



Población y Salud en Mesoamérica

ISSN: 1659-0201

revista.ccp@ucr.ac.cr

Universidad de Costa Rica

Costa Rica

López-Chávez, Anabel; Ortiz-Ávila, Elsa  
Factores socioeconómicos asociados al aplazamiento de  
la primera unión en dos cohortes de mujeres mexicanas  
Población y Salud en Mesoamérica, vol. 20, núm. 1, 2022, Julio-Diciembre, pp. 166-190  
Universidad de Costa Rica  
San José, Costa Rica

DOI: <https://doi.org/10.15517/psm.v20i1.49453>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=44671956010>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

[redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc

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



UNIVERSIDAD DE  
COSTA RICA

CCP

Centro Centroamericano  
de Población

Doi: <https://doi.org/10.15517/psm.v20i1.49453>

Volumen 20, número 1, Art. Cient. julio-diciembre 2022



# Población y Salud en Mesoamérica

## Factores socioeconómicos asociados al aplazamiento de la primera unión en dos cohortes de mujeres mexicanas

Anabel López-Chávez y Elsa Ortiz-Ávila

### Cómo citar este artículo:

López Chávez, A. y Ortiz-Ávila, E. (2022). Factores socioeconómicos asociados al aplazamiento de la primera unión en dos cohortes de mujeres mexicanas. *Población y Salud en Mesoamérica*, 20(1). Doi: 10.15517/psm.v20i1.49453



ISSN-1659-0201 <http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

Revista electrónica semestral

Centro Centroamericano de Población

Universidad de Costa Rica

## Factores socioeconómicos asociados al aplazamiento de la primera unión en dos cohortes de mujeres mexicanas

*Socioeconomic factors linked to postponement of first union in two cohorts of Mexican women*

Anabel López-Chávez<sup>1</sup> y Elsa Ortiz-Ávila<sup>2</sup>

**Resumen: Objetivo:** analizar si el origen social y ciertas características sociodemográficas como la escolaridad, el empleo y el ser madre influyen en el aplazamiento de la primera unión en dos cohortes de mujeres mexicanas. **Fuente de datos:** Encuesta Demográfica Retrospectiva de 2017. **Metodología:** se utilizaron técnicas descriptivas y multivariadas de historia de eventos. En el análisis multivariado, se ajustaron dos modelos de historia de eventos, uno para la cohorte más antigua y otro para la más joven. **Resultados:** las mujeres nacidas entre 1978 y 1987 retrasaron más su calendario en comparación con las nacidas entre 1962 y 1967. La proporción de ocurrencia de la primera unión a los 30 años ha cambiado según la cohorte de nacimiento, las mujeres más jóvenes muestran menores porcentajes al respecto. Las mujeres de la cohorte más joven con alto nivel educativo, sin hijos y de mayor estrato tienen menos probabilidades de unirse. **Conclusiones:** el calendario de la unión en México es heterogéneo y está acentuado por las nuevas generaciones, la clase socioeconómica, el nivel educativo y la fecundidad previa.

**Palabras clave:** índice de origen social, empleo, nivel de escolaridad

**Abstract: Objective:** to analyze if social origin and certain sociodemographic characteristics such as: education level, having a job and being a mother, influence in two cohorts of women in Mexico to postpone their entry into their first union. Data source: Retrospective Demographic Survey of 2017. **Data source:** Retrospective Demographic Survey of 2017. Methodology: descriptive and multivariate event history techniques were used. In multivariate analysis, two event history models were adjusted, one for women from the oldest cohort and one for the youngest. **Results:** Women born between 1978 and 1987 delayed their calendar compared to those born between 1962 and 1967. The proportion of occurrences of the first union at age 30 has changed according to the birth cohort, with younger women showing lower percentages of a first marriage at this age. Women from the younger cohort who are highly educated do not have children and are from a higher stratum, they are less likely to join. **Conclusion:** the calendar of the union in Mexico is heterogeneous and is accentuated by the new generations and the socioeconomic stratum to which they belong, in addition to factors such as educational level and pre-union fertility.

**Keywords:** Social Origin Index, occupation, education level.

**Recibido:** 03 ene, 2022 | **Corregido:** 29 abr, 2022 | **Aceptado:** 03 may, 2022

<sup>1</sup> Alumna del Doctorado en Estudios de Población. Instituto de Ciencias Sociales y Humanidades, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH), Hidalgo, MÉXICO. [anabellopezchavez@gmail.com](mailto:anabellopezchavez@gmail.com), ORCID id: <https://orcid.org/0000-0001-7378-7674>

<sup>2</sup> Profesora-investigadora de tiempo completo. Instituto de Ciencias Sociales y Humanidades, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH), Hidalgo, MÉXICO. [elsa\\_ortiz@uaeh.edu.mx](mailto:elsa_ortiz@uaeh.edu.mx), ORCID id: <https://orcid.org/0000-0002-4496-6275>

## 1. Introducción

A partir de la segunda mitad del siglo pasado, las pautas relacionadas con la vida reproductiva de las mujeres se fueron transformando con respecto a cómo se vivía esta en épocas anteriores (García y Pacheco, 2014). Durante varias décadas se ha documentado la impresionante transformación de los modelos familiares en los países latinoamericanos, en donde las tasas de matrimonio han ido disminuyendo a la par del aumento de las uniones consensuales, precedidas por patrones de fecundidad que han alcanzado niveles por debajo del de reemplazo (Cerrutti y Binstock, 2009; Zavala, 2014).

Al mismo tiempo, se han observado cambios ideológicos entre la población; estos han dado lugar a algunos ajustes en las actitudes que apuntan hacia una mayor adopción de nuevos comportamientos en torno a la primera unión y la primera maternidad (García y Rojas, 2004; Lipovetsky, 1999). Es decir, los prejuicios se han reducido y es más aceptada socialmente la convivencia de pareja sin llegar al matrimonio.

México es un país desigual, por ende, los modelos de las relaciones y las uniones son heterogéneos. Factores estructurales como el bajo crecimiento económico o la precariedad en el empleo juvenil tienen como consecuencia que gran número de jóvenes posponga su decisión (Solís y Ferraris, 2014). Así mismo, se han observado cambios en el calendario y la intensidad de los principales eventos del paso a la vida adulta, como la emancipación o el primer embarazo primera maternidad (Corijin y Klijzing, 2001).

En ese sentido, el establecimiento de una unión se aprecia cada vez más tardío y, a la vez, el matrimonio ha empezado a perder su hegemonía como contexto dominante para la procreación, pues ya no es considerado necesario antes de tener hijos (Mier y Terán, 2014).

Bajo tal contexto, el objetivo de este trabajo es analizar el papel que juegan en la postergación de la primera unión ciertos factores sociodemográficos y económicos de las mujeres, a saber, el nivel educativo, el empleo y la maternidad previa. Para ello, se eligieron dos cohortes de mujeres divididas por años de nacimiento, las primeras, de 1962 a 1969 (con edades entre 50 y 55 años) y las segundas, de 1978 a 1987 (con edades entre 30 y 39 años); por cuanto las mujeres de la cohorte más antigua podrían ser madres de las más jóvenes, se facilitó el estudio del cambio en el comportamiento de la primera unión en el transcurso de una generación a otra.

La fuente de información recurrida para estudiar a la primera unión y los eventos vinculados con ella, como el ingreso al mercado laboral, el nacimiento de un hijo o el momento específico del hecho en sí, fue la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) de 2017.

## 2. Estudio de la primera unión y sus factores socioeconómicos determinantes

En las últimas décadas, se han dado varios procesos de cambio sociodemográfico relacionados con la vida de las mujeres en todo el mundo; por ejemplo, la rápida disminución de la fecundidad en la mayoría de los países latinoamericanos (Rodríguez, 2013), al grado que la tasa global en la región durante el periodo de 2015 a 2020 se estimó en 2.04 hijos nacidos vivos por mujer (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2019).

