Costa Rica	20,90	21,10		21,30	21,80	42,10		45,10
Ecuador	20,80	21,00	21,70	20,70	19,00	34,70	49,60	53,30
México	21,20	22,20		22,40	9,50	47,00		52,70
Panamá	19,90	20,60	21,00	21,00	25,10	46,30	59,50	64,10

Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

Variables independientes

La variable independiente más importante en este trabajo es la educación. Para su construcción, se agruparon los años de escolaridad (variable YRSCHL de IPUMS) en cinco categorías: «Ninguno», «1-5 años», «6-8 años», «9-12 años» y «13 años y más» de educación. Esta clasificación toma como referencia la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación, desarrollada por la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO, 2006), que organiza el sistema educativo en cuatro grandes etapas: seis años de primaria, tres de secundaria inferior, tres de secundaria superior y universidad.

En la tabla 1 se presenta una descripción de las muestras en función del estatus marital y los años de escolarización. En términos generales, se aprecia una clara disminución en la proporción de personas sin educación formal, así como también entre aquellos que no completaron la escuela primaria o algún nivel de escolaridad básico. Asimismo, en la mayoría de países, la proporción de personas con primaria completa (1 a 5 años) o con un nivel de secundaria básica (6 a 8 años) permaneció constante a lo largo del período. Por otra parte, el porcentaje de personas con nivel de secundaria completa (9-12 años) o universitario se incrementó notablemente. A nivel de países, en la tabla 2 se aprecia que para el año 2000 los niveles más altos de escolaridad se encuentran en Chile, donde el 79,4% de las personas entre 20-29 años poseen 9 años o más de educación; mientras que los niveles más bajos se observan en Brasil (34,2%).

En el análisis también se incluyen algunas variables de control, tales como: a) «edad» (entre 15 y 50 años), con el objetivo de verificar algunos patrones de cambio en función de la edad de las personas; b) «tiempo» (tomada como el número de años transcurridos entre el censo de 1970 y 2000: $1970 = 0$), para comprobar si efectivamente los patrones de nupcialidad latinoamericanos se han mantenido estables durante las últimas tres décadas del siglo XX, y c) «país» (variable de efecto fijo). Finalmente, los análisis se realizaron en forma separada para hombres y mujeres.

El método de la regresión logística se utiliza como una forma de estandarizar y simplificar la presentación de resultados. Se aplicaron dos tipos de modelos. En un primer momento, se estimaron modelos de regresión logística binomial para evaluar los efectos de las variables anteriormente mencionadas sobre las propensiones a estar en unión. Posteriormente, se diseñaron modelos de regresión logística multinomial para analizar la interacción entre el tiempo y la edu-

cación sobre las probabilidades de estar casada, unida, o de ser un padre/madre soltera. En ambos casos, se incluye el país como una variable de efectos fijos.⁹

Resultados

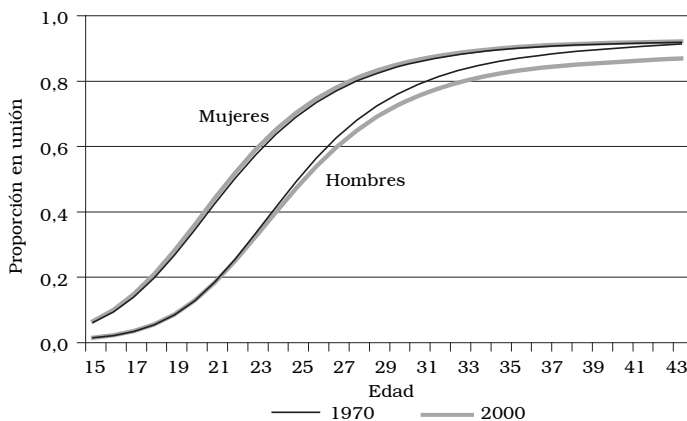
En la tabla A1 del anexo pueden apreciarse los resultados de los modelos de regresión. El modelo 1 (M1) predice la probabilidad de encontrarse en unión, en función de la edad,¹⁰ el tiempo y el país. El tiempo se introduce como una variable continua, tomando el año 1970 como la categoría de referencia (1970 = 0). La variable «tiempo» refleja el cambio en las probabilidades de estar en unión por década (M1 $\beta(\text{tiempo} \cdot 10) = 0,035$ para el caso de las mujeres). Este coeficiente no debe interpretarse independientemente de la interacción edad*tiempo, que comprueba si los cambios en el tiempo han sido de la misma magnitud en todas las edades. El gráfico 1 representa las proporciones de unidos por edad, sexo y año obtenidas a partir del modelo 1.¹¹ La proporción de alguna vez unidos aumenta con la edad. Las mujeres se unen más temprano que los hombres. La escasa diferencia entre 1970 y 2000 corrobora una vez más la estabilidad en el tiempo del calendario de entrada a la unión. Entre las mujeres, los niveles de soltería son prácticamente coincidentes pese a los 30 años que separan una de la otra. Entre los hombres, se observa una ligera disminución de los niveles de soltería a partir de la edad 20 que, como veremos más adelante, se traduce en un ligero aumento de la edad de entrada en unión.

9 También se aplicaron modelos específicos para cada país, obteniéndose resultados similares (disponibles bajo solicitud a los autores).

10 Con el propósito de captar la asociación no lineal entre la edad y el hecho de estar en unión, se introdujo la edad al cuadrado (las proporciones de entrada en unión disminuyen después de cierta edad), la edad al cubo (para evitar que la probabilidad de no haber estado nunca en una relación se incremente a edades avanzadas).

11 Los cálculos se realizan de la siguiente forma. Por ejemplo, si el tiempo = 0 (i.e. año 1970) y la edad = 20, $\beta = 20 \cdot 1,613 + 20^2 \cdot -0,037 + 20^3 \cdot 0,0003 + 0 \cdot 0,127 + 0 \cdot 20 \cdot -0,006 - 21,643 = -1,941$. La probabilidad correspondiente es $\text{Exp}(\beta) / (1 + \text{Exp}(\beta)) = 12,6\%$.

