

# Educación, matrimonio y unión en la ciudad de Buenos Aires\*

Georgina Binstock

*Centro de Estudios de Población, Buenos Aires*

## Resumen

Varios estudios recientes señalan los importantes cambios ocurridos en las pautas de formación de la familia en Argentina, particularmente en la ciudad de Buenos Aires. Este trabajo se propone avanzar en el conocimiento de los factores que contribuyen a explicar dichas transformaciones, observando el rol que juega la educación en la postergación de la formación de la familia tanto para los varones como para las mujeres. A partir de análisis de historias de eventos discretos se analizan las variaciones en la influencia de los logros educativos de sucesivas generaciones de residentes de la ciudad de Buenos Aires (nacidas entre 1950 y 1974) en la transición al primer matrimonio y a la primera unión.

*Palabras clave:* edad al matrimonio, edad a la unión, educación, Buenos Aires.

## Abstract

*Education, marriage and unions in the city of Buenos Aires*

Recent studies indicate significant changes in family formation patterns in Argentina, particularly in the City of Buenos Aires. The aim to this paper is to contribute in disentangle the factors that help explain those transformations by examining the role of education in changes in family postponement among men and women. More specifically this paper analyzes the role of educational achievement in the transition to marriage and first union among successive generations (born between 1950 and 1974) of men and women.

*Key words:* timing of marriage, timing of unions, education, Buenos Aires.

## Introducción

**D**urante décadas recientes, las pautas de formación de la familia en la Argentina han cambiado significativamente. La postergación del primer matrimonio, particularmente entre las mujeres, así como el aumento de la unión consensual, son algunos de los cambios más destacados en dichas pautas, tal como lo muestran diversos estudios realizados tanto a nivel nacional como, específicamente, para la Ciudad de Buenos Aires o el Área Metropolitana de Buenos Aires (Añaños, 1999; Binstock, 2004; Cabella *et al.*, 2004; Masciadri, 2002; Mazzeo, s/f; Sana, 2001; Torrado, 2003; Wainerman y Geldstein, 1994).

\* Versión revisada y ampliada de la ponencia *Cambios en las pautas matrimoniales en la ciudad de Buenos Aires: desentrañando el efecto de la educación*, presentada en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado en Caxambú, MG, Brasil, del 18 al 20 de septiembre de 2004. Agradezco a la Dirección de Estadística de la Ciudad de Buenos Aires por proveer la información para la realización de este trabajo, a Juan Martín Bustos por su valiosa asistencia y a Rodolfo Bertoncello por su lectura y comentarios.

Tales cambios en las pautas de formación de familias no han sido observados exclusivamente en Argentina; tendencias similares han sido documentadas también en numerosos países. Una copiosa literatura internacional da cuenta de los factores potenciales que contribuyen a explicar dichas transformaciones; varias de estas explicaciones ponen el énfasis, de una manera u otra, en los cambios de la posición de la mujer, y en particular, en cómo estos cambios se vinculan con el aumento de sus credenciales educativas.

La vinculación entre educación y pautas de formación familiar no ha sido estudiada de manera sistemática en la Argentina. Los escasos estudios en la temática indican que mayores logros educativos están asociados a pautas más tardías en la formación de la familia (Wainerman, 1979; Añaños, 1999), y algunos autores también sugieren que la postergación en la formación de la familia que se observa en las décadas recientes podría vincularse, principalmente entre las mujeres, al aumento de sus logros educativos (Wainerman y Geldestein, 1994; Torrado, 2003). Estos estudios, sin embargo, han debido basarse en fuentes de datos sincrónicos cuya naturaleza limita las posibilidades de examinar la complejidad del fenómeno, lo que ha llevado a reconocer la conveniencia de utilizar datos de tipo biográfico.

El objetivo de este trabajo es examinar la vinculación de la educación con las pautas de formación familiar de sucesivas generaciones de varones y mujeres residentes en la Ciudad de Buenos Aires. Más específicamente, los objetivos son:

1. Analizar cuál es el efecto de la educación en las pautas de transición al matrimonio. En este caso, nos preguntamos si los individuos con mayor educación tienen mayores o menores probabilidades de casarse que los menos educados.
2. Discernir si las tendencias observadas en la postergación de la formación de la familia responden a cambios en la composición de la población relacionados con la educación. Si la educación influye en las pautas de transición al matrimonio y cada generación, particularmente de mujeres, ha aumentado sus logros educativos, cabe preguntarse hasta qué punto la postergación matrimonial refleja cambios composicionales en la población en materia de educación o refleja cambios culturales más generales que influyen en las pautas de formación familiar con cierta independencia del mejoramiento en los logros educativos.

3. Evaluar si el efecto de la educación en la transición al matrimonio se ha modificado en las sucesivas generaciones. Aquí nos preguntamos en qué medida la magnitud y el efecto de la educación en predecir la transición al matrimonio es similar o diferente en las distintas generaciones de varones y mujeres.

Teniendo en cuenta que la formación de las familias consensuales ha crecido significativamente y ha compensado en gran parte la postergación matrimonial, nos proponemos también analizar en qué medida las pautas observadas en lo que se refiere a la relación entre educación y matrimonio pueden ser corroboradas, modificadas o refutadas si se estudia la formación familiar de los varones y mujeres a partir del momento de ocurrencia de una primera unión, sin distinguir si ésta es matrimonial o consensual. Para ello se replican los objetivos antes señalados pero analizando la transición a la primera unión.

## **Perspectivas conceptuales**

Una de las perspectivas conceptuales más difundida para interpretar los cambios en las pautas de formación de la familia es la que pone el foco en el crecimiento de la independencia femenina, formulada por Becker (1981). Esta perspectiva de intercambio y especialización sostiene que uno de los mayores beneficios del matrimonio deviene de la mutua dependencia que surge de la división de roles de los cónyuges. El matrimonio es más atractivo o ventajoso cuando los miembros de la pareja tienen diferentes atributos para intercambiar, generalmente el varón aporta la actividad económica, y la doméstica, la mujer. En la medida en que la mujer adquiere mayor educación —y concomitantemente mejores oportunidades laborales— disminuye su especialización en la esfera doméstica y aumenta su independencia económica, lo cual reduce los beneficios y el atractivo del matrimonio. Esta perspectiva, entonces, predice que el aumento de los logros educativos de las mujeres se asociará con la postergación de la unión o incluso un aumento de aquéllas que optan por no formar una familia.

Esta perspectiva ha tenido apoyo parcial en la evidencia empírica. Si bien varias investigaciones muestran una alta asociación positiva entre el nivel educativo de las mujeres y la edad de formación de la familia, muchos de estos estudios no han podido establecer si las mujeres más educadas postergan o incluso renuncian al matrimonio por tener una mayor capacidad de independencia económica, o porque permanecen durante más tiempo estudiando, esto es,

ejerciendo una actividad que es difícil de compatibilizar con el matrimonio. Esta relativa incompatibilidad se establecería tanto por la menor disponibilidad de tiempo para asumir las responsabilidades de un hogar que implica la asistencia a la escuela, como por la mayor incompatibilidad con el trabajo y, por ende, con la capacidad de generar los recursos financieros que se requieren para una vida económicamente independiente (Thornton *et al.*, 1995; Hoem, 1981; Blossfeld y Huinink, 1991). En efecto, estudios que examinan los logros educativos durante el curso de vida individual indican que el efecto de educación en postergar la formación de la familia opera principalmente mediante la postergación de la transición entre la juventud y la adultez (Hoem, 1981; Blossfeld y Huinink, 1991; Thornton *et al.*, 1995; Oppenheimer, 1994).