A su vez, la intensa desinstitucionalización del matrimonio ha sido motivada primordialmente por el incremento de la cohabitación, en la que ambos miembros de la pareja poseen niveles educativos altos (Quilodrán, 2008; Esteve, et al., 2012). Estos cambios suelen verse involucrados con desarrollos sociales relevantes, entre ellos, tanto el número total de años de estudio como la participación dentro del mercado laboral (Samuel y Pascal, 2005; Paz, 2005).

Una de las transformaciones demográficas más interesantes es el retraso de la entrada a la primera unión (Esteve y Florez-Paredes, 2014). Según hallaron diversos trabajos enfocados en el análisis del comportamiento nupcial a través de diferentes encuestas, la edad promedio a la que las mujeres se unen por primera vez aumentó a finales de los años noventa en México, es decir, desde 1990 y hasta 1999, pasó aproximadamente de 19 a 21 años (Martínez y Tapia, 2017; Céspedes, 2004).

Otros estudios señalaron que dicha tendencia se mantiene en el país, sobre todo, en las cohortes de mujeres más jóvenes, quienes postergan unirse, influidas por variables como la educación o la existencia de un hijo (Corijin y Klijzing, 2001; Solís et al., 2008; Mier y Terán, 2016; Solís y Ferraris, 2014; Ortiz-Ávila, 2020; López-Chávez, 2021). Estos dos factores enmarcan incluso el tipo de unión que eligen, según han informado varias investigaciones (Covre-Sussai, et al., 2015; Ortiz-Ávila y Devolder, 2018).

En efecto, se ha visto cómo la edad se aplaza en mujeres con formación académica superior y más de 13 años de escolaridad, en contraparte, mujeres con educación primaria o secundaria suelen adelantar este evento hasta 1.5 años en varios países latinoamericanos (Esteve et al., 2013). En el caso de México, la edad media para mujeres jóvenes con al menos licenciatura completa llega a ser de 29 años y de 20 años para quienes solo cuentan con educación primaria (Mier y Terán, 2016).

Al respecto, se identificó que la expansión educativa promueve cambios en las conductas demográficas diferenciadas según el grupo de pertenencia; por ejemplo, distintas cohortes de mujeres en la región latinoamericana acaban teniendo edades similares para la primera unión o el primer alumbramiento, en tanto compartan un mismo nivel académico (Esteve y Florez-Paredes, 2014). De igual forma, ese hecho fomenta la escogencia de hombres en una posición similar y, por ende, se modifican los patrones de movilidad intergeneracional (Raymo y Xie, 2000).

Lo mismo se ha concluido en Europa y otros lugares de América Latina, donde el fenómeno en cuestión se experimenta incluso después de concluir los estudios (Ortíz-Ávila, 2015). Además, la educación de la mujer se relacionó positivamente con la actividad laboral antes de contraer matrimonio (Castro y Juárez, 1995; Legazpe, 2016).

Ahora bien, la temprana edad de inicio de un hogar en Latinoamérica ha sido explicada por la fuerte presencia y el papel de los lazos familiares para promover la estabilidad económica y social (Fussell y Palloni, 2004). Incluso, las uniones libres han sido, desde épocas coloniales, una alternativa para la vida estable, especialmente en grupos sociales menos favorecidos (Quilodrán, 2011). Esto enfatiza que la familia es esencial para la subsistencia y la acumulación de recursos, por lo común en contextos precarios, lo cual ayuda a dilucidar la preferencia por la unión (Fussell y Palloni, 2004).

La teoría del calendario matrimonial de Valerie Oppenheimer (1988) propone que la posición económica durante la juventud depende en gran medida de las condiciones macroeconómicas del país. Su teoría establece una relación entre las características sociodemográficas y la edad en que se celebran las primeras nupcias, debido a que las tasas de desempleo tienden a ser cíclicas. Entonces, si la situación económica mejora, resurgirían efectos positivos para el matrimonio. Según la autora, las tendencias y las diferencias en tal calendario son resultado, en parte, de los distintos grados de dificultad al buscar pareja y su vínculo con la transición hacia roles económicos adultos.

En general, no existe una propensión específica de este calendario en la región latinoamericana, pero una evidencia sugirió que, dentro de algunos estratos socioeconómicos más bajos, la edad al contraer matrimonio podría haber disminuido (Rosero-Bixby, 1996). Al contrario, aquellos varones ubicados en una baja condición social tienen más probabilidades de formar una unión consensual que el resto (Mier y Terán, 2016).

En México, una de las razones más relevantes para determinar el incremento de la edad al momento de la primera unión atañe directamente a factores estructurales, de los cuales destacan las altas tasas de desocupación y la precariedad del empleo juvenil; por consiguiente, quienes viven en incertidumbre económica pospondrían dicho acto hasta tanto no consigan una estabilidad (Solís y Ferraris, 2014; Oliveira, 2006).

Sin embargo, el deterioro económico no solo afecta a los niveles sociales bajos, sino también a los medios, incluso, el hecho de tener una buena escolaridad o desempeñar trabajos no manuales o muy especializados puede afectar de manera negativa el desarrollo económico de las mujeres y, como consecuencia, reducir su círculo social e incidir en su decisión de unirse a edades tempranas (Solís y Ferraris, 2014).

Así pues, se indica la presencia de un patrón de nupcialidad más precoz entre los sectores pobres y marginados del ámbito rural, donde se ubican trabajadores no asalariados, con ocupaciones inestables y

deficiente formación académica, frente a los aquellos de ingresos medios o elevados, en contextos urbanos y con altos niveles educativos (García y Rojas, 2002).

Desde los años noventa, se concluye que las condiciones de pobreza e inestabilidad propician y explican el inicio más temprano de las uniones (Riquer, 1998; Oliveira et al., 1999). Generalmente, las mujeres en estas circunstancias se unen o contraen matrimonio a edades más tempranas para salir de la pobreza y de los conflictos familiares (Geldstein, 1994; Riquer, 1998; Oliveira et al., 1999; Echarri y Pérez-Amador, 2007).

En adición, al contrastar los segmentos pobres con los de mayores recursos, para las mujeres dentro de los primeros, el matrimonio significa sobre todo apoyo moral o económico y la posibilidad de ser madres; mientras tanto, para las de los segundos, lo económico pasa a segundo plano (Oliveira et al., 1999). En las esferas más privilegiadas, generalmente se valora a la familia y a la pareja y no solo a los hijos, como ocurre entre las más desfavorecidas (García y Oliveira, 1994; Oliveira, 1995).

Por tanto, podría sostenerse que el incremento de la edad a la primera unión confluye con las transformaciones mencionadas en la Segunda Transición Demográfica, tales como el matrimonio tardío o el aumento de la cohabitación (van de Kaa, 1987), y con los cambios en el pensamiento femenino, enfocados en la realización personal. Si bien, para el caso de México -e incluso la mayor parte de Latinoamérica- ese tipo de hipótesis no se ha podido demostrar ni siquiera en los estratos socioeconómicos altos (Quilodrán, 2001).

### 3. Metodología

#### 3.1 Enfoque del estudio

El tipo de enfoque de la investigación es cuantitativo y comparativo, cuyo objetivo es analizar si el origen social y ciertas características sociodemográficas de las mujeres en México, como el nivel de escolaridad, tener empleo y ser madre antes de la unión, influyen en que posterguen su entrada a la primera unión; esto, mediante el análisis de la Encuesta Demográfica Retrospectiva de 2017 (EDER-2017).

#### 3.2 Fuentes de información

La EDER-2017 es una encuesta retrospectiva, recolectó información acerca de la naturaleza temporal de algunos procesos sociodemográficos que competen a este trabajo, entre otros, la nupcialidad, la fecundidad, el empleo y la escolaridad.

Su diseño muestral fue probabilístico, en consecuencia, los resultados obtenidos se pueden generalizar a toda la población. A su vez, fue trietápico, estratificado y por conglomerados, cuya última unidad de selección es la persona.