Gráfico 1. Proporción estimada de alguna vez unidos, según edad y sexo: Argentina 1970 y 2000 (con base en los resultados del modelo 1)



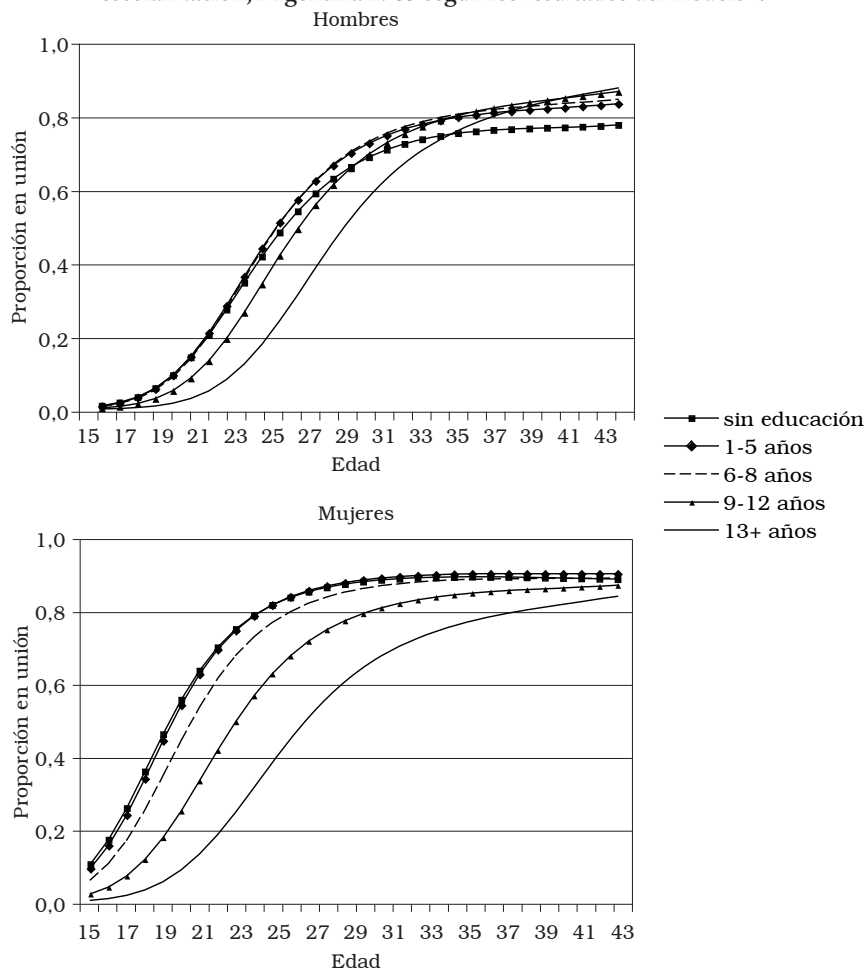
Nota: Se ha utilizado Argentina como referencia. Sin embargo, cualquier otro país o año hubiera dado la misma tendencia.

Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

El modelo 2 añade los años de educación, así como una interacción entre edad y años de educación. Añadir la educación a este modelo persigue dos objetivos: a) comprobar si existe una relación entre los años de escolarización y la propensión de haber estado alguna vez unido y b) obtener un efecto del cambio en el tiempo neto de los cambios en la composición por nivel educativo de la población. Los resultados muestran que existe una fuerte asociación negativa entre la educación y la edad de entrada en unión. Los coeficientes del modelo 2 (véase tabla A1 en anexo) muestran que la propensión a estar unido disminuye con los años de escolarización. Sin embargo, la relación entre haber estado unido y años de escolarización no es constante para todas las edades. El gráfico 2 ilustra las diferencias en la propensión de haber estado unido por nivel educativo, edad y sexo tomando como referencia el caso de Argentina en el año 1985 (por ejemplo, $M2 \beta(\text{escolaridad } 9-12) = -1,858$). Se trata de propensiones estimadas a partir de los coeficientes del modelo 2. Las diferencias entre niveles de escolarización disminuyen con la edad y, eventualmente, se revierten. Por ejemplo hasta los 19 años de edad aquellas personas sin ningún tipo de educación tenían una probabilidad más elevada de haber estado en unión; lo mismo sucede entre las personas de 20-26 años con 1-5 años de escolaridad; entre aquellos de 27-35 años con 6-12 años

de escolaridad; y entre los que tienen 41 años con 13 o más años de escolaridad. En cuanto a las mujeres, la educación retrasa la entrada más que en el caso de los hombres. Es más, aunque los niveles de alguna vez unidas por nivel de escolarización tienden a converger conforme aumenta la edad, estos no llegan a cruzarse.

Gráfico 2. Proporción estimada de alguna vez unidos por edad, sexo y nivel de escolarización, Argentina 1985 según los resultados del modelo 2



Nota: Se ha utilizado 1985 y Argentina como referencia. Sin embargo, cualquier otro país o año hubiera dado la misma tendencia.

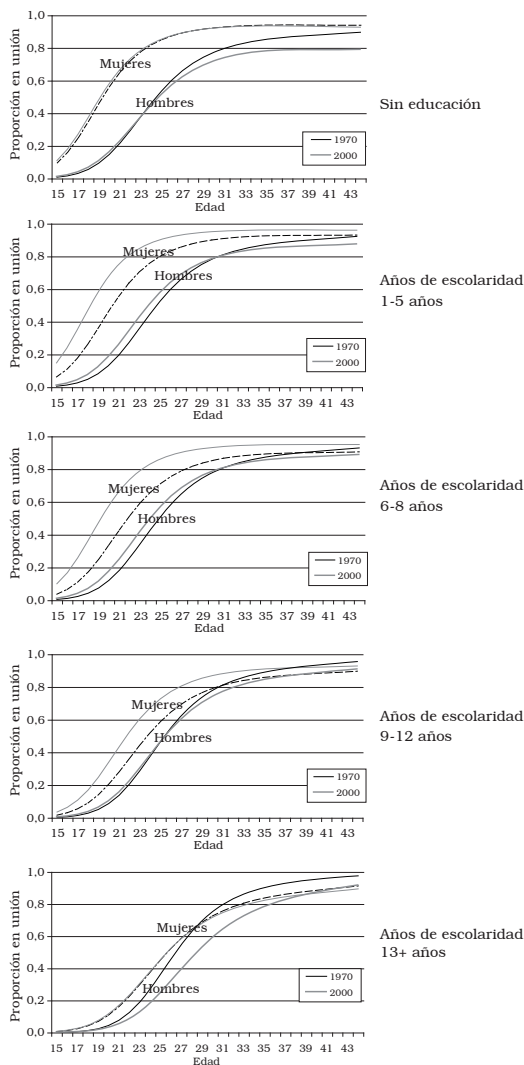
Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