Otra perspectiva para interpretar la relación entre la formación familiar y la educación es la denominada pesquisa conyugal elaborada por Oppenheimer (1988), quien argumenta que la transición al matrimonio está directamente ligada a las incertidumbres en torno al futuro económico del potencial cónyuge, a edades jóvenes. Sintéticamente, Oppenheimer sostiene que, en sociedades con alta diferenciación de roles de género en las cuales el varón tiene el rol exclusivo de proveedor de ingresos, la edad al matrimonio —tanto para la mujer como para el varón— va a estar fuertemente asociada a la transición del varón hacia una situación de empleo e ingresos relativamente estable, la cual, a su vez, va a estar altamente determinada por la edad a la que completa su educación. Cuando el rol de la mujer cambia, y los patrones de su participación económica comienzan a asemejarse a los de los varones, las características consideradas importantes en un potencial cónyuge se hacen más similares para ambos sexos.

Las mujeres, argumenta Oppenheimer, serán evaluadas con más frecuencia por sus logros y su potencial económico que por características más tradicionales, como la atracción física o la familia de origen. En este sentido, el potencial económico de la mujer deja de estar disponible a edades jóvenes, particularmente porque dicho potencial, a su vez, también aumenta al prolongarse la educación, por lo que es predecible que el matrimonio se postergue. Con mayor educación y, concomitantemente, con mayores ingresos potenciales, las mujeres se vuelven más atractivas en el mercado matrimonial si ambos miembros de la pareja pueden beneficiarse al reunir y compartir los recursos (Oppenheimer, 1988 y 1994). En este sentido, a medida que aumente la contribución potencial de la mujer a la economía familiar, podría esperarse que la posición del varón cobre menor relevancia para la formación de la familia. En consecuencia, es esperable también que se reduzca el diferencial de edad entre los cónyuges.

## Tendencias en la formación de la familia

Durante décadas recientes, las pautas de formación de la familia en la Argentina han cambiado significativamente. Si bien no se dispone de datos a nivel nacional que permitan evaluar adecuadamente la edad media al matrimonio, todas las medidas indirectas señalan de modo concluyente la tendencia a la postergación matrimonial en tiempos recientes, particularmente entre las mujeres (Wainerman y Geldstein, 1994; Sana, 2001; Torrado, 2003). Estimaciones de Sana (2001) indican que hacia 1960 la edad media de las mujeres al matrimonio era de 24.7 años, y que la misma había aumentado entre uno y tres años (variando por provincia) tres décadas más tarde. En la Ciudad de Buenos Aires, la postergación del matrimonio fue iniciada por las mujeres nacidas en la primera mitad de la década de 1960, y se fue acentuando cada vez más en cada una de las subsiguientes generaciones (Binstock, 2004; Torrado, 2003).

A su vez, la consensualidad también ha ido ganando terreno. En 1960, cuando el censo nacional de población incluyó por primera vez la categoría 'unido de hecho' como una alternativa de estado civil, 4.3 por ciento de los individuos declaró estar conviviendo con una pareja sin estar casado; esta condición ha ido aumentando sostenidamente en los sucesivos relevamientos censales,<sup>1</sup> hasta abarcar 15 por ciento en 2001. Actualmente, las uniones consensuales siguen presentando una mayor prevalencia en las regiones más pobres del país, y están mayoritariamente formadas por individuos con baja educación. Sin embargo, y al igual que lo que se observa en otros países, la unión consensual viene creciendo significativamente como opción y elección entre los individuos más educados (Añaños, 1999). En la Ciudad de Buenos Aires, jurisdicción que presenta niveles educativos más altos que la media nacional, la proporción de individuos en uniones consensuales aumentó de 0.8 en 1960 a 11 por ciento en 2001.

Un estudio recientemente realizado sobre la Ciudad de Buenos Aires muestra lo contundente que ha sido el crecimiento de la convivencia prematrimonial en las sucesivas generaciones. Así, mientras entre las mujeres nacidas antes de 1945 sólo una minoría (cinco por ciento) convivió con su pareja antes de casarse, entre aquellas nacidas en la segunda mitad de la década de 1940, lo hizo 12 por ciento. Este porcentaje fue aumentando sostenidamente en

<sup>1</sup> No debe descartarse que parte del aumento de la consensualidad pueda deberse a una más adecuada declaración de la situación conyugal de los censados, a medida que ésta ha ido perdiendo reprobación social.

cada generación, hasta llegar a 45 por ciento entre las de la generación más joven (nacidas entre 1975 y 1979) (Binstock, 2004). Es más que probable que la incidencia de la convivencia prematrimonial alcance, en algunos años más, niveles aún más altos entre las generaciones más jóvenes, si se tiene en cuenta la gran proporción de mujeres que aún no ha contraído matrimonio y, entre ellas, las que ya han entrado a una unión consensual. Por ejemplo, entre las nacidas entre 1975 y 1979, 64 por ciento no ha contraído matrimonio, aunque un tercio de ellas ha formado una unión consensual (Binstock, 2003).

Estas tendencias han dado como resultado una transformación en la modalidad a través de la cual los jóvenes forman su familia. Así, mientras el matrimonio constituye la vía más frecuente entre las mujeres nacidas antes de la década de 1970, entre aquellas nacidas a partir de esta década la vía más frecuente de formación de la primera unión pasa a ser la unión consensual. Sin embargo, el importante crecimiento de la convivencia consensual no ha compensado enteramente la postergación matrimonial. En otras palabras, las generaciones nacidas en las décadas de 1960 y de 1970 muestran —en comparación con sus antecesoras— una postergación en la formación de una unión, cualquiera sea su modalidad (Binstock, 2004).

## **Educación, trabajo y roles de género**

Las tendencias educativas en la Argentina muestran un avance significativo en los logros adquiridos de cada sucesiva generación, particularmente en lo que se refiere al ingreso al nivel medio y superior (Cerrutti y Binstock, 2004).

Las mujeres son quienes muestran mayores avances en los logros educativos, avances que se observan particularmente a partir de la generación nacida en la década de 1950. A partir de dicha generación, tanto la proporción de mujeres que accede al nivel secundario como la que logra completarlo son superiores que en los varones. Lo mismo ocurre en el nivel superior (Cerrutti y Binstock, 2004). Al mismo tiempo, la incorporación de las mujeres al nivel superior fue acompañada por un lento pero continuo incremento en el acceso a carreras que en el pasado eran privativas de los varones, tales como ingeniería, medicina, o derecho (Wainerman y Geldstein, 1994).

La participación de las mujeres en el mercado de trabajo ha aumentado significativamente, principalmente a partir de mediados de la década de 1970. Por ejemplo, en el total del país, la participación de las mujeres de 25 a 44 años

aumentó de 36 a 54 por ciento en las dos décadas más recientes. En el Área Metropolitana de Buenos Aires y durante el mismo periodo (de 1980 a 1999), la tasa de actividad de las mujeres de 20 a 34 y de 35 a 49 años aumentó de 50.5 a 63.9 y de 38.4 a 48.6 por ciento, respectivamente. Entre los varones, en cambio, la tasa de participación económica se ha mantenido estable.