El tamaño de la muestra corresponde a la levantada en el tercer y el cuarto trimestre para la Encuesta Nacional de Hogares de 2017, con un acumulado de 33 021 viviendas (Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2018). Por su parte, la EDER-2017 es representativa de la población nacida en los años 1962-1968 y 1978-1987.

### 3.3 Unidad de análisis

En este estudio se analizan dos cohortes de mujeres, las primeras nacidas entre 1962 y 1967 y las segundas, entre 1978 y 1987. De ese modo, en 2017 las personas de la cohorte más antigua tendrían de 50 a 55 años, mientras que, las más jóvenes, de 30 a 39 años, edades a las que más de la mitad de ellas habrían pasado ya por el evento estudiado.

La elección de estos grupos se dio a causa de la diferencia de edad de alrededor de 16 a 21 años entre ambos, con lo que podría asumirse la distinción de madres e hijas a propósito de comparar los comportamientos relacionados con la primera unión.

### 3.4 Plan de análisis

Para llevar a cabo el objetivo de este trabajo se emplearon técnicas descriptivas y multivariadas de historia de eventos. Para estudiar el calendario y la intensidad de los eventos se utilizó el método de Kaplan-Meier. El calendario se abordó a través de la edad mediana. Este indicador esencialmente se refiere a la edad a la que el 50,0 % de la población inicial de mujeres no había hecho la transición a unirse por primera vez. Se trata de una mediana en el sentido del análisis de supervivencia, el cual presume que todas las personas acabarán experimentando el evento. En el caso de la intensidad, se usó la proporción de las mujeres no unidas a los treinta años de edad.

En el análisis multivariado se ajustaron dos modelos de historia de eventos, uno para las mujeres mayores y otro para las más jóvenes. Este tipo de modelos precisa si una variable incide en la transición examinada, para fines de este trabajo, el inicio de la primera unión.

### 3.5 Descripción de las variables

La operacionalización de la primera unión considera tanto a los matrimonios como a la unión libre. Los primeros con sus tipos sumados o la combinación de estos: civil (celebrado por un juez), religioso (celebrado por un representante religioso) o civil y religioso a la vez.



Para entender el efecto del estrato socioeconómico en el tema, se eligió el índice de origen social (ÍOS). Esta es una medida multidimensional que incluye un componente económico, uno de recursos educativos y uno de estatus ocupacional del encargado del hogar cuando se era niño o niña (Coubes, et al., 2017). El ÍOS fue creado por Patricio Solís para su aplicación dentro de la EDER 2011 y fue recuperado para la EDER 2017 dada su utilidad en la descripción de los estratos socioeconómicos, pues mide en una escala centilica la posición socioeconómica relativa de cada persona con respecto a los miembros de su cohorte de nacimiento, mas no así mejoras o caídas absolutas en dichas condiciones entre cohortes (Solís, 2013).

El punto de referencia para esta medición son los 15 años de edad, por ende, constituye una variable fija a lo largo de la trayectoria de vida de las mujeres del estudio (Solís, 2013). En esta investigación se aplicó el ÍOS mediante terciles, a los cuales se denominó como estrato bajo, estrato medio y estrato alto, respectivamente.

El nivel de escolaridad se concretó en 4 categorías: sin escolaridad, básica, media y superior; esta es una variable cambiante, por cuanto en el transcurso de vida se puede ir acumulando. De igual forma, son variables dependientes del tiempo la condición de empleo, donde se situó 1 cuando se está trabajando y 0 cuando no, y la fecundidad preunión, la cual se identificó con 1 cuando se había procreado antes de la unión y 0 para la situación contraria.

### 3.6 Modelo de regresión logística en tiempo discreto: primera unión

Con el propósito de analizar si la fecundidad y los factores socioeconómicos de las mujeres intervienen en la ocurrencia del evento en estudio, se ajustaron dos modelos estadísticos de análisis en tiempo discreto, uno para cada cohorte de nacimiento (Allison, 2014), mediante la siguiente expresión:

$$\frac{P(q)}{1 - p(q)} = e^{\alpha} * e^{\beta\tau} * ... * e^{\beta\tau n}$$

Donde

$P(q)$  = probabilidad de experimentar un evento

$1 - P(q)$  = probabilidad de no experimentarlo

$e^{\alpha}$  y  $e^{\beta\tau n}$  = coeficientes exponenciales que indican el intercepto y la razón de cambio en los momios de experimentar la unión para cada edad  $t$  (1, 2, ...,  $n$ ), respecto a la edad de referencia.

En estos modelos se dividió el ciclo de vida en episodios de un año. Estos segmentos anuales sirven como observaciones o casos, en donde la variable dependiente es dicotómica y diferencia entre haber experimentado el evento de la primera unión (categoría 1) o no haberlo hecho (categoría 0).

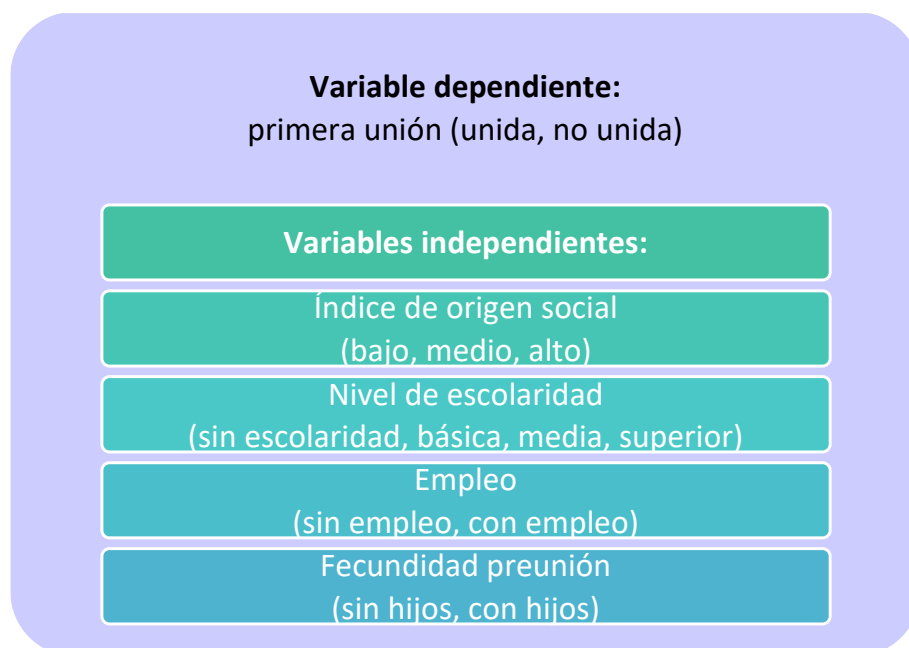
El riesgo se denota por  $P(t)$ , probabilidad condicional de que una mujer se una por primera vez en el tiempo  $t$ , dado que esta no ha presentado todavía el evento. Para el cálculo de los odds ratio (OR), los modelos se especificaron en su forma exponencial según las variables empleadas:

$$p(y) = \frac{\exp (b_{fec\ previa} + b_{asist\ escolar} + b_{IOS} + b_{empleo} + constante )}{1 + \exp ( \exp (b_{fec\ previa} + b_{asist\ escolar} + b_{IOS} + b_{empleo} + constante ) )}$$

En la figura 1 se presentan las variables independientes: a tener o no un empleo (variable dependiente del tiempo) se otorga el valor de 1 y de 0, respectivamente. El nivel de escolaridad se utiliza de la misma manera que en el análisis descriptivo, es decir, en 4 categorías: sin escolaridad, básica, media y superior. La variable fecundidad preunión se define como 1 cuando se tuvo al menos un hijo y 0 en el caso contrario.

**Tabla 1**

Variables independientes para estimar los efectos en la ocurrencia de la primera unión



**Nota:** ✓ observado, × sin observación. El índice de origen social incluye variables como la escolaridad de ambos padres, el estatus de la ocupación, la posesión de bienes, los activos y los servicios en la vivienda cuando la persona tenía 15 años de edad.