En relación con el cambio en el tiempo, los resultados del modelo 2 indican que, tras controlar por la estructura educativa, el cambio en el tiempo es mayor que el observado en el modelo 1, tanto en los hombres como entre las mujeres. Como se verá más claramente en el modelo 3, esto significa que en ausencia de cambios en la estructura educativa, las diferencias entre 1970 y 2000 hubieran sido mayores a las observadas. Este resultado sugiere que ha habido un cambio en el comportamiento de los individuos por nivel educativo, el cual ha contrarrestado los efectos de la expansión educativa.

En el modelo 3 (M3), se incluye la interacción entre la educación y el tiempo, con el propósito de verificar si los grupos educativos presentan un patrón de entrada en unión similar en comparación al de las cohortes previas, es decir, si la asociación entre escolarización y formación de las uniones ha cambiado a lo largo del tiempo. Esta interacción resulta significativa en todos los casos. De esta forma, en primera instancia, el gráfico 3 muestra que la relación entre escolarización y la probabilidad de haber estado unido varía con el tiempo. En segundo lugar, que la dirección del cambio difiere en función del nivel educativo. En tercer lugar, se perciben importantes diferencias en función del sexo. Entre los hombres, especialmente aquellos con 1-5 y 6-8 años de escolaridad, se comprueba que ha aumentado la probabilidad de estar en unión; mientras que aquellos con más de 13 años de educación muestran una tendencia opuesta. En términos del calendario nupcial, un aumento de las probabilidades se traduce en un rejuvenecimiento de la entrada en unión, mientras que una disminución se interpreta como un retraso. Por otra parte, las mujeres que pertenecen a los grupos extremos de escolaridad («sin educación» y «13+ años») no muestran diferencias significativas a través del tiempo, en comparación con el resto de los grupos, que presentan una mayor propensión a entrar en unión a través del tiempo.

Finalmente, los coeficientes por país se mantienen estables entre los distintos modelos, sugiriendo que las asociaciones entre edad, tiempo, años de escolarización y el calendario de las uniones son similares en todos los países (aunque con distintos niveles).

Gráfico 3. Proporción estimada de alguna vez unidos por edad, sexo y nivel de escolarización, Argentina 1970-2000 según los resultados del modelo 3



Nota: Se ha utiliza Argentina como referencia. Sin embargo, cualquier otro país hubiera dado la misma tendencia.

Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

Predicción de los valores de cambio de la edad media de entrada en primera unión entre 1970 y 2000 por nivel educativo

Una forma de obtener una mejor visión de los cambios en el calendario de entrada en unión a través del tiempo, en función de los grupos educativos, se obtiene al estimar la edad media de entrada en primera unión (SMAM). Se trata de un indicador resumen de las proporciones que utilizamos para mostrar los cambios en el tiempo de la entrada en unión por nivel educativo. Este se calcula sobre la base de las proporciones de nunca unidos por edad y nivel educativo estimadas a partir de los coeficientes del modelo 3. La tabla 3 presenta la diferencia entre los valores de 1970 y 2000. Para el caso de los hombres en 2000, se aprecia que aquellos sin educación se unen en promedio alrededor de medio año más tarde de lo que lo hacían en 1970. Para los niveles intermedios, existe un descenso de aproximadamente de un año, mientras que para aquellos con 9-12 años de escolaridad no se observan cambios, es decir, la proporción de personas de estas edades que alguna vez han estado en unión ha permanecido constante a través del tiempo. Finalmente, para los más educados se constata un claro incremento en la edad de entrada en unión: en 2000 se unían en promedio 2,33 años más tarde de lo que lo hacían 30 años antes.

Tabla 3. Cambio en la edad media a la unión (SMAM), entre 1970 y 2000. Según años de escolaridad, sexo y país

País	Años de escolaridad					
	Ninguna (ref.)	1 a 5	6 a 8	9 a 12	13 +	Total
<i>Hombres</i>						
Argentina	-0,64	-1,05	-1,00	0,21	2,33	0,48
Brasil	-0,60	-1,03	-0,99	0,19	2,27	0,14
Chile	-0,66	-1,06	-1,01	0,22	2,36	2,11
Colombia	-0,68	-1,07	-1,02	0,24	2,39	0,25
Costa Rica	-0,61	-1,04	-1,00	0,19	2,29	1,05
Ecuador	-0,52	-0,99	-0,97	0,12	2,10	-0,25
México	-0,46	-0,96	-0,95	0,06	1,94	0,95
Panamá	-0,62	-1,04	-1,00	0,19	2,29	0,85
<i>Mujeres</i>						
Argentina	-0,40	-2,18	-2,65	-2,13	-0,04	0,64
Brasil	-0,47	-2,32	-2,82	-2,25	-0,03	-0,77
Chile	-0,41	-2,20	-2,68	-2,15	-0,04	0,11
Colombia	-0,44	-2,26	-2,75	-2,20	-0,03	-0,37
Costa Rica	-0,38	-2,13	-2,60	-2,09	-0,04	0,41
Ecuador	-0,35	-2,06	-2,52	-2,03	-0,05	-0,03
México	-0,39	-2,16	-2,63	-2,11	-0,04	1,21
Panamá	-0,31	-1,93	-2,38	-1,92	-0,06	1,15

Nota: Los valores positivos representan los incrementos producidos entre 1970-2000 en términos de años (por ejemplo, 0,48=0,48 años); mientras que los valores negativos representan las disminuciones en la edad media a la unión. Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

En el caso de las mujeres, este patrón tiende a diferir, a excepción del grupo sin educación (al igual que los hombres, se observa una disminución de alrededor de medio año). Así, se constata que los decrecimientos en la edad media a la unión fueron mayores entre las mujeres con 1-5, 6-8 y 9-12 años de escolaridad en comparación con los varones, puesto que entran en unión dos o tres años más temprano que en 1970, e incluso entre las más escolarizadas no se observan cambios.