El deterioro económico del país y las altas tasas de desempleo entre los varones desde mediados de 1970<sup>2</sup> empujaron al mercado de trabajo a mujeres tradicionalmente dedicadas a tareas reproductivas, como las casadas e incluso aquéllas con hijos pequeños. El aumento en la participación económica femenina ha sido interpretado, mayormente, como una estrategia de adaptación a circunstancias económicas adversas, más que como una reacción ante nuevas oportunidades o al proceso de modernización de una sociedad en desarrollo, particularmente para el caso de las mujeres menos educadas (Wainerman y Geldstein, 1994; Cerrutti, 2000).

Teniendo en cuenta el crecimiento del número de hogares en los que ambos miembros de la pareja trabajan (Wainerman, 2003) o en los que la mujer se ha transformado en la principal proveedora del hogar (Geldstein, 1994), son indiscutibles los cambios que ha experimentado el rol que ocupa la mujer en la sociedad y en su familia. Por ejemplo, en el Área Metropolitana de Buenos Aires, la proporción de hogares donde la mujer es el principal sostén económico del hogar y la proporción de hogares nucleares con hijos donde ambos miembros de la pareja trabajan aumentaron significativamente en la última década del siglo pasado (Geldstein, 1994; Wainerman, 2003).

El aumento de la educación, unido al deterioro económico, ha alterado profundamente el perfil de la mujer trabajadora y sus trayectorias laborales. Un estudio realizado por Wainerman (1979), basado en datos de 1970, muestra cómo la participación de la mujer en el mercado de trabajo estaba directamente vinculada con su situación conyugal y con la edad de sus hijos. Al mismo tiempo, las mujeres más educadas mostraban una propensión mucho mayor a participar en el mercado de trabajo que las menos educadas (Wainerman, 1979). Estudios recientes, en cambio, sugieren que las aspiraciones laborales no están ahora limitadas a las mujeres con alta educación; las mujeres tienen una trayectoria laboral más estable, independientemente de su situación conyugal o de la edad de sus hijos (Wainerman, 2003; Geldstein, 1994).

<sup>2</sup> La tasa de desocupación de los varones entre 35 y 49 años del Área Metropolitana de Buenos Aires, por ejemplo, aumentó de 0.6 a 6.4 por ciento entre 1980 y 1990 y a 9.9 por ciento para 1999.

## Datos y métodos

Los datos utilizados para el análisis que aquí se presenta provienen de la Encuesta Anual de Hogares (EAH) de la Ciudad de Buenos Aires realizada en 2002, que comprende un total de 7 223 hogares y 19 853 personas encuestadas. La EAH incluye una batería de preguntas sobre la situación y trayectoria conyugal, a partir de la cual se puede determinar la edad al primer matrimonio<sup>3</sup> con mayor precisión que cualquier otra fuente disponible.

El análisis se basa en las mujeres y varones nacidos entre 1950 y 1974, y se limita a observar la transición al matrimonio y la transición a la primera unión hasta los 30 años de edad. Se estiman modelos de historia de eventos de tiempo discreto —*event history analysis*— estrategia que no requiere de supuestos de proporcionalidad y permite el uso de variables fijas y variables en el tiempo (Allison, 1984). La unidad de análisis es el medio año/persona<sup>4</sup> en lugar del individuo. Esta aproximación asegura los estimadores apropiados de los errores estándar y pruebas de significación (Petersen, 1991). Después de eliminar los casos sobre los que no se disponía de información válida, la muestra incluye a 4 977 individuos (2 367 varones y 2 610 mujeres).

Para el análisis de la transición al primer matrimonio, la base de datos se construye con cada persona que ha estado residiendo en la Ciudad de Buenos Aires desde que tiene 14 años hasta la edad en la que contrae matrimonio. Aquellos casos que al momento de la encuesta no han formado su primer matrimonio son truncados a la edad en que fueron encuestados. El análisis se realiza a partir de regresiones logísticas binomiales con la variable dependiente con valor uno si la persona contrajo matrimonio a cada edad determinada, y cero, si permanece soltera. El modelo estima la siguiente ecuación:

$$\ln\{(\pi_j)/(1-\pi_j)\} = f(\text{duración}) + (\beta_k * X_k)$$

donde  $p$  es la probabilidad medio-anual de ocurrencia de  $j$ ;  $j$  denota matrimonio;  $(\pi_j)/(1-\pi_j)$  son el ratio anual de ocurrencia del evento  $j$ , ocurrencia versus que

<sup>3</sup> Si bien la EAH tiene significativas ventajas respecto a cualquier otra fuente de datos disponible, se debe señalar que muestra una importante limitación: no es autorrespondente. Esto puede afectar la validez de la información de las trayectorias matrimoniales y conyugales, especialmente en lo que se refiere a declarar el año de ocurrencia. Sin embargo, análisis similares a los aquí presentados con sólo las personas autorrespondentes mostraron resultados análogos a los obtenidos con el total de la muestra.

<sup>4</sup> Se utilizó el medio año/persona en lugar del año persona dado que las respuestas a la duración de convivencias consensuales suelen estar redondeadas en mitades de años.



no ocurra;  $X_k$  representa un vector de variables explicativas;  $b_k$  representa un vector de efectos asociados con las variables explicativas, y  $f$  (duración) es una función de la edad.

Para el análisis de la transición a la primera unión se utiliza una estrategia de análisis similar, pero en este caso la base de datos se construye con cada persona que tiene 14 años hasta la edad en la que forma su primera unión, sin distinguir si ésta es matrimonial o consensual. A diferencia del análisis de la transición al primer matrimonio, aquellas personas que han tenido sólo una experiencia consensual no permanecen solteras (y no son truncadas al momento de la encuesta), sino que se considera que experimentó el evento de interés a la edad declarada del comienzo de dicha unión. En el caso de una persona que convive con su pareja desde 20 hasta 24 años, edad en la que se casa, se la considera soltera hasta 20 años, edad a la cual inició su primera convivencia consensual, mientras que para el análisis de la transición al primer matrimonio se la consideraría soltera hasta 24 años.

Las variables independientes analizadas en este estudio son edad, cohorte de nacimiento, nivel educativo y asistencia escolar. Edad está codificada en cinco categorías, 22 años y menos, 23 a 24, 25 a 26, 27 a 28, y 29 a 30 años, y transformada en variables *dummy*, siendo 25-26 años la categoría omitida. Cohorte es codificada en cuatro categorías (1950-1959, 1960-1964, 1965-1969 y 1970-1974), y transformada en variables *dummy*, siendo 1950-1959 la categoría omitida. Nivel educativo es una variable que puede variar en el tiempo y fue recodificada en tres categorías (secundaria incompleta y menos, secundaria completa, y superior); además, fue transformada en variables *dummy*, utilizando secundaria completa como la categoría de referencia. Asistencia escolar también es una variable *dummy* que varía en el tiempo y adquiere valor uno si a cada edad está asistiendo a un establecimiento educativo y cero si no lo está. La información original no contiene la trayectoria educativa, por lo que, combinando la información del máximo nivel educativo alcanzado y los años de escolaridad aprobados, se asumió una trayectoria educativa regular (sin repeticiones o interrupciones intermedias) de siete años de primaria y cinco de secundaria que se inicia a los cinco años y medio, para aquellos nacidos entre el 1 de marzo y el 30 de junio, y a los seis años, para los nacidos entre el 1 de julio y el 28 de febrero.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Por ejemplo, si un individuo, nacido entre estas últimas fechas declara haber alcanzado 15 años de escolaridad la variable de asistencia escolar tiene valor uno desde los 14 años (edad a la que el individuo entra en la muestra) hasta 20 años y medio, si bien desconocemos si el individuo interrumpió su educación por algún año durante dicho lapso. En este ejemplo, la variable nivel educativo pasa de secundaria incompleta (hasta 17 años y medio) a superior (a partir de los 18).