El tiempo de los modelos se determinó como el número de años en que las dos cohortes estuvieron en observación, la cual empezó desde los 15 años y finalizó por dos motivos: uno, la ocurrencia de la primera unión; y otro, la realización de la encuesta para quienes no experimentaron el evento. Con el fin de interpretar de una forma más eficiente los resultados, calculamos la función de supervivencia y la edad mediana de cada grupo de mujeres

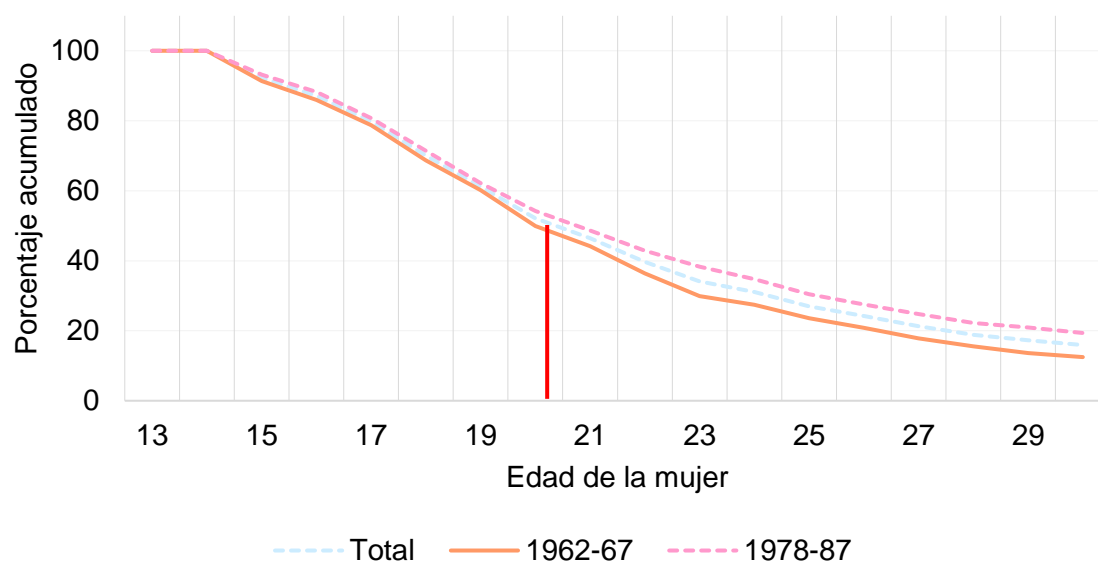
## 4. Resultados

En una primera parte de los resultados, se relacionó la primera unión con factores sociodemográficos que, a su vez, están ligados al retraso de tal acto. Luego, se dio paso a la segunda parte, donde se estudió el efecto de dichos factores mediante el ajuste de los modelos en tiempo discreto, uno para cada cohorte.

En la figura 2 se presentan las curvas de supervivencia de la primera unión que muestran cuál proporción de mujeres no se había unido por primera vez hasta los 30,0 años y la edad mediana a la que ocurre el evento, en este caso, representada por la unión de las líneas en rojo.

**Figura 2**

Calendario de la formación familiar, curvas de supervivencia por cohorte de nacimiento en México



Nota: ✓ observado, × sin observación.

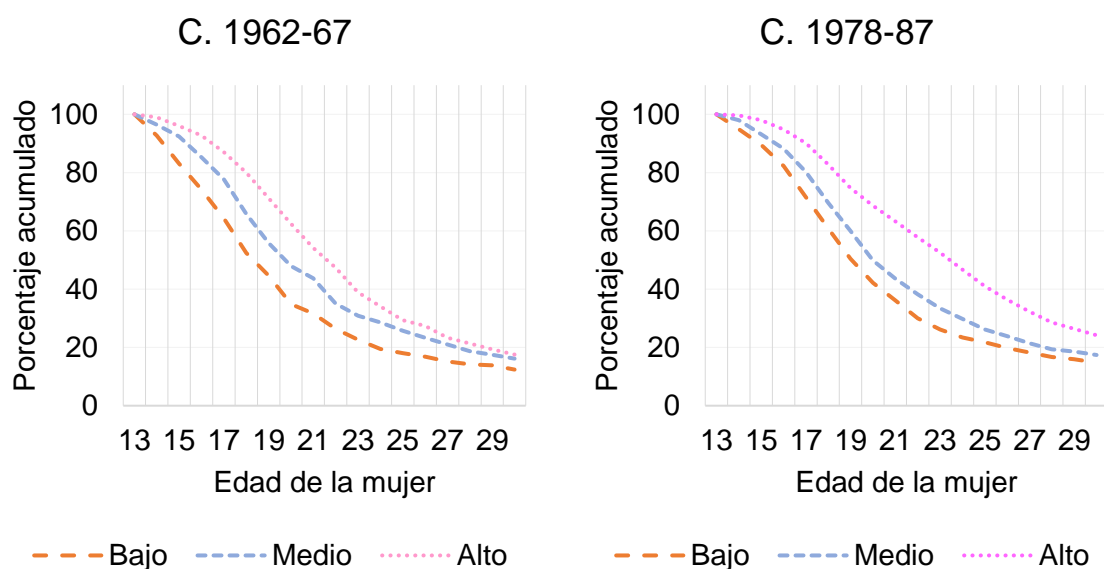
Es interesante observar cómo el calendario para la primera unión según nuestras dos cohortes de nacimiento ha cambiado ligeramente y cómo la estabilidad anotada en estudios anteriores ha dado paso a cambios visibles en la intensidad y la postergación.

Destaca que las mujeres de la cohorte de nacimiento de 1962-1967 tuvieron su primera unión a la edad mediana de 20,7 años, en cambio, las nacidas de 1978 a 1987 la tuvieron casi a los 22,0 años. Al agregar más datos a los resultados anteriores, alrededor de un 13,0 % de las mujeres de la generación más antigua no habían tenido una primera unión a los 30,0 años, mientras que esta proporción aumentó seis puntos porcentuales (19,0 %) en la generación más joven.

La idea de encontrar diferencias por cohorte de nacimiento se puede concretar de acuerdo con el índice de origen social. Si se examinan los tres estratos, las más importantes distinciones se enmarcan fundamentalmente entre las mujeres del estrato más alto y sobre todo de la cohorte más joven (figura 3).

**Figura 3**

Curvas de supervivencia para la primera unión por índice de origen social para cada cohorte de nacimiento en México



Conforme a la literatura, los cambios más importantes suceden entre los estratos más altos, esto explica por qué en este estudio la proporción de mujeres sin unirse a los 30,0 años provenga de un origen social más alto y sean las más jóvenes.