En síntesis, luego de analizar los resultados con mayor detalle, la aparente estabilidad del indicador de entrada en primera unión a nivel agregado tendría su origen en la combinación de ciertas tendencias que se contraponen. Por un lado, se sabe que ha existido una importante expansión educativa en la región, que ha incrementado la proporción de personas con niveles de secundaria y universidad, a la vez que una disminución entre aquellos con poca o ninguna educación (tabla 2). Por otra parte, se sabe que las personas con mayor escolaridad presentan un calendario de entrada en unión más tardío que aquellas con menor educación. Si se asume que la relación entre la educación y la edad de entrada en unión no ha cambiado entre el año t_0 y el t_{30} , la edad media de entrada en unión debería haberse incrementado. Sin embargo, tal y como se observa en la tabla 3, durante las últimas tres décadas del siglo XX la edad media a la unión disminuyó en cada una de las categorías educativas (excepto para el caso de los hombres con mayor educación), lo que significa que la mayoría de los grupos educativos están entrando en unión a edades más tempranas en comparación con las cohortes anteriores. Pero debido a cambios de orden estructural (es decir en 2000 existe una mayor cantidad de personas ubicadas en los grupos educativos más escolarizados que en 1970, y que se caracterizan por valores más altos del indicador SMAM), el efecto neto ha sido que la edad media a la unión permanezca relativamente constante a lo largo del período. También podría suponerse que la relación entre la educación y la edad a la primera unión ha cambiado a través del tiempo (en tanto el valor de la educación pudo haber cambiado durante estos 30 años), aunque esta proposición es difícil de comprobar a través de microdatos censales. Los resultados mostrados en la tabla 3 también apoyan el argumento de que el efecto de la educación no es estrictamente lineal.

Diferencias del calendario de entrada en unión en función del tipo de unión

Continuando con la misma lógica, se diseñó un conjunto de modelos multinomiales con el objetivo de comprender mejor los mecanismos que rodean las diferencias en el calendario de unión de los distintos grupos educativos, tanto para hombres como para mujeres. En concreto, se examina si los patrones de entrada en unión que se derivan del modelo 3 también se observan en las otras tres categorías definidas en este estudio: alguna vez casado, en cohabitación, y padres solteros (como *proxy* de los que alguna vez han cohabitado). El modelo 4 muestra que, en términos generales, la probabilidad de estar en unión ha decrecido con el tiempo, al mismo tiempo que han aumentado tanto la cohabitación como la paternidad/maternidad en soltería.

El gráfico 4 presenta el cambio en las probabilidades de estar soltero, casado, estar cohabitando o de ser padre/madre soltera entre 1970 y 2000 (derivadas de los coeficientes de la tabla A1 en anexo). Los datos se representan en función del sexo, edad y años de escolaridad. Se ha seleccionado el caso argentino, puesto que es el que refleja el patrón más típico.¹² Como puede apreciarse en el gráfico 4a, la proporción de mujeres solteras ha disminuido durante las últimas tres décadas del siglo XX, principalmente entre los grupos con 1-5 y 6-8 años de escolaridad. El declive más pronunciado ha ocurrido a edades por debajo de los 20 años (25%). Por otro lado, en el caso de la población sin educación formal, se observa únicamente una leve disminución en las proporciones de soltería de las adolescentes (7%), mientras que entre los grupos con mayor escolaridad, se observan aumentos que llegan hasta el 4%. En el caso de los hombres (gráficos 4e - 4h), el grupo con mayor escolaridad también ha experimentado los mayores aumentos en las proporciones de soltería, en especial los individuos de entre 20 y 30 años, cuyos valores alcanzan hasta un 20%. Al contrario, se verifican reducciones en las proporciones de solteros para el caso de los tres grupos con menor escolaridad, aunque solo en edades por debajo de los 25 años. Estos resultados son

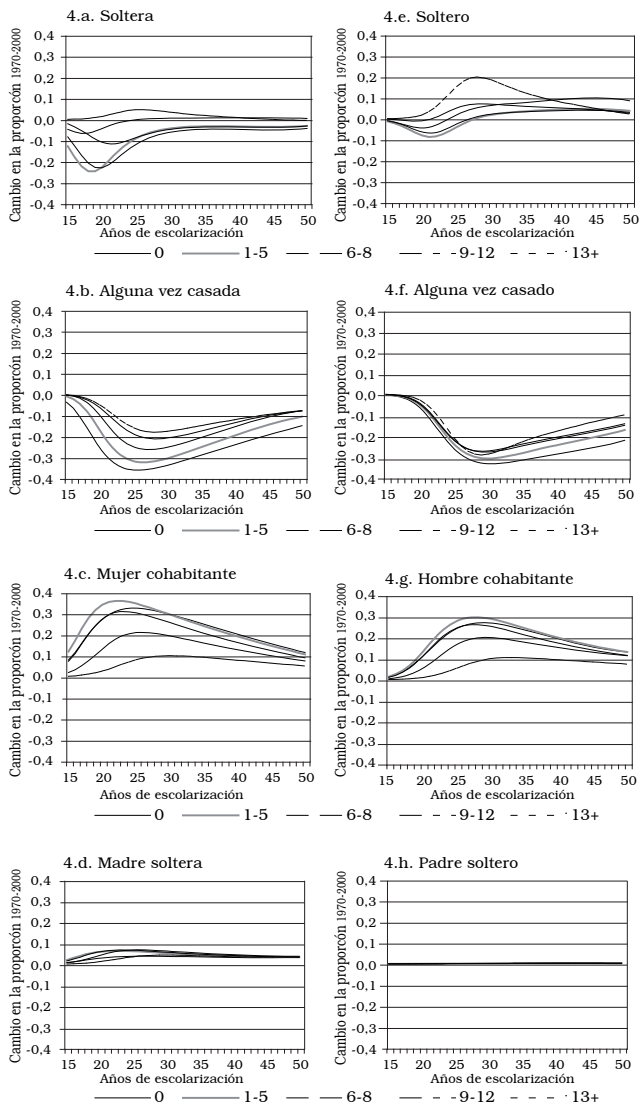
12 Los demás resultados se encuentran disponibles bajo solicitud a los autores. Hubo pocas diferencias entre países. Quizá la única excepción es el caso de Panamá. Como se aprecia en el modelo 4, para el caso de los hombres los niveles generales de soltería fueron mucho menores que en el resto de países, mientras que el de cohabitantes fue mucho mayor. En el caso de las mujeres, sucede lo mismo en relación con la cohabitación. Asimismo, el cambio absoluto a través del tiempo fue superior en las edades clave mencionadas en el texto en relación con el resto de países.