Como variables adicionales de control se utilizaron el lugar de nacimiento y la experiencia de haber vivido fuera de la Ciudad de Buenos Aires (entre 14 años y cada edad observada). Esta última es categorizada de manera dicotómica y es una variable que puede variar en el tiempo.

## Resultados

El cuadro 1 muestra la proporción acumulada de varones y mujeres que contrajeron su primer matrimonio a edades seleccionadas estimadas a partir de tablas de vida para cada una de las cohortes. Los resultados muestran claramente la postergación matrimonial tanto entre los varones como entre las mujeres, pero a diferencia de lo sugerido en otros estudios, aquí puede observarse que son los varones los que muestran una tendencia algo más pronunciada. Comparando la experiencia de la cohorte nacida en la década de 1950 con la de la nacida en la primera mitad de la década de 1970, se observa que tanto hacia los 20 como hacia los 25 años de edad la diferencia proporcional en la disminución de la proporción acumulada de casados es relativamente similar en ambos sexos (entre 45 y 50 por ciento hacia los 20 años y 63 por ciento hacia los 25 años). Cuando se considera la experiencia matrimonial hacia los 27 y los 30 años entre la cohorte nacida durante la década de 1950 y las subsiguientes, se observa que la proporción de casados ha descendido algo más entre los varones que entre las mujeres (una diferencia proporcional de 10 puntos porcentuales en cada caso).

Al incorporar la unión consensual como vía de formación familiar (cuadro 1), la tendencia de postergación se mantiene, pero atenuada. En otras palabras, la tendencia de postergación matrimonial no se compensa totalmente por el crecimiento de la consensualidad como modalidad de entrada a la primera unión. Asimismo, también la postergación en la formación de una unión —sea ésta matrimonial o consensual— ha sido relativamente similar entre los varones y entre las mujeres.

El cuadro 1 muestra que la tendencia de postergación familiar fue acompañada por un significativo aumento en los logros educativos de las mujeres, pero no entre los varones. Estas tendencias educativas observadas entre los residentes de la Ciudad de Buenos Aires son análogas a las que se observan a nivel nacional, previamente comentadas.

CUADRO 1  
 PROPORCIÓN ACUMULADA DE INDIVIDUOS QUE TUVIERON SU PRIMER  
 MATRIMONIO Y PRIMERA UNIÓN A EDADES SELECCIONADAS  
 Y DISTRIBUCION DE LA POBLACION SEGÚN MÁXIMO NIVEL  
 EDUCATIVO ALCANZADO POR COHORTE DE NACIMIENTO  
 Y SEXO. CIUDAD DE BUENOS AIRES

	Mujeres				Varones			
	Cohorte de nacimiento				Cohorte de nacimiento			
	1950	1960	1965	1970	1950	1960	1965	1970
	1959	1964	1969	1974	1959	1964	1969	1974
Proporción acumulada de casados								
Edad								
20	10.2	7.6	6.8	4.9	4.2	1.8	1.5	2.3
25	44.7	35.4	27.6	16.5	27.0	21.2	14.7	9.8
27	54.9	45.2	38.2	25.9	43.0	35.4	24.1	15.7
30	66.7	54.8	50.6	39.2	61.1	54.4	38.2	29.8
Proporción acumulada de casados o unidos								
Edad								
20	12.0	11.2	11.5	10.3	5.7	2.9	3.3	4.8
25	49.7	41.9	37.3	30.9	31.3	24.6	22.2	19.3
27	61.7	53.2	50.5	46.0	47.9	42.0	35.3	32.6
30	75.1	66.7	66.9	65.0	67.5	61.5	52.8	54.4
Máximo nivel educativo alcanzado								
Secundaria incompleta y menos	33.1	33.2	26.9	25.4	36.3	31.7	32.2	31.3
Secundaria completa	26.6	20.1	22.1	19.8	22.1	24.7	22.2	22.2
Superior	40.3	46.7	51.0	54.8	41.6	43.6	45.6	46.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: elaborado con datos de la autora.

## *Educación y matrimonio*

Las preguntas que guían este análisis indagan sobre el efecto que tiene la educación en la transición al matrimonio entre las mujeres y entre los varones, y en qué medida la educación permite explicar las tendencias observadas en la postergación matrimonial. Los cuadros 2 y 3 muestran los resultados de los análisis de eventos discretos para las mujeres y los varones respectivamente.

Comenzando por las mujeres (cuadro 2), el modelo 1 es un modelo de base que muestra el efecto de la cohorte de nacimiento en la transición al matrimonio, controlando por edad, lugar de nacimiento, y por la experiencia de haber vivido fuera de la ciudad de Buenos Aires (entre los 14 años y cada edad observada). Los resultados son consistentes con las tendencias descriptivas, es decir, que cada sucesiva generación de mujeres posterga el matrimonio. Comparadas con la generación nacida en la década de 1950, la probabilidad de casamiento de las nacidas en la primera mitad de la década de 1960 se reduce en 20 por ciento ( $1 - \exp(-0.233)$ ); para las nacidas entre 1965 y 1969, en 32 por ciento; y entre las nacidas en la primera mitad de la década de 1970, en 61 por ciento.

El modelo 2 incorpora la educación alcanzada a cada edad observada. Los resultados de este modelo indican que, en comparación con aquéllas que completaron el nivel secundario, las mujeres que no lo hicieron tienen una probabilidad de casarse 41 por ciento más baja, al tiempo que no se observan diferencias significativas con aquéllas que alcanzaron el nivel superior. En otras palabras, estos resultados sugerirían que haber alcanzado el nivel de educación superior no se vincula con pautas matrimoniales diferentes a las que se observan entre las mujeres con educación media.

La comparación de los resultados del efecto de cohorte del modelo 2 con los del modelo 1 permite también dar respuesta a la pregunta sobre si la postergación matrimonial observada se explica por el incremento educativo que experimentó cada generación. En efecto, si el impacto de la variable cohorte en el modelo 1 disminuye —o se torna no significativo estadísticamente— cuando se incorpora la educación en el modelo 2, cualquiera de esas dos condiciones indicaría que la postergación matrimonial responde a cambios composicionales de la población femenina en materia de educación. Como se puede observar en el cuadro 2, el efecto de cohorte se mantiene prácticamente igual de un modelo a otro, lo que descarta dicha hipótesis.