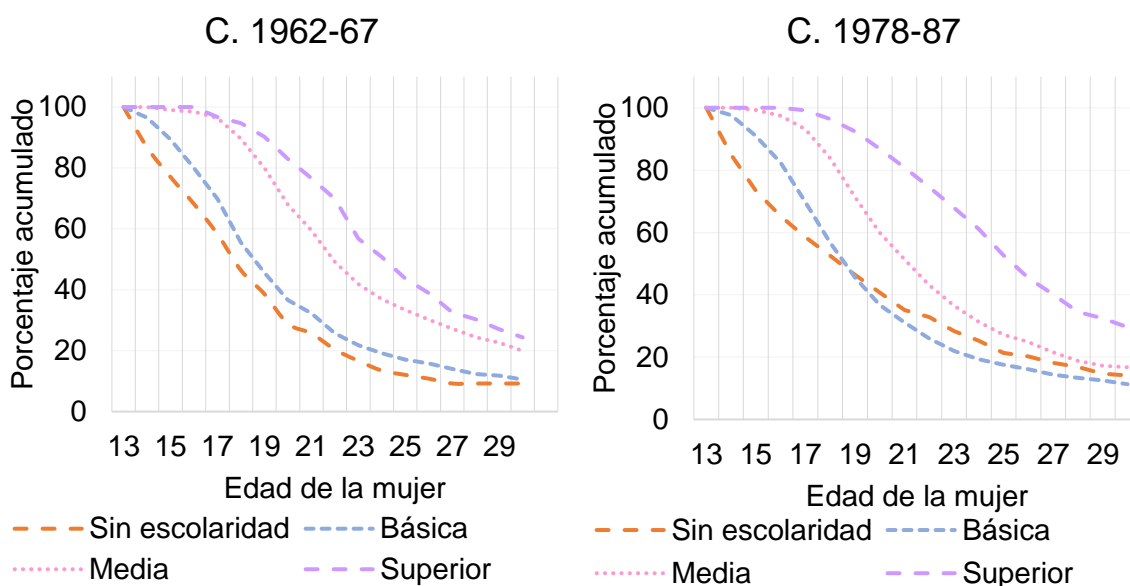
En el estrato más alto, las diferencias generacionales son de alrededor de 6,6 puntos porcentuales (24,2 % en las nacidas entre 1978 y 1987 y 17,5 % para las de 1962 a 1967), en tanto la diferencia es menor en

el estrato más bajo. A los 30,0 años las más jóvenes de estrato más bajo se unen por primera vez aproximadamente 2,4 puntos porcentuales menos que las mujeres de mayor edad (14,8 % en las nacidas entre 1978 y 1987 y 12,4 % para las de 1962 a 1967) (figura 3).

Uno de los factores que mejor se ha documentado como variable explicativa en el análisis de la nupcialidad o específicamente de la primera unión es la escolaridad. Los cambios generales se pueden apreciar en la figura 4.

**Figura 4**

Curvas de supervivencia para la primera unión por nivel de escolaridad para cada cohorte de nacimiento en México



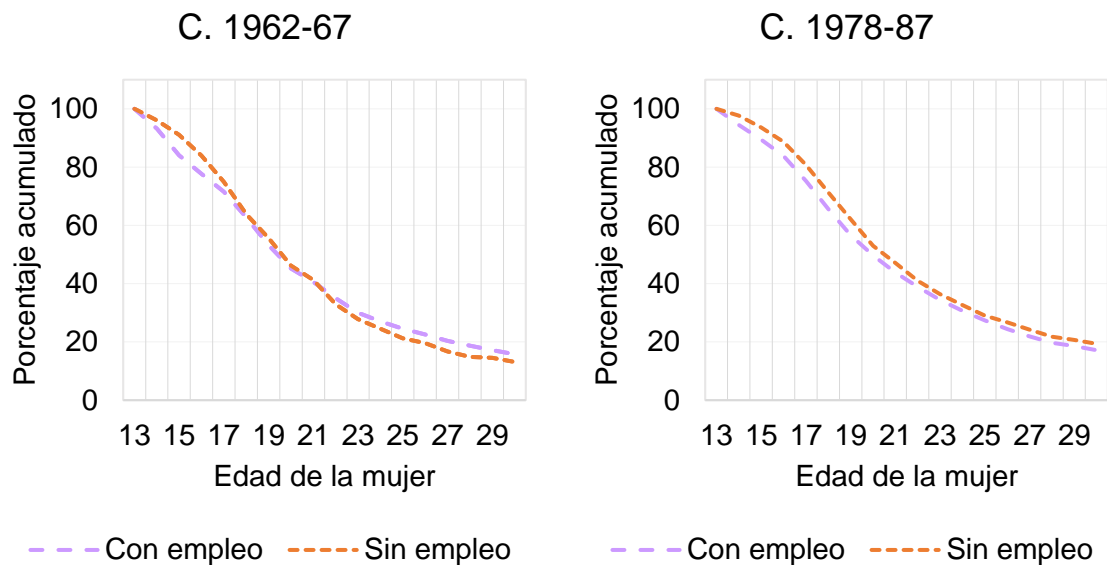
En este caso, se muestra la proporción de mujeres por cohorte de nacimiento que no estarán unidas a determinadas edades; organizadas según el nivel de escolaridad, la cifra resulta muy dispar; por ejemplo, alrededor del 12,0 % de las mujeres sin escolaridad no se ha unido a los 30,0 años en la cohorte más antigua, frente al 24,0 % de aquellas con escolaridad superior a esa misma edad. Para ambas cohortes de nacimiento, el subgrupo con nivel de escolaridad superior muestra retrasos sustanciales en todas las edades, en comparación con las mujeres de baja educación.

Un dato relevante es que, en la cohorte de nacimiento más joven, casi el 19,0 % de las mujeres sin escolaridad no se unió a los 30 años, porcentaje mayor que el de las mujeres con nivel básico y medio. Esta derivación puede ser resultado de las tendencias del mercado matrimonial. Por un lado, las mujeres sin escolaridad se unen por primera vez a la edad mediana de 18,0 años; por otro, las de formación

superior se unieron alrededor de 6,0 años más tarde (24,2 años en la cohorte más antigua y 25,6 años en la cohorte más joven).

**Figura 5**

Curvas de supervivencia para la primera unión por condición de empleo para cada cohorte de nacimiento en México

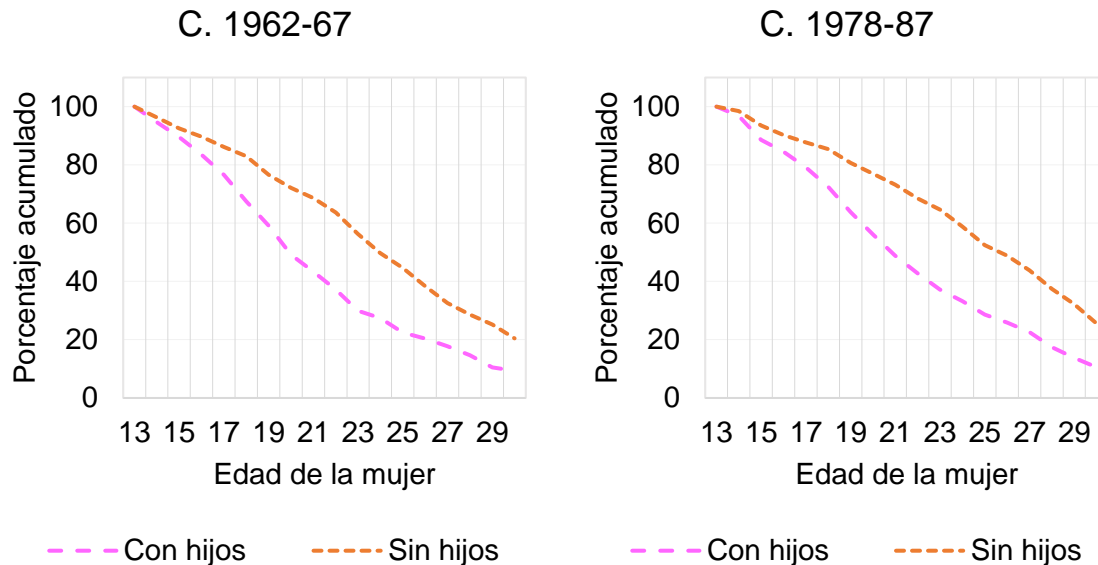


Al igual que con la escolaridad, en referencia a la fecundidad preunión se detectaron cambios evidentes en el calendario para cada cohorte de nacimiento. En este caso, indiscutiblemente el tener hijos es un factor compatible con la ocurrencia del evento. Así en la figura 6 se denota cómo quienes no eran madres postergaron la entrada a la primera unión, en contraste con aquellas mujeres que sí lo eran.