consistentes con los valores obtenidos en la tabla 3. Por ejemplo, en el grupo de mujeres con 9-12 años de escolaridad, la disminución de las proporciones de soltería femenina entre 1970 y 2000 es consistente con el adelantamiento del calendario sugerido por los valores del indicador SMAM para todas las edades.

Por otro lado, al examinar los gráficos de hombres y mujeres que alguna vez han estado casados (gráficos 4b, 4f), se constata una clara disminución de los matrimonios a lo largo del período bajo estudio, con una evidente gradiente educativa, en el sentido de que las reducciones fueron mayores para los menos escolarizados y menores para los más escolarizados. En el caso femenino, los valores pico de estas reducciones se ubican a edades más jóvenes para el grupo sin escolarización (-36% a los 25 años), en comparación con el grupo de mayor escolaridad (-18% a los 28 años). En relación con los hombres, la proporción de casados también decreció entre 1970 y 2000, siguiendo un patrón similar, aunque con diferencias algo menos pronunciadas con respecto a la educación (los valores pico fluctúan entre -27% y -33% alrededor de los 30 años).

La disminución de las proporciones de matrimonios (y en menor medida de solteros), se contraponen a un fuerte incremento de las uniones consensuales entre 1970-2000 (gráficos 4c y 4g). En este caso, también se observa una clara gradiente educativa, dado que los mayores incrementos se observan entre los menos escolarizados (particularmente entre aquellos con 1-5 años de escolaridad); mientras que los menores incrementos se presentan en el grupo con mayor escolaridad. En este sentido, ambos sexos muestran un patrón similar. Las únicas diferencias se relacionan con los valores pico de estos incrementos, los cuales son un poco más altos y se dan a edades más tempranas para las mujeres en comparación con los varones (por ejemplo, 36% a los 22 años y 30% a los 28, para aquellas entre 1-5 años de escolaridad).

Gráfico 4. Cambio en la proporción de la población según estado civil/conyugal entre 1970 y 2000, por edad, años de escolaridad y sexo (Argentina)



Nota: Los valores indican la magnitud del incremento/decremento en el cambio de las proporciones para cada edad. Por ejemplo, en el caso de las argentinas solteras, un valor de -0,2 indica que el porcentaje de solteras ha disminuido un 20% entre 1970 y 2000.

Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

Finalmente, en esta investigación también se construyó la categoría padres solteros que nunca han estado unidos, asumiendo que este grupo alguna vez ha pertenecido a algún tipo de unión. Los resultados demuestran que, entre 1970 y 2000 (gráficos 4d y 4h), la proporción de madres solteras aumentó en mayor medida entre los tres grupos educativos intermedios, aunque nunca se sobrepasa el 7%. Dado que los hijos de padres solteros o separados generalmente terminan viviendo con la madre (los datos censales no proveen ningún tipo de información acerca de la custodia de los hijos); prácticamente no se observan incrementos en la proporción de padres solteros (menos del 0,5%).

Conclusiones

En este trabajo se investiga la relación entre los años de escolaridad y el calendario nupcial en ocho países latinoamericanos durante las últimas tres décadas del siglo XX, en un contexto de expansión educativa, de disminución de las tasas de matrimonios formales y aumento de las uniones consensuales. Nuestra investigación está motivada por la aparente contradicción que surge cuando se trata de explicar, por un lado, la estabilidad de los patrones de entrada en unión latinoamericanos y, por otro lado, el amplio proceso de expansión educativa ocurrido en la región durante el período 1970-2000.

La evidencia empírica generada en este trabajo demuestra que la estabilidad en el calendario nupcial se debe a la interacción de fuerzas que se contrarrestan. Como en la mayoría de los países, durante este período tuvo lugar un fuerte proceso de expansión educativa, el cual ha modificado la estructura poblacional en función de esta variable. Dado que existe una evidente asociación negativa entre los años de escolaridad y la edad de entrada en unión, se hubiese esperado una disminución en las probabilidades de estar (o haber estado) unido durante el período 1970-2000, retrasando de esta forma el calendario. Sin embargo, lo que se observa es que el comportamiento de los grupos más escolarizados se compensa con un adelanto en la edad de entrada en unión de los otros grupos educativos, especialmente en el caso de las mujeres. En términos de la edad promedio a la unión, las mujeres que poseían entre 1-5, 6-8 y 9-12 años de escolaridad, adelantaron dos años su edad a la unión para el 2000; mientras que hubo escasa variación entre las mujeres sin estudios o con estudios universitarios. Desde una perspectiva transversal, esto significa que la proporción de mujeres alguna vez unidas de 25 años y que pertenecían al grupo de escolaridad de entre 1-12 años, era mayor en 2000

que en 1970. Para el caso de los hombres, se observan dos tendencias opuestas. Por un lado, aquellos con 8 o menos años de escolaridad ingresan en unión un año antes en 2000 en comparación a como lo hacían en 1970. Por otro lado, los hombres con 13 o más años de escolaridad lo hacen dos años después.