CUADRO 2  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS  
DE EVENTOS DISCRETOS QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA  
UNIÓN, MUJERES

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1 Coef.	Modelo 2 Coef.	Modelo 3 Coef.	Modelo 4 Coef.	Modelo 1 Coef.	Modelo 2 Coef.	Modelo 3 Coef.	Modelo 4 Coef.
Intercept	-2.771 <sup>a</sup>	-2.710 <sup>a</sup>	-2.874 <sup>a</sup>	-2.873 <sup>a</sup>	-2.618 <sup>a</sup>	-2.521 <sup>a</sup>	-2.678 <sup>a</sup>	-2.691 <sup>a</sup>
<i>Edad</i>								
22 años y menos	-1.149 <sup>a</sup>	-0.986 <sup>a</sup>	-0.461 <sup>a</sup>	-0.461 <sup>a</sup>	-1.215 <sup>a</sup>	-1.108 <sup>a</sup>	-0.586 <sup>a</sup>	-0.585 <sup>a</sup>
23-24 años	-0.001	-0.008	0.052	0.049	-0.162 <sup>b</sup>	-0.163 <sup>b</sup>	-0.103	-0.106
25-26 años								
27-28 años	-0.053	-0.052	-0.054	-0.051	0.050	0.050	0.045	0.047
29-30 años	-0.372 <sup>a</sup>	-0.359 <sup>a</sup>	-0.356 <sup>a</sup>	-0.353 <sup>a</sup>	-0.083	-0.073	-0.073	-0.074
<i>Cohorte de nacimiento 1950-1959</i>								
1960-1964 (Coh2)	-0.227 <sup>a</sup>	-0.233 <sup>a</sup>	-0.230 <sup>a</sup>	-0.433 <sup>a</sup>	-0.125 <sup>c</sup>	-0.126 <sup>c</sup>	-0.116 <sup>c</sup>	-0.300 <sup>b</sup>
1965-1969 (Coh3)	-0.365 <sup>a</sup>	-0.394 <sup>a</sup>	-0.388 <sup>a</sup>	-0.426 <sup>a</sup>	-0.224 <sup>a</sup>	-0.232 <sup>a</sup>	-0.221 <sup>a</sup>	-0.136
1970-1974 (Coh4)	-0.906 <sup>a</sup>	-0.943 <sup>a</sup>	-0.958 <sup>a</sup>	-0.677 <sup>a</sup>	-0.388 <sup>a</sup>	-0.404 <sup>a</sup>	-0.407 <sup>a</sup>	-0.252 <sup>c</sup>
<i>Lugar de nacimiento</i>								
Capital Federal								
Conurbano	0.366 <sup>a</sup>	0.404 <sup>a</sup>	0.379 <sup>a</sup>	0.391 <sup>a</sup>	0.362 <sup>a</sup>	0.389 <sup>a</sup>	0.365 <sup>a</sup>	0.383 <sup>a</sup>
Otra provincia	-0.384 <sup>a</sup>	-0.258 <sup>a</sup>	-0.328 <sup>a</sup>	-0.327 <sup>a</sup>	-0.147 <sup>b</sup>	-0.075	-0.156 <sup>b</sup>	-0.150 <sup>c</sup>
País limítrofe	-0.222 <sup>c</sup>	-0.002	-0.081	-0.096	0.341 <sup>a</sup>	0.433 <sup>a</sup>	0.345 <sup>a</sup>	0.317 <sup>a</sup>
Otro país	-0.101	-0.089	-0.047	-0.067	0.235	0.228	0.264	0.256

Continúa

CUADRO 2  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS DE EVENTOS DISCRETOS  
QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA UNIÓN, MUJERES  
(CONTINUACIÓN)

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Vivió en otra localidad (vt)</i>								
No								
Sí	0.425 <sup>a</sup>	0.434 <sup>a</sup>	0.403 <sup>a</sup>	0.397 <sup>a</sup>	0.539 <sup>a</sup>	0.534 <sup>a</sup>	0.491 <sup>a</sup>	0.490 <sup>a</sup>
<i>Nivel educativo (vt)</i>								
Hasta secundario inc. (Edu1)		-0.537 <sup>a</sup>	-0.307 <sup>a</sup>	-0.358 <sup>a</sup>		-0.386 <sup>a</sup>	-0.148 <sup>b</sup>	-0.236 <sup>b</sup>
<i>Secundaria completa</i>								
Superior inc. o comp. (Edu3)	0.054	0.054	0.337 <sup>a</sup>	0.377 <sup>a</sup>	-0.063	-0.063	0.218 <sup>a</sup>	0.323 <sup>a</sup>
<i>Asistencia escolar (vt)</i>								
No								
Sí			-1.278 <sup>a</sup>	-1.287 <sup>a</sup>			-1.292 <sup>a</sup>	-1.305 <sup>a</sup>

Continúa

CUADRO 2  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS DE EVENTOS DISCRETOS  
QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA UNIÓN, MUJERES  
(CONTINUACIÓN)

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Interacción entre educación y cohorte</i>								
Edu1*Coh2				0.238				0.294
Edu1*Coh3				0.243				0.072
Edu1*Coh4				-0.198				0.124
Edu3*Coh2				0.252				0.168
Edu3*Coh3				-0.052				-0.233
Edu3*Coh4				-0.430 <sup>a</sup>				-0.376 <sup>a</sup>
Número de observaciones	54 508	54 508	54 508	54 508	49 614	49 614	49 614	49 614
-2LL	12 627	12 544	12 359	12 347	14 856	14 817	14 575	15 558
grados de libertad	13	15	16	22	13	15	16	22
Nivel de significación: a < 0.01; b < 0.05; c < 0.10.								
(vt) variable en el tiempo								

Fuente: elaborado con datos de la autora.

El modelo 3 incorpora la variable asistencia escolar, y permite examinar cómo confluye la educación adquirida con el efecto de permanecer dentro del sistema educativo hasta edades mayores. Por un lado, se observa que la permanencia dentro del sistema educativo tiene un efecto inhibitor muy fuerte en la formación de la familia. Aquellas mujeres que están asistiendo a un establecimiento educativo reducen 73 por ciento su probabilidad de casarse ( $1 - \exp(-1.278)$ ) con respecto a aquellas que no asisten. Los resultados de este modelo muestran, además, que controlando por el efecto inhibitor en la transición matrimonial de la asistencia escolar, la educación tiene un efecto positivo y significativo en el matrimonio. En comparación con las mujeres con educación secundaria, las que tienen menos educación tienen probabilidades 26 por ciento más bajas de casarse a cada edad, mientras que tales probabilidades son 40 por ciento más altas para las que alcanzaron el nivel superior.

Estos resultados concuerdan con investigaciones internacionales que muestran que la relación negativa o no significativa entre la educación y el matrimonio opera principalmente por los diferentes lapsos de matriculación dentro del sistema educativo. Es decir, los resultados refutan la hipótesis de la independencia económica, la cual sostiene que a mayor educación de las mujeres es menor el atractivo de casarse (Becker, 1971, 1981) y son, en cambio, más consistentes con la idea de que, en sociedades donde el varón no tiene el rol exclusivo de proveedor de ingresos, las mujeres con mayor educación, y por ende con mayores ingresos potenciales, se tornan más atractivas en el mercado matrimonial si ambos miembros de la pareja pueden beneficiarse al reunir y compartir los recursos (Oppenheimer 1988, 1994).

Vale la pena resaltar que, en este modelo, el efecto de cohorte mantiene la misma magnitud y nivel de significancia que en los modelos anteriores. Se refuerza así la idea de que la postergación matrimonial no responde a cambios en la composición por educación de las sucesivas cohortes.

Finalmente, para evaluar si la magnitud y dirección del efecto de educación en la transición al matrimonio se ha modificado en las distintas generaciones se incorporó una interacción entre educación y cohorte (modelo 4 en cuadro 2). La inclusión de esta variable no mejora el ajuste del modelo, lo que sugiere que el efecto de educación en el matrimonio se ha mantenido estable en las sucesivas generaciones. Sin embargo, cabe señalar que una de las interacciones es significativa: la que compara la experiencia de las mujeres con educación superior *versus* las que tienen secundaria completa, entre la cohorte nacida en la década de 1950 y la cohorte nacida en la primera mitad de la década de 1970.