La fecundidad fuera del matrimonio o en las uniones consensuales es un fenómeno en México y, en especial, entre mujeres de menores estratos socioeconómicos (Oliveira y Mora-Salas, 2008). En América Latina aparece un cuasi sistema institucionalizado que Martín et al. (2011) llamaron "Dual de la fecundidad", en el cual casi el mismo número de nacimientos ocurren dentro de una unión que fuera de ella. Así mismo, esto sucede en mayor medida con mujeres de las cohortes más jóvenes. De tal manera, los autores sostuvieron que procrear fuera de la unión ayuda a que esta se formalice (Martín et al., 2011).

**Figura 6**

Curvas de supervivencia para la primera unión por condición de maternidad preunión para cada cohorte de nacimiento en México



Para concluir con esta investigación, se ajustaron los modelos logísticos en tiempo discreto para cada cohorte de nacimiento y los efectos de las variables independientes introducidas en el modelo se expresaron en forma de OR.

Así, en la tabla 1 se compara la probabilidad de unirse por primera vez según el nivel de escolaridad, si se tiene empleo o no, si se es madre o no y el índice de origen social de pertenencia.

Bajo la perspectiva del índice de origen social y la primera unión, las mujeres provenientes de estratos de más altos tienen un OR menor al de las mujeres de estratos bajos. Es importante recordar que esta medida resume los antecedentes socioeconómicos de la familia de origen, por tanto, se puede pensar que el factor de tener una situación ventajosa protege de dicho acto, en contraparte con quienes proceden de un origen social vulnerable.

**Tabla 1**

Modelos de tiempo discreto: factores relacionados con la primera unión

Categoría	Odds Ratio	
	Cohorte 1962-67	Cohorte 1978-87
Índice de origen social (ref. bajo)		
Medio	0.972	0.970
Alto	0.939*	0.904***
Nivel de escolaridad (ref. sin escolaridad)		
Básica	0.897***	0.900***
Media	0.826***	0.792***
Superior	0.687***	0.569***
Hijos previos a la unión (ref. sin hijos)		
Con hijos	1.640***	2.028***
Empleo (ref. sin empleo)		
Con empleo	1.514***	1.595***
Significancia estadística: 0.01 ****, 0.05 **, 0.10*		

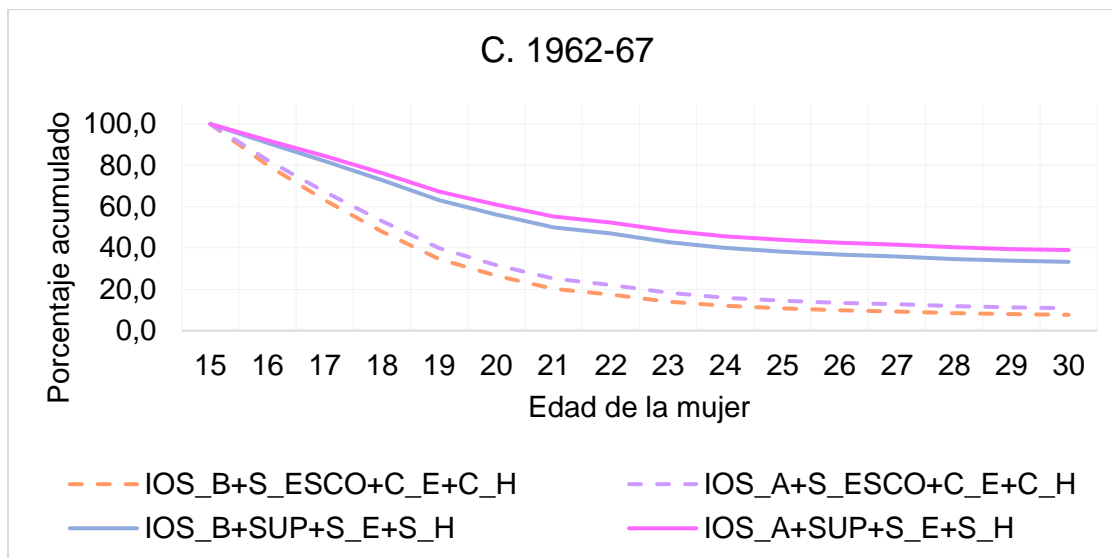
Como se podría esperar, el OR del nivel de escolaridad indica que la posibilidad de unirse por primera vez disminuye si la mujer tiene un mayor nivel educativo, por lo que se confirma que esta variable es un factor que retrasa o inhibe la ocurrencia de la primera unión. Sobre la fecundidad preunión, una de las variables más importantes en nuestro modelo, se reafirma que las mujeres que tienen al menos un hijo son más propensas a estar unidas. Finalmente, tener un empleo refleja un OR mayor a 1, lo que quiere decir que estar trabajando es un factor que implica estabilidad en la vida de las mujeres lo cual es compatible con el estar unida.

En las figuras 6 y 7 se revela la existencia de dos patrones muy marcados según las características sociodemográficas de las mujeres, los cuales son parecidos a los resultados expuestos. Con independencia de la cohorte de nacimiento y el origen social, las mujeres sin hijos, con nivel educativo más alto y sin empleo aplazan el acto de entrar a la primera unión (líneas punteadas). En la cohorte de nacimiento más joven, la proporción de mujeres no unidas a los 30,0 años es más alta que la de aquellas que ya tenían un hijo antes de unirse, sin escolaridad y con empleo.



**Figura 7**

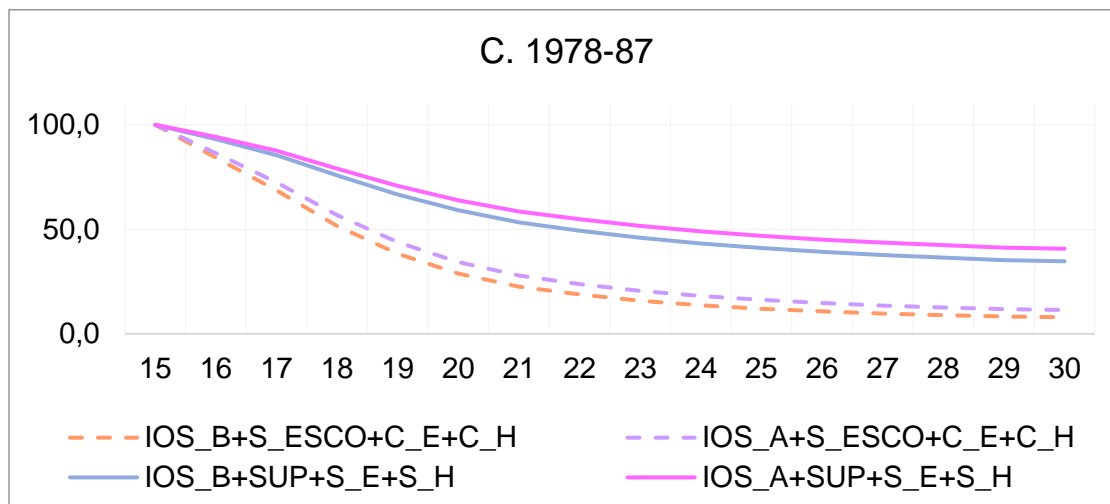
Probabilidad de la primera unión para la cohorte de 1962 a 1967



**Nota:** IOS\_B: estrato bajo; \_A: alto. S\_ESCO: sin escolaridad; SUP: escolaridad superior.  
S.E: sin empleo; C.E: con empleo. C.H: con hijo(s) previo(s) a la unión; S.H: sin ningún hijo

**Figura 8**

Probabilidad de la primera unión para la cohorte de 1978 a 1987



**Nota:** IOS\_B: estrato bajo; \_A: alto. S\_ESCO: sin escolaridad; SUP: escolaridad superior.  
S.E: sin empleo; C.E: con empleo. C.H: con hijo(s) previo(s) a la unión; S.H: sin ningún hijo.

Las mujeres con las características antes mencionadas de la cohorte más antigua pertenecientes a los estratos bajos tienen una edad mediana a la primera unión de 21,0 años, mientras que para las de los estratos altos es de 22,5 años.