El panorama que presentan los datos sugiere que, aun cuando el aumento de la educación otorga a los individuos mayor autonomía en aspectos tales como la elección de pareja y la entrada en primera unión, podría existir una transmisión intergeneracional de los comportamientos asociados a su formación. Es decir, a pesar de que las generaciones más jóvenes han tenido más educación que sus padres, su calendario de unión es similar. Esto apunta a que los comportamientos pueden transmitirse de un nivel educativo a otro, en tanto las nuevas generaciones aumentan sus niveles de escolaridad. En este sentido, podría reflexionarse acerca de la influencia que tiene la educación sobre la formación de las uniones. Más concretamente, surge la pregunta acerca de ¿qué es lo que mide la educación en un contexto como el latinoamericano? Es probable que la expansión educativa haya flexibilizado las fronteras entre los distintos grupos educativos, en términos de sus patrones de entrada en unión. De hecho, los resultados demuestran que la asociación entre los distintos niveles educativos y su calendario de unión ha cambiado entre 1970 y 2000. Investigaciones futuras podrían considerar posibles cambios en el tiempo vinculados al valor relativo que la sociedad confiere a la educación, tanto en términos del mercado laboral como de estatus social.

Sin embargo, aunque este trabajo se ha beneficiado de la disponibilidad de microdatos censales armonizados, también se reconocen las limitaciones del uso de datos transversales para analizar con mayor detalle los patrones hallados aquí. Por ejemplo, la utilización de datos longitudinales, especialmente en el caso de aquellos que contienen una biografía marital detallada; permitirían profundizar en el estudio de la relación entre educación, empleo y formación de las uniones.

La disminución del calendario de entrada en unión en cada uno de los grupos educativos mencionados anteriormente ocurre en un contexto de descenso generalizado de los matrimonios formales y de incremento en la cohabitación (y en menor medida de la paternidad/maternidad en soltería). Esto ocasiona que los cambios en la proporción total de personas alguna vez unidas sea leve. Sin embargo, un importante hallazgo consiste en que el declive de los matrimonios y el incremento de la cohabitación no ha sido equivalente en los distintos grupos de edad. Por ejemplo, se observa que entre las mujeres con

12 o menos años de escolaridad existe una mayor propensión a estar unidas en 2000 que en 1970, pero solo a edades jóvenes y principalmente entre aquellas que cohabitan. La sustitución progresiva de matrimonios por uniones informales entre las distintas generaciones examinadas durante este período se encuentra asociada a un adelanto del calendario de entrada en unión, en la medida en que los matrimonios son pospuestos o retrasados en favor de la cohabitación a edades tempranas. Tradicionalmente, en América Latina la cohabitación se asocia con edades más tempranas a la unión (especialmente en América Central y el Caribe). Asimismo, si se toman en conjunto los matrimonios formales y la cohabitación, no se observan retrasos en el calendario nupcial durante la última década del siglo XX, excepto para el caso de los hombres con mayor escolaridad.

Otro hallazgo importante radica en que, a pesar de las diferencias históricas y culturales entre los distintos países asociadas a sus modelos de nupcialidad y cohabitación, las pautas educativas específicas descritas aquí pueden extrapolarse a todos los países incluidos en esta investigación, lo cual sugiere que el mecanismo que se encuentra detrás de la relación entre la educación y el calendario de unión es similar a lo largo de todos los países. De igual manera, se concluye que la expansión educativa no afecta el calendario de unión a nivel agregado. En otras palabras, la estabilidad en el calendario de unión latinoamericano ha sido el resultado de comportamientos diferenciales en función del grupo educativo, tal y como ha sido sugerido por Cerrutti y Binstock (2009).

Sin embargo, los resultados de esta investigación suscitan interrogantes. Por ejemplo, futuros estudios podrían indagar ¿por qué las mujeres al interior de un determinado grupo educativo ingresan en unión a edades más tempranas?; ¿por qué el calendario de los hombres con menor nivel educativo es tan diferente al de los que tienen mayor escolaridad?; ¿por qué la cohabitación está reemplazando al matrimonio, y por qué esto ocurre a edades más tempranas? Igualmente, sería interesante explorar si el declive de la edad a la unión que se observa entre los cohabitantes también puede verificarse para el caso de otros procesos similares, como por ejemplo la edad de inicio de relaciones sexuales o de emancipación. Finalmente, a pesar del reconocimiento acerca de las ventajas que hubiese tenido un acercamiento de tipo longitudinal al problema planteado en este trabajo, aún se adolece en la región del suficiente número de encuestas como para realizar un análisis comparativo a gran escala.