Lo que indica dicha interacción es que el efecto de educación superior (*versus* secundaria completa) en la cohorte 1970-1974 es 35 por ciento más bajo que el correspondiente en la cohorte 1950-1959. Esto también significa que para la generación más joven (nacidas entre 1970 y 1974) aquéllas con educación superior tienen las mismas probabilidades de casarse que aquéllas con secundaria completa.

El cuadro 3 presenta los resultados del mismo análisis pero para los varones. Si se observan los sucesivos modelos, se ve que los resultados prácticamente replican los observados para las mujeres. En primer lugar, se reconoce el efecto negativo de cohorte (modelo 1) replicando los hallazgos descriptivos de la postergación matrimonial. Más aún, si se comparan los efectos de cada cohorte de los varones con los de las mujeres, se observa también que éstos son mayores entre los varones, lo cual sugiere que la postergación matrimonial ha sido algo más acentuada entre ellos.

También entre los varones se observa que la educación tiene un efecto limitado cuando no se controla por la asistencia escolar, lo que sugeriría que aquéllos con educación superior tienen las mismas probabilidades de casamiento que los que cuentan con educación media, mientras que los que tienen baja educación muestran probabilidades significativamente más bajas. Al igual que en el caso de las mujeres, si bien esto no debe sorprendernos dado que ya se ha señalado que los varones no han aumentando significativamente su educación en las generaciones observadas, la postergación matrimonial no se explica por cambios en la composición educativa de la población masculina.

Consistentemente con la literatura internacional, los resultados del trabajo muestran que la asistencia escolar tiene un efecto inhibitor muy fuerte en la transición al matrimonio también entre los varones. Aquéllos que asisten a la escuela tienen una probabilidad 75 por ciento más baja de casarse comparados con quienes no lo hacen. Más aún, y al igual que lo observado entre las mujeres, cuando se controla por la asistencia, la educación pasa a tener un efecto positivo y significativo en el matrimonio. Así, a mayor educación, mayores posibilidades de casamiento, si bien las diferencias entre aquéllos con secundaria completa y escolaridad superior son marginalmente significativas. Vale la pena también destacar que aun cuando la magnitud del efecto de educación superior es mayor entre las mujeres que entre los varones, lo que sugeriría que las oportunidades de casamiento entre aquéllos con educación superior y aquellos con educación media (o baja) son significativamente mayores entre las mujeres que entre los varones, esta diferencia no es estadísticamente significativa (probado en un

modelo que no se presenta en los cuadros). Finalmente, el modelo 4 permite concluir que el efecto de educación en las tasas de matrimonio entre los varones no ha variado significativamente en las sucesivas cohortes.

### *Educación y primera unión*

Como se viera anteriormente, la formación de la familia a través de una unión consensual o de hecho ha ido creciendo paulatinamente hasta transformarse en la vía más frecuente a partir de la generación nacida en la década de 1970. Es por ello que cabe preguntarse hasta qué punto las tendencias observadas —particularmente en cuanto a la relación entre educación y matrimonio— se mantienen o se modifican si se estudia la formación familiar a partir del momento de ocurrencia de una primera unión, sin distinguir si ésta es matrimonial o consensual. Para responder a esta pregunta se realizaron análisis similares examinando la transición a la primera unión, que se presentan en los cuadros 2 y 3 para las mujeres y varones, respectivamente.

Comenzando por las mujeres, los resultados replican a los obtenidos cuando se examina matrimonio, si bien varios de los efectos se atenúan. En primer lugar, se observa que el efecto de cohorte, si bien se mantiene, se reduce de manera importante. Estos resultados, consistentes con las tendencias descriptivas, indican no sólo un crecimiento de la consensualidad como modalidad de primera unión (a expensas del matrimonio), sino que la consensualidad no ha reemplazado al matrimonio y que ha habido una postergación en la formación de la familia. En segundo lugar, las relaciones observadas entre educación y primera unión también replican a las observadas para matrimonio, aunque atenuadas. Cuando se tiene en cuenta el efecto inhibitor de la asistencia escolar en la formación familiar, la educación tiene un efecto positivo y significativo en la transición a una primera unión. La comparación del efecto de cohorte en los distintos modelos del cuadro 2 sugiere que la postergación en la formación de la familia entre las mujeres ha tenido lugar con cierta independencia de sus logros educativos. Finalmente, y al igual que lo observado en el análisis de la transición al matrimonio, la única interacción entre educación y cohorte que es significativa es la que compara la experiencia de las mujeres con educación superior *versus* las que tienen secundaria completa, para la cohorte nacida en la década de 1950 y la cohorte nacida en la primera mitad de la década de 1970.

CUADRO 3  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS DE EVENTOS DISCRETOS  
QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA UNIÓN. VARONES

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Intercept	-2.839 <sup>a</sup>	-2.742 <sup>a</sup>	-2.821 <sup>a</sup>	-2.850 <sup>a</sup>	-2.804 <sup>a</sup>	-2.714 <sup>a</sup>	-2.794 <sup>a</sup>	-2.820 <sup>a</sup>
<i>Edad</i>								
22 años y menos	-1.875 <sup>a</sup>	-1.769 <sup>a</sup>	-1.273 <sup>a</sup>	-1.267 <sup>a</sup>	-1.771 <sup>a</sup>	-1.736 <sup>a</sup>	-1.240 <sup>a</sup>	-1.246 <sup>a</sup>
23-24 años	-0.237 <sup>b</sup>	-0.241 <sup>b</sup>	-0.188 <sup>b</sup>	-0.190 <sup>b</sup>	-0.324 <sup>a</sup>	-0.324 <sup>a</sup>	-0.273 <sup>a</sup>	-0.279 <sup>a</sup>
25-26 años								
27-28 años	0.260 <sup>a</sup>	0.267 <sup>a</sup>	0.264 <sup>a</sup>	0.269 <sup>a</sup>	0.180 <sup>b</sup>	0.181 <sup>b</sup>	0.177 <sup>b</sup>	0.185 <sup>b</sup>
29-30 años	0.064	0.074	0.074	0.078	0.146 <sup>c</sup>	0.147 <sup>c</sup>	0.147 <sup>c</sup>	0.150 <sup>c</sup>
<i>Cohorte de nacimiento 1950-1959</i>								
1960-1964 (Coh2)	-0.279 <sup>a</sup>	-0.299 <sup>a</sup>	-0.292 <sup>a</sup>	-0.254	-0.203 <sup>a</sup>	-0.207 <sup>a</sup>	-0.201 <sup>a</sup>	-0.089
1965-1969 (Coh3)	-0.645 <sup>a</sup>	-0.661 <sup>a</sup>	-0.661 <sup>a</sup>	-0.543 <sup>a</sup>	-0.355 <sup>a</sup>	-0.358 <sup>a</sup>	-0.358 <sup>a</sup>	-0.291 <sup>c</sup>
1970-1974 (Coh4)	-1.085 <sup>a</sup>	-1.104 <sup>a</sup>	-1.109 <sup>a</sup>	-1.124 <sup>a</sup>	-0.331 <sup>a</sup>	-0.338 <sup>a</sup>	-0.341 <sup>a</sup>	-0.395 <sup>a</sup>
<i>Lugar de nacimiento</i>								
Capital Federal								
Conurbano	0.351 <sup>a</sup>	0.399 <sup>a</sup>	0.362 <sup>a</sup>	0.372 <sup>a</sup>	0.529 <sup>a</sup>	0.544 <sup>a</sup>	0.492 <sup>a</sup>	0.501 <sup>a</sup>
Otra provincia	-0.464 <sup>a</sup>	-0.345 <sup>a</sup>	-0.381 <sup>a</sup>	-0.375 <sup>a</sup>	-0.155 <sup>c</sup>	-0.129	-0.176 <sup>c</sup>	-0.146
País limítrofe	-0.354 <sup>b</sup>	-0.205	-0.229	-0.243	0.187	0.214 <sup>c</sup>	0.164	0.159
Otro país	-0.543 <sup>b</sup>	-0.576 <sup>b</sup>	-0.577 <sup>b</sup>	-0.570 <sup>b</sup>	-0.071	-0.086	-0.090	-0.055