En la cohorte más joven existe un poco más de contraste, pues las de los estratos más bajos transitan a la primera unión a una edad mediana de 21,5 años y a los 23,6 años si son de los estratos más altos.

Al contrario, las mujeres sin escolaridad, sin empleo y con hijos transitan a la primera unión a una edad mediana más joven que las antes mencionadas, aunque pertenezcan a los estratos altos (líneas continuas). Es decir, entre los 18,0 y 18,5 años en ambas cohortes.

## 5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo fue explorar cómo algunos factores económicos, sociales y demográficos intervienen en el aplazamiento de la primera unión, por medio del análisis de las diferencias en el calendario y la intensidad en dos cohortes de nacimiento de mujeres en México, para lo cual, se utilizaron datos obtenidos de la Encuesta Demográfica Retrospectiva de 2017.

Al respecto, estudios reconocieron ampliamente que el calendario de eventos relacionados con la formación de una familia ha dejado de ser homogéneo en México y estos cambios se acentúan en las mujeres de las cohortes más jóvenes, en quienes se evidenció una postergación en la edad mediana (Solís y Ferraris, 2014).

En la misma línea, según comprobó esta investigación, las mujeres nacidas entre 1978 y 1987 retrasaron más su calendario que las nacidas entre 1962 y 1967. En ese sentido, factores como el nivel de escolaridad, el índice de origen social y la maternidad preunión determinan la tendencia a posponer dicho evento en México, aunque también promueven que un menor porcentaje de ellas lo adelante (Lindstrom y Brambila, 2001; Corijin y Klijzing, 2001; Solís y Ferraris, 2014; Esteve y Florez-Paredes, 2014; Mier y Terán, 2016).

Estos resultados refuerzan el planteamiento de que el estrato social es fundamental en el retraso de la unión, especialmente en la cohorte más joven, con una diferencia de más de 4 años entre el más bajo y el más alto.

De ahí, la proporción de ocurrencia de la primera unión ha ido cambiado según la cohorte de nacimiento, siendo las mujeres más jóvenes quienes muestran menores porcentajes de una primera unión a los 30 años, respecto a sus antecesoras, que mantenían porcentajes más altos a la misma edad.

Es importante señalar que en México no se han dado, como en otros países, cambios generalizados que puedan identificarse en cualquier parte del territorio, por tratarse de un país sumamente heterogéneo con una diversidad de contextos. No obstante, se ha observado que en las poblaciones más jóvenes y con mayor ventaja económica la divergencia en los comportamientos demográficos sucede en gran medida y tal hecho repercute en la configuración de sus uniones, las cuales se registran menos y cada vez más tarde (Solís y Ferraris, 2014; Oliveira, 2006). A raíz de la profunda desigualdad, lo mencionado se relega a ciertos sectores de la sociedad, marcados no solo por el estrato socioeconómico, sino también por las cualidades de su nivel educativo (Mier y Terán, 2016).

Por ejemplo, las mujeres sin escolaridad, sin empleo y con hijos, tienen una edad mediana a la unión de 18,0 a 18,5 años en estratos bajos y altos de ambas cohortes. Esto permite suponer que entre las mujeres de estas dos generaciones conviven tanto valores tradicionales como modernos, conciliando comportamientos con distintos significados según sus características analizadas. Así mismo, se muestra cómo los patrones conservadores de la unión no han desaparecido a pesar del surgimiento de nuevos, más bien, coexisten y se desarrollan sin interponerse unos a otros (Lipovetsky, 1999).

De acuerdo con la secuencia normativa de eventos en México, las mujeres deberían unirse antes de tener su primer hijo, por ende, tener uno previo constituye uno de los factores determinantes en buena parte de que ocurra la primera unión en cumplimiento del débito conyugal. De lo anterior se colige la persistencia de normas tradicionales relacionadas con las prácticas sexuales y de formación de una familia (Gayet y Szasz, 2014).

Los resultados multivariados corroboraron una de las proposiciones de la teoría del calendario matrimonial de Valerie Oppenheimer (1988), según la cual, existe una tendencia a esperar a tener una estabilidad económica para formar una familia, esto explica la razón de los porcentajes significativos de mujeres con un estrato socioeconómico bajo que no ha tenido una primera unión.

De igual forma, entre las mujeres jóvenes sin escolaridad hay un número importante que no se ha unido a los 30 años, pues, aunque la mayor escolaridad implica el retraso del calendario matrimonial, este caso se justifica principalmente por las tendencias del mercado matrimonial y porque al ser su círculo más cerrado les resulta complicado encontrar una pareja.

A partir del índice de origen social para diferenciar a los subgrupos de mujeres, se confirmó la desigualdad entre ellas, sobre todo, entre los estratos más bajos y los más altos. En los segundos se retrasa más la unión, a pesar de que su mercado matrimonial puede ser amplio dados los diferentes círculos donde se desarrollan y las mejores oportunidades disponibles. Aun así, no necesariamente son empujadas a unirse, además, pueden ser más selectivas al elegir con quién hacerlo (Solís y Ferraris, 2014).

Independientemente de la cohorte y el estrato social, la maternidad se convierte en un punto clave para acelerar o retrasar la primera unión, por cuanto otorga una especie de impulso para formalizar las relaciones, en particular, en las más jóvenes; aunque, a la vez, el no tener hijos y contar con un nivel superior de escolaridad también se asocia con la postergación de dicho evento.

## 6. Referencias

- Allison, P. (2014). *Event History and Survival Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. SAGE Publications.
- Castro, T. y Juárez, F. (1995). La influencia de la educación de la mujer sobre la fecundidad en América Latina: en busca de explicaciones. *Perspectivas Internacionales en Planificación Familiar*, (número especial de 1995), 4-10.
- Céspedes, R. (2004). Matrimonios, de 1990 a 1999: un recuento de la década. *Población y Desarrollo*, 14(26), 46-58.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2019). *Tendencias recientes de la población de América Latina y el Caribe* [Archivo PDF]. [https://www.cepal.org/sites/default/files/static/files/dia\\_mundial\\_de\\_la\\_poblacion\\_2019.pdf](https://www.cepal.org/sites/default/files/static/files/dia_mundial_de_la_poblacion_2019.pdf)
- Corijn, M. y Klijzing, E. (Eds.). (2001). *Transitions to adulthood in Europe*. Springer, Dordrecht.
- Coubes, M., Solís, P. y Zavala, M. (2017). *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*. El Colegio de México y el Colegio de la Frontera norte.
- Covre-Sussai, M., Meuleman, B., Botterman, S. y Matthijs, K. (2015). Traditional and modern cohabitation in Latin America: a comparative typology. [Cohabitación tradicional y moderna en América Latina: una tipología comparativa]. *Demographic Research*, 32(32), 873-914. <http://dx.doi.org/10.4054/DemRes.2015.32.32>
- Echarri, C. y Pérez-Amador, J. (2007). En tránsito hacia la adultez: eventos en el curso de vida de los jóvenes en México. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 22(1), 43-77.
- Esteve, A. y Florez-Paredes, E. (2014). Edad a la primera unión y al primer hijo en América Latina: estabilidad en cohortes más educadas. *Notas de Población*, 99, 39-65.
- Esteve, A., García, J. y Lesthaeghe, R. (2012). The Family Context of Cohabitation and Single Motherhood

in Latin America [El contexto familiar de cohabitación y Maternidad en soltería en América Latina]. *Population and Development Review*, 38(4), 707-727. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1728-4457.2012.00533.x>

Esteve, A., López-Ruiz, L. y Spijker, J. (2013). Disentangling how educational expansion did not increase women's age at union formation in Latin America from 1970 to 2000 [Desenmarañando cómo la expansión educativa no aumentó la edad a la unión de las mujeres en América Latina de 1970 a 2000]. *Demographic Research*, 28, 63-76. <http://dx.doi.org/10.4054/DemRes.2013.28.3>

Fussell, E. y Palloni, A. (2004). Persistent marriage regimes in changing times [Regímenes matrimoniales persistentes en tiempos de cambio]. *Journal of Marriage and Family*, 66, 1201-1213. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00087.x>

García, B. y Pacheco, E. (2014). Participación económica en las familias: el papel de las esposas en los últimos veinte años. En C. Rabell (coord.), *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico* (pp. 704-732). Fondo de Cultura Económica.