Anexo

Tabla A1. Coeficientes de regresión logística. Modelo binomial y multinomial

	Hombres				Mujeres										
	Binomial (es. soltero)		Multinomial (es. soltero)		Padres solteros		Binomial (es. soltera)		Multinomial (es. soltera)		Madres solteras				
	Alguna vez unido	M1	M2	M3	M4	M4	Cohab.	M1	M1	M2	M3	M4	M4	Cohab.	M4
Edad	1,613	1,780	1,783	1,981	1,666	1,068	1,210	1,546	1,552	1,707	1,446	1,524			
Edad ²	-0,037	-0,043	-0,043	-0,048	-0,042	-0,024	-0,028	-0,032	-0,039	-0,043	-0,037	-0,040			
Edad ³ (x 100)	0,030	0,036	0,036	0,040	0,035	0,019	0,022	0,032	0,032	0,035	0,030	0,034			
Tiempo ⁰	0,127	0,361	0,296	0,244	0,797	0,194	0,035	0,360	0,100	-0,417	0,516	0,346			
Edad*Tiempo	-0,006	-0,014	-0,013	-0,003	-0,017	-0,004	-0,001	-0,006	-0,004	0,007	-0,006	-0,002			
<i>Escolaridad</i>															
Ninguna (ref.)															
1 a 5	-0,406	-0,525	-0,436	-0,617	-0,213	-0,336	-0,629	-0,336	-0,629	-0,478	-0,914	-0,279			
6 a 8	-0,610	-0,767	-0,444	-1,077	-0,867	-0,900	-1,288	-0,900	-1,288	-0,943	-1,805	-0,816			
9 a 12	-1,858	-1,847	-1,250	-2,794	-1,986	-2,288	-2,450	-2,288	-2,450	-1,875	-3,701	-2,160			
13 +	-4,033	-3,690	-3,027	-5,288	-3,636	-4,270	-3,977	-4,270	-3,977	-3,287	-5,782	-4,231			
<i>Edad*Escolaridad</i>															
Edad*Ning(ref)															
Edad*1 a 5	0,021	0,019	0,019	0,011	0,006	0,014	0,010	0,014	0,010	0,009	0,003	-0,005			
Edad*6 a 8	0,029	0,027	0,022	0,018	0,013	0,022	0,018	0,022	0,018	0,013	0,006	0,000			
Edad*9 a 12	0,064	0,063	0,050	0,054	0,031	0,046	0,042	0,046	0,042	0,032	0,030	0,021			
Edad*13+	0,117	0,119	0,102	0,110	0,067	0,083	0,081	0,083	0,081	0,065	0,074	0,061			
<i>Tiempo*Escolaridad</i>															
Tiempo*Ning(ref)															
Tiempo*1 a 5		0,100	0,010	0,016	0,008					0,275	0,027	0,035			
Tiempo*6 a 8		0,109	0,129	0,196	0,188					0,308	0,305	0,447			0,374
Tiempo*9 a 12		0,027	0,073	0,240	0,273					0,207	0,218	0,501			0,388
Tiempo*13 +		-0,154	-0,036	0,129	0,222					0,001	0,086	0,280			0,291
<i>País</i>															
Argentina	-0,047	-0,051	-0,054	0,553	-0,910	0,224	-0,503	-0,503	-0,507	0,002	-1,350	-0,246			
Brasil	0,118	0,039	0,033	0,727	-1,070	-0,019	-0,351	-0,787	-0,804	-0,204	-1,956	-0,577			
Chile	-0,124	-0,112	-0,102	0,634	-1,608	1,321	-0,558	-0,566	-0,552	0,004	-2,025	0,277			
Colombia	-0,123	-0,157	-0,149	0,185	-0,713	0,417	-0,384	-0,693	-0,681	-0,436	-1,335	-0,002			
Costa Rica	0,061	0,007	0,007	0,619	-0,913	-0,378	-0,190	-0,404	-0,404	0,058	-1,395	0,297			
Ecuador	0,291	0,288	0,287	0,775	-0,364	0,600	-0,083	-0,267	-0,268	0,148	-0,962	0,005			
México	0,495	0,522	0,523	1,333	-0,794	-0,043	-0,260	-0,464	-0,469	0,291	-1,787	-0,921			
Panamá (ref.)															
Contante	-21,643	-22,953	-22,904	-26,049	-21,651	-20,012	-14,977	-17,602	-17,377	-19,869	-16,427	-19,997			

Nota: P<0,01 para todos los coeficientes, excepto aquellos en itálica. a : 1970 = 0; 1971 = 1; etcétera.
Fuente: elaboración propia con base en IPUMS-International (Minnesota Population Center, 2011).

Bibliografía

- Caldwell, John, y Caldwell, Pat (1992) «Family Systems: Their Viability and Vulnerability», en Berquó, Elza y Xenos, Peter (eds.) *Family Systems and Cultural Change*, Nueva York, Oxford University Press.
- Caldwell, John; Reddy, P. H., y Caldwell, Pat (1983) «The Causes of Marriage Change in South India», en *Population Studies*, London, London School of Economics, vol. 37, n.º 3, pp. 343-361.
- Camisa, Zulma (1977) «La nupcialidad de las mujeres solteras en América Latina», en *Serie A*, San José de Costa Rica, CELADE, n.º 1034.
- Castro, Teresa (2001) «Matrimonios sin papeles en Centroamérica: persistencia de un sistema dual de nupcialidad», en Rosero-Bixby, Luis (ed.) *Población del istmo 2000: familia, migración, violencia y medio ambiente*, San José, Costa Rica, Centro Centroamericano de Población.
- (2002) «Consensual unions in Latin America: Persistence of a dual nuptiality system», en *Journal of Comparative Family Studies*, Alberta, University of Calgary, vol. 33, n.º 1, pp. 35-55.
- Castro, Teresa, y Juárez, Fatima (1995) «The Impact of Women's Education on Fertility In Latin America: Searching for Explanations», en *International Family Planning Perspectives*, Nueva York, Guttmacher Institute, vol. 21, n.º 2, pp. 52-80.
- Castro, Teresa, y Martín, Teresa, (2008) «Are women better-off in consensual unions or in marriages? An exploration of gender relations by union type in the Latin American context», Ponencia presentada en el International Seminar on Changing Transitions to Marriage: Gender Implications for the Next Generation in Developing Countries (IUSSP) New Delhi, India, 10-12 September 2008.
- CELADE (Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía) (1999) *Población Económicamente Activa 1980-2025*, Boletín Demográfico n.º 64, Santiago de Chile, CEPAL.
- (2001) *América Latina: Fecundidad 1950-2050*, Boletín Demográfico n.º 68, Santiago de Chile, CEPAL.
- (2005) *América Latina: Proyecciones de Población Urbana y Rural 1970-2025*, Boletín Demográfico n.º 73, Santiago de Chile, CEPAL.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2002) *Panorama Social de América Latina 2001-2002*, Santiago de Chile, CEPAL/UNFPA.
- Cerrutti, Marcela, y Binstock, Georgina (2009) *Familias latinoamericanas en transformación: desafíos y demandas para la acción pública*, Serie Políticas Sociales n.º 147, Santiago de Chile, CEPAL/UNFPA.
- Chowdhury, Fakhru y Trovato, Frank (1994) «The role and status of women and the timing of marriage in five Asian countries», en *Journal of Comparative Family Studies*, Alberta, University of Calgary, vol. 25, n.º 2, pp. 143-157.
- De Vos, Susan (1998) *Nuptiality in Latin America*, CDE Working Paper n.º 98-21, Madison: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin.
- Dixon, Ruth (1978) «Late Marriage and Non-Marriage as Demographic Responses: Are They Similar?», en *Population Studies*, London, London School of Economics, vol. 32, n.º 3, pp. 449-466.
- Esteve, Albert; García, Joan y Mccaa, Robert (2011) «La enumeración de la soltería femenina en los censos de población: sesgo y propuesta de corrección», en *Papeles de Población*, México, Universidad Autónoma del Estado de México, vol. 16, n.º 66, pp. 9-40.