Continúa

CUADRO 3  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS DE EVENTOS DISCRETOS  
QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA UNIÓN. VARONES  
(CONTINUACIÓN)

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Vivió en otra localidad (vt)</i>								
No								
Sí	0.575 <sup>a</sup>	0.546 <sup>a</sup>	0.543 <sup>a</sup>	0.541 <sup>a</sup>	0.705 <sup>a</sup>	0.701 <sup>a</sup>	0.690 <sup>a</sup>	0.683 <sup>a</sup>
<i>Nivel educativo (vt)</i>								
Hasta secundaria inc. (Edu1)		-0.394 <sup>a</sup>	-0.304 <sup>a</sup>	-0.367 <sup>a</sup>		-0.181 <sup>b</sup>	-0.079	-0.245 <sup>b</sup>
Secundaria completa Superior inc. o comp. (Edu3)		0.002	0.150 <sup>c</sup>	0.262 <sup>b</sup>		-0.089	0.076	0.285 <sup>b</sup>
<i>Asistencia escolar (vt)</i>								
No								
Sí			-1.380 <sup>a</sup>	-1.389 <sup>a</sup>			-1.470 <sup>a</sup>	-1.478 <sup>a</sup>

Continúa

CUADRO 3  
COEFICIENTES ESTIMADOS A PARTIR DE MODELOS DE HISTORIAS DE EVENTOS DISCRETOS  
QUE PREDICEN LA TRANSICIÓN AL PRIMER MATRIMONIO Y A LA PRIMERA UNIÓN. VARONES  
(CONTINUACIÓN)

Variables	Matrimonio				Primera unión			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Interacción entre educación y cohorte</i>								
Edu1*Coh2				0.027				0.016
Edu1*Coh3				0.083				0.219
Edu1*Coh4				0.263				0.516 <sup>a</sup>
Edu3*Coh2				-0.115				-0.308
Edu3*Coh3				-0.327				-0.361 <sup>c</sup>
Edu3*Coh4				-0.151				-0.300 <sup>c</sup>
Número de observaciones	55	55	55	55	51	51	51	51
-2LL	9 974	9 940	9 854	9 847	12 163	12 157	12 019	11 989
grados de libertad	13	15	16	22	13	15	16	22
Nivel de significación: a < 0.01; b < 0.05; c < 0.10.								
(vt) variable en el tiempo								

Fuente: elaborado con datos de la autora.

Esto es, el efecto positivo en la transición a la primera unión de contar con educación superior (*versus* secundaria completa) entre aquéllas nacidas en la década de 1950 se torna no significativo entre las de la generación nacida en la segunda mitad de la década de 1970.

Pasando ahora a los varones (cuadro 3), los resultados obtenidos sobre la transición a la primera unión guardan similitudes pero también algunas diferencias a los obtenidos para el estudio de la transición al matrimonio. En primer lugar, se observa que la postergación de la primera unión entre los varones —que es mucho menor que la ocurrida en relación con la postergación matrimonial— ha ocurrido con independencia de sus logros educativos. Asimismo, pero a diferencia de las mujeres, los resultados sugieren que la tendencia a postergar la entrada a la primera unión se estabiliza a partir de aquéllos nacidos en la segunda mitad de la década de 1960. Una plausible explicación para ello podría ser por la disminución de diferencia de edad entre los miembros de la pareja, consistente con la perspectiva de pesquisa conyugal y con resultados de Torrado (2003) para uniones matrimoniales en la Ciudad de Buenos Aires.

En cuanto al efecto de educación en la formación familiar, cuando se controla por el efecto inhibitorio de asistencia escolar (modelo 3), dicho coeficiente pierde significación estadística. Estos resultados indicarían que, entre los varones, la transición a la primera unión no está vinculada con los logros educativos. Sin embargo, los resultados del modelo 4 sugieren que el efecto de la educación se ha modificado en las sucesivas generaciones estudiadas. Entre aquellos nacidos en la década de 1950, la educación tiene un efecto positivo y significativo.<sup>6</sup> Los resultados de la interacción entre educación y cohorte indican, en general, que el efecto positivo de educación en la entrada a una unión se reduce en cada cohorte sucesiva. Más aún, se observa un punto de inflexión entre los de la generación más joven, dado que, aquéllos con bajo nivel educativo (secundaria incompleta o menos) son los que tienen las probabilidades más altas de iniciar una unión, mientras que aquéllos con educación secundaria y superior tienen —al igual que lo observado entre las mujeres— probabilidades similares. Si bien dichos efectos son marginalmente significativos, indicarían cambios en el comportamiento de los que tienen alto nivel educativo, pero mucho más entre los que tienen bajo nivel educativo, comparados con sus pares de generaciones anteriores en lo que se refiere a la formación de la familia vía la unión consensual.

<sup>6</sup> Como lo indica el efecto de la variable nivel educativo en el modelo 4, que corresponde al efecto de dicha variable para la cohorte de referencia (1950-1959).

## Conclusiones

Varios estudios recientes señalan los importantes cambios ocurridos en las pautas de formación de la familia en Argentina, y particularmente en la Ciudad de Buenos Aires. Sin embargo, los estudios sobre los factores que contribuyen a explicar dichas transformaciones son escasos. Esto no es sorprendente, dado que las fuentes de datos disponibles son de tipo sincrónico, que por su naturaleza sólo proveen fotografías estáticas inadecuadas para examinar la complejidad de estos fenómenos.

El presente estudio se inscribe en estos antecedentes y se propuso avanzar en el conocimiento de las pautas de formación de la familia, tanto por la vía formal del matrimonio como por la vía consensual. Más específicamente, analiza la relación entre educación y transición al primer matrimonio, al igual que entre educación y transición a la primera unión, sin distinguir si ésta es matrimonial o consensual, de varones y mujeres residentes de la Ciudad de Buenos Aires. Se utilizó una fuente de datos que —si bien es sincrónica— contiene indicadores educacionales y de formación familiar de tipo biográfico. La utilización de datos de esta naturaleza permite utilizar un abordaje metodológico longitudinal, lo cual supera las limitaciones del análisis que impone el uso de datos sincrónicos y contribuye, por ende, a comprender mejor la compleja relación entre educación y formación familiar.

Los resultados obtenidos muestran, consistentemente con estudios anteriores, una sostenida tendencia a postergar la edad al matrimonio en cada sucesiva generación. Esta tendencia a postergar el matrimonio se observa tanto entre las mujeres como entre los varones. Sin embargo, y contrariamente a lo sugerido en otros estudios, tal tendencia pareciera ser similar entre los varones y entre las mujeres o incluso algo más pronunciada entre los primeros que entre las segundas. Esta tendencia se atenúa bastante, pero no completamente, cuando se considera la formación de la familia mediante una unión, sin distinguir si ésta es legal o consensual.

Asimismo, el aumento de los logros educativos en las sucesivas generaciones, observados principalmente entre las mujeres, no ha tenido una influencia significativa en las pautas de postergación de la formación familiar. En otras palabras, la postergación al matrimonio, tanto entre los varones, pero mucho más entre las mujeres, ha tenido lugar con cierta independencia de sus logros educativos.

En cuanto a la relación entre educación y matrimonio, los resultados obtenidos tanto para las mujeres como para los varones contrastan con la perspectiva de intercambio y especialización formulado por Becker (1981), quien sugiere que mayores logros educativos convierten al matrimonio en una opción menos atractiva, particularmente para el caso de las mujeres. Si bien las mujeres (y también los varones) con educación superior muestran pautas matrimoniales más tardías, dicha relación opera principalmente en función de los diferentes lapsos de permanencia dentro del sistema educativo. Cuando se tiene en cuenta el efecto inhibitorio de la asistencia escolar en la transición matrimonial, la educación tiene un efecto positivo y significativo. Estos hallazgos son consistentes con la idea de que, en sociedades donde el varón no tiene el rol exclusivo de proveedor de ingresos, las mujeres con mayor nivel educativo, y por ende con mayores ingresos potenciales, se tornan más atractivas en el mercado matrimonial si ambos miembros de la pareja pueden beneficiarse al reunir y compartir los recursos (Oppenheimer 1988, 1994).

Estos resultados se replican, particularmente entre las mujeres, cuando el estudio de la formación familiar no se reduce al matrimonio, e incluye también la vía consensual. En el caso de los varones, sin embargo, se observan algunas diferencias. En primer lugar, la tendencia de postergación de entrada a una primera unión se estabiliza sólo entre los varones a partir de aquéllos nacidos en la segunda mitad de la década de 1960. Este hallazgo podría ser el resultado de la reducción de edad entre los miembros de la pareja, hipótesis consistente con la perspectiva de pesquisa conyugal. En segundo lugar, se observa que el efecto de educación ha pasado de ser positivo y significativo entre la generación de 1950 a marginalmente negativo entre la generación nacida en la primera mitad de la década de 1970. Los resultados parecieran indicar que entre la generación más joven, son los varones con menores logros educativos quienes han modificado en mayor medida sus pautas de formación familiar, acelerando la entrada a una unión por la vía consensual. Si bien es prematuro sacar conclusiones en cuanto a un cambio en el rol de la educación en las pautas de formación de los varones, lo cierto es que, entre ellos, los logros educativos ya no son fuertes determinantes de la edad de formación de una unión legal o consensual. Lamentablemente, la fuente de datos utilizada no dispone de indicadores laborales o de ingresos a lo largo del curso de vida de los varones y de las mujeres, que permitan examinar cómo confluyen dichos aspectos con los educativos en las pautas de formación familiar.



El presente estudio se basó en la experiencia matrimonial de sucesivas generaciones de varones y mujeres hacia los 30 años de edad, por lo que no puede descartarse que algunos de los hallazgos de este trabajo varíen cuando se pueda comparar la experiencia de dichas generaciones hasta edades más avanzadas, particularmente en lo que se refiere a la transición matrimonial. Si bien este trabajo constituye un aporte al estudio de los factores que influyen en la formación de uniones conyugales, queda pendiente examinar más sistemáticamente el rol de la educación en la modalidad de formación familiar, así como también los determinantes de la trayectoria de las uniones que se inician de manera consensual.

## Bibliografía

ALLISON, P. D., 1984, *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*, Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Beverly Hills and London.

AÑÑOS, M. C., 1999, "Unión consensual y asistencia escolar en la población de 15-39 años en Argentina (1960-1991)", en *Papers de Demografia*, núm. 159, Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona.

BECKER, G. S., 1981, *A treatise on the family*, Harvard University Press, Cambridge.

BINSTOCK, G. P., 2004, "Cambios en las pautas de formación y disolución de la familia entre las mujeres de la Ciudad de Buenos Aires", en *Población de Buenos Aires. Revista de Datos y Estudios Demográficos*, vol. 0, núm. 1.

BINSTOCK, G. P., 2003, "Transformaciones en la formación de la familia: evidencias de la Encuesta Anual de Hogares de la Ciudad de Buenos Aires", ponencia presentada en VII Jornadas de la Asociación Argentina de Población, del 5 al 8 de noviembre, Taí del Valle, Tucumán.

BLOSSFELD, H. P., 1995, *The new role of women: family formation in modern societies*, Westview Press, Boulder.

BLOSSFELD, H. P. y J. Huinink, 1991, "Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation", en *American Journal of Sociology*, vol. 97, núm. 1.

CABELLA, W. et al., 2004. *¿Dos orillas y una transición? La segunda transición demográfica en Buenos Aires y Montevideo en perspectiva biográfica*, Trabajo presentado en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, realizado del 18 al 20 de septiembre en Caxambú, MG, Brasil.

CERRUTTI, M. S., 2000, "Economic reform, structural adjustment and female participation in the labour force in Buenos Aires, Argentina", en *World Development*, vol. 28, núm. 5.

- CERRUTTI, M. S. y G. P. Binstock, 2004, "Tendencias educativas en la Argentina: un estudio por cohortes", en *Documentos de Trabajo del CENEP*, núm. 4, en prensa, Buenos Aires.
- GELDSTEIN, R. N., 1994, "Los roles de género en la crisis: mujeres como principal sostén económico del hogar", en *Cuadernos del CENEP*, núm. 50, Buenos Aires.
- HOEM, J. M., 1986, "The impact of education on modern family-union initiation", en *European Journal of Population*, vol. 2.
- MASCIADRI, V., 2002, "Tendencias recientes en la constitución y disolución de las uniones en Argentina", en *Notas de Población*, año XXIX, 74.
- MAZZEO, V., s.f., "Comportamiento de la nupcialidad en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, periodo 1890-1999", en *Serie Estudios Especiales*, núm. 2, Dirección General de Estadística y Censos de la Ciudad de Buenos Aires.
- OPPENHEIMER, V. K., 1988, "A theory of marriage timing", en *American Journal of Sociology*, vol. 94.
- OPPENHEIMER, V. K., 1994, "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", en *Population and Development Review*, vol. 20, núm. 2.
- PETERSEN, T., 1986, "Estimating fully parametric hazard rate models with time-dependent covariates: use of maximum likelihood", en *Sociological Methods and Research*, núm. 14.
- SANA, M., 2001, "La segunda transición demográfica y el caso argentino", en AEPA, *V Jornadas Argentinas de Estudios de Población*, Universidad Nacional de Luján, Luján, Provincia de Buenos Aires.
- THORNTON, A. *et al.*, 1995, "The influence of school enrollment and accumulation on cohabitation and marriage in early adulthood", en *American Sociological Review*, vol. 60.
- TORRADO, S., 2003, *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*, Ediciones de la Flor, Buenos Aires.
- WAINERMAN, C. H., 1979, "Educación, familia y participación económica femenina en la Argentina", en *Desarrollo Económico*, vol. 18, núm. 72.
- WAINERMAN, C. H., 2003, "La reestructuración de las fronteras de género" en C. H. Wainerman (comp.) *Familia, trabajo y género*, Unicef/FCE, Buenos Aires.
- WAINERMAN, C. H. y R. N. Geldstein, 1994, "Viviendo en familia: ayer y hoy", en C. Wainerman (comp.) *Vivir en familia*, Unicef/Losada, Buenos Aires.