- Esteve, Albert y López-Ruiz, Luis (2010) «Union Formation Implication of Race and Gender Gaps in Educational Attainment: The Case of Latin America», en *Population Research and Policy Review*, Austin, University of Texas, vol. 29, n.º 5, pp. 609-637.
- Fussell, Elizabeth y Palloni, Alberto (2004) «Persistent marriage regimes in changing times», en *Journal of Marriage and Family*, Minneapolis, National Council on Family Relations, vol. 66, n.º 5, pp. 1201-1213.
- García, Brígida (2004) «Las uniones conyugales en América Latina: transformaciones en un marco de desigualdad social y de género», en *Notas de Población*, Santiago de Chile, CELADE, n.º 78, pp. 65-96.
- y Rojas, Olga (2002) «Cambio en la formación y disoluciones de las Uniones en América Latina», en *Papeles de Población*, México, Universidad Autónoma del Estado de México, n.º 32, pp. 12-31.
- Hajnal, John (1953) «Age at Marriage and Proportions Marrying», en *Population Studies*, London, London School of Economics, vol.7, n.º 2, pp. 111-136.
- Heaton, Tim; Forste, Renata y Otterstrom, Samuel (2002) «Family Transitions in Latin America: First Intercourse, First Union and First Birth», en *International Journal of Population Geography*, London, Institute of British Geographers, vol. 8, n.º 1, pp. 1-15.
- Jejeebhoy, Shireen (1996) *Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour: Experience from Developing Countries*, Oxford, Oxford University Press.
- Mensch, Barbara; Singh, Susheela y Casterline, John (2005) *Trends in the Timing of First Marriage Among Men and Women in the Developing World*, Working papers, n.º 202, Nueva York, Population Council.
- Minnesota Population Center (2011) *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 5.0 (Machine-readable database)* Minneapolis, University of Minnesota.
- Oppenheim, Karen (1987) «The Impact of Women's Social Position on Fertility in Developing Countries», en *Sociological Forum*, New Jersey, Eastern Sociological Society, vol. 2, n.º 4, pp. 718-745.
- (1988) «A Theory of Marriage Timing», en *The American Journal of Sociology*, Chicago, The University of Chicago Press, vol. 94, n.º 3, pp. 563-591.
- Quilodran, Julieta (2003) «Efecto de la transición demográfica sobre la formación familiar», en *Papeles de Población*, México, Universidad Autónoma del Estado de México, vol. 9, n.º 37, pp. 51-82.
- (1999) «The free union in Latin America: recent aspects of a secular phenomenon», en *Cahiers de sociologie et de démographie médicales*, París, Centre de sociologie et demographie medicales, vol. 28, n.º 1-2, pp. 53-80.
- (2000) «Atisbos de cambios en la formación de las parejas conyugales a fines del milenio», en *Papeles de Población*, México, Universidad Autónoma del Estado de México, n.º 25, pp. 9-33.
- Rodríguez, Jorge (2005) *Unión y cohabitación en América Latina: ¿modernidad, exclusión, diversidad?*, Serie Población y Desarrollo n.º 57, Santiago de Chile, CEPAL/CELADE/UNFPA.
- Rosero-Bixby, Luis (1996) «Nuptiality Trends and Fertility Transition in Latin America», en Guzmán, José Miguel; Singh, Susheela; Rodríguez, Germán y Panteledes, Edith Alejandra (eds.) *The Fertility Transition in Latin America*, Oxford, Oxford University Press.
- Singh, Susheela y Samara, Renee (1996) «Early Marriage Among Women in Developing Countries», en *International Family Planning Perspectives*, Nueva York, Guttmacher Institute, vol. 22, n.º 4, pp. 148-157.

- UNESCO (2006) *Clasificación Internacional Normalizada de la Educación CINE 1997*, Nueva York, Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura.
- United Nations (1990) *First Marriage: Patterns and Determinants*, Nueva York, United Nations.
- (2000) *World Marriage Patterns*, Nueva York, United Nations.
- Van De Kaa, Dirk (1988) «Europe's Second Demographic Transition», en *Population Bulletin*, Nueva York, Population Reference Bureau, vol. 42, n.º 1.
- Weinberger, Mary Beth; Lloyd, Cynthia y Blanc, Ann Klimas(1989) «Women's Education and Fertility: A Decade of Change in Four Latin American Countries», en *International Family Planning Perspectives*, Nueva York, Guttmacher Institute, vol. 15, n.º 1, pp. 4-28.
- Westoff, Charles (1986) «Perspective on Nuptiality and Fertility», en *Population and Development Review*, Nueva York, Population Council, vol. 12, pp. 155-170.
- (2003) *Trends in Marriage and Early Childbearing in Developing Countries*, DHS Comparative Reports n.º 5, Calverton, Maryland, ORC Macro.
- Zavala de Cosío, María Eugenia (1995) «Dos modelos de transición demográfica en América Latina», en *Perfiles Latinoamericanos*, México, Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, vol. 4, n.º 6, pp. 29-47.