García, B. y Rojas, O. (2002). Los hogares latinoamericanos durante la segunda mitad del siglo XX: una perspectiva sociodemográfica. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 17(2), 261-288. <https://doi.org/10.24201/edu.v17i2.1139>

García, B. y Rojas, O. (2004). Las uniones conyugales en América Latina: transformaciones en un marco de desigualdad social y de género. *Notas de Población*, 78. <http://hdl.handle.net/11362/12761>

García, B. y Oliveira, O. (1994). *Trabajo femenino y vida familiar en México*. El Colegio de México.

Gayet, C. y Szasz, I. (2014). Sexualidad sin matrimonio. Cambios en la primera relación sexual de las mujeres mexicanas durante la segunda mitad del siglo XX. En C. Rabell (coord.), *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico* (pp. 225-268). Fondo de Cultura Económica.

Geldstein, R. (1994). Los roles de género en la crisis: mujeres como principal sostén económico del hogar. *Cuadernos del CENEP*, 50.

I

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2018). Encuesta Demográfica Retrospectiva. Documentos metodológicos. México.

Legazpe, N. (2016). Decisiones de formación de la pareja y maternidad en las mujeres españolas. *Revista de Economía Aplicada*, 24(72), 23-45. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5980788>

Lindstrom, D. y Brambila, C. (2001). Alternative theories of the relationship of schooling and work to family

formation: evidence from Mexico [Teorías alternativas de la relación de la educación y el trabajo con la formación de la familia: evidencia de México]. *Social Biology*, 48(3-4), 278-297. <http://dx.doi.org/10.1080/19485565.2001.9989039>

Lipovetsky, G. (1999). *La tercera mujer: permanencia y revolución de lo femenino*. Editorial Anagrama.

López-Chávez, A. (2021). *Estudio sobre la unión y la separación en México, 2015-2018* (Tesis de maestría). Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México.

Martín, T., Cortina, C., Castro, C. y Pardo, I. (2011). Maternidad sin matrimonio en América Latina: Análisis comparativo a partir de datos censales. *Notas de Población*, 93. <http://hdl.handle.net/11362/12888>

Martínez, M. y Tapia, R. (2017). Variación espacial de la unión conyugal de los jóvenes en México. *Estudios demográficos y urbanos*, 32(1). <https://doi.org/10.24201/edu.v32i1.1710>

Mier y Terán, M. (2016). La escolaridad, el estrato social y la formación de las primeras uniones en México: una visión de largo plazo. *Notas de Población*, 43(102), 301-327. <http://hdl.handle.net/11362/40269>

Oliveira, O. (1995). Experiencias matrimoniales en México: la importancia de la familia de origen. *Estudios Sociológicos*, 13(38). <https://www.jstor.org/stable/40420336>

Oliveira, O., Eternod, M. y Paz, M. (1999). Familia y género en el análisis sociodemográfico. En B. García (coord.), *Mujer, género y población en México* (pp. 211-272). El Colegio de México.

Oliveira, O. (2006). Jóvenes y precariedad laboral en México. *Papeles de población*, 12(49), 37-73. <https://rppoblacion.uaemex.mx/article/view/8660>

Oliveira, O. y Mora-Salas, M. (2008). Desigualdades sociales y transición a la adultez en el México contemporáneo. *Papeles de Población*, 57(14), 117-151. <https://rppoblacion.uaemex.mx/article/view/8575>

Oppenheimer, V. K. (1988). A theory of marriage timing. *The American Journal of Sociology*, 94(3), 563-591. <http://dx.doi.org/10.1086/229030>

Ortiz-Ávila, E. (2015). *De la finalización de los estudios a la formación de la familia en Europa y América Latina* [Tesis doctoral], Universitat Autònoma de Barcelona, España. [https://ddd.uab.cat/pub/tesis/2015/hdl\\_10803\\_288298/ea1de1.pdf](https://ddd.uab.cat/pub/tesis/2015/hdl_10803_288298/ea1de1.pdf)

- Ortiz-Ávila, E. (2020). Estrato sociodemográfico y patrones relacionados con la primera unión o la primera maternidad en México, 2018. *Población y Salud en Mesoamérica*, 18(1), 205-226. <https://doi.org/10.15517/psm.v18i1.40350>
- Ortiz-Ávila, E. y Devolder, D. (2018). Evolución de los comportamientos de fecundidad por orden de nacimiento y por nivel educativo en Colombia y República Dominicana. *Revista Novedades en Población*, 14(27), 1-10. <http://www.novpob.uh.cu/index.php/NovPob/article/view/324>
- Paz, J. (2005). *Educación y mercado laboral, Revisión de la literatura y algunos hechos para la Argentina*. CONICET – UCEMA <https://ucema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/311.pdf>
- Quilodrán, J. (2001). Evolución nacional de la nupcialidad de 1900 a 1990. En J. Quilodrán (Aut.), *Un siglo de matrimonio en México* (pp. 95-180). El Colegio de México.
- Quilodrán, J. (2008). Los cambios en la familia vistos desde la demografía; una breve reflexión. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 23(1), 7-20. <https://doi.org/10.24201/edu.v23i1.1301>
- Quilodrán, J. (2011). ¿Un modelo de nupcialidad postransicional en América Latina? En G. Binstock y J. Melo (Coord.), *Nupcialidad y familia en la América Latina actual* (pp. 11-34). Asociación Latinoamericana de Población.
- Raymo, J. y Xie, Y. (2000) Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy [Variaciones temporales y regionales en la fortaleza de la homogamia educativa]. *American Sociological Review*, 65(5), 773-781. <https://doi.org/10.2307/2657546>
- Riquer, F. (Coord.) (1998). *Relatoría del taller: la niña de hoy es la mujer del mañana*. DIF-GIMPTRAP-UNICEF.
- Rodríguez, J. (2013). *Reproducción temprana en Centroamérica: escenarios emergentes y desafíos*. CEPAL-CELADE.
- Rosero-Bixby, L. (1996). Nuptiality Trends and Fertility Transition in Latin America. En J. Guzmán, S. Singh, G. Rodríguez y E. Pantelides (Eds). *The Fertility Transition in Latin America*, (pp. 135-150). Clarendon Press, Oxford.
- Samuel, O. y Pascal, S. (2005). La nupcialidad en movimiento. En M. Coubès, M. Zavala y R. Zenteno (coords.), *Cambio demográfico y social en el México del siglo XX* (pp. 41-64). El Colegio de la Frontera Norte.
- Solís, P., Gayet, C. y Juárez, F. (2008). Las transiciones a la vida sexual, a la unión y a la maternidad en

México: cambios en el tiempo y estratificación social. En S. Lerner y I. Szasz (Coord.), *Salud Reproductiva y condiciones de vida en México* (Vol. 1) (pp. 397-428). El Colegio de México.

Solís, P. (2013). Desigualdad vertical y horizontal en las transiciones educativas en México. *Estudios Sociológicos*, 31, 63-95. <https://doi.org/10.24201/es.2013v31nexta.80>

Solís, P. y Ferraris, S. (2014). Nuevo siglo, ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones. En C. Rabell (Coord.), *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico* (pp. 269-305). Fondo de Cultura Económica.

Van de kaa, D. (1987). Europe's second demographic transition, [Segunda Transición Demográfica en Europa] *Population Bulletin*, 42(1).

Zavala, M. (2014). Transición demográfica de 1895-2010: ¿una transición original? En C. Rabell (Coord.), *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico* (pp. 80-114). Fondo de Cultura Económica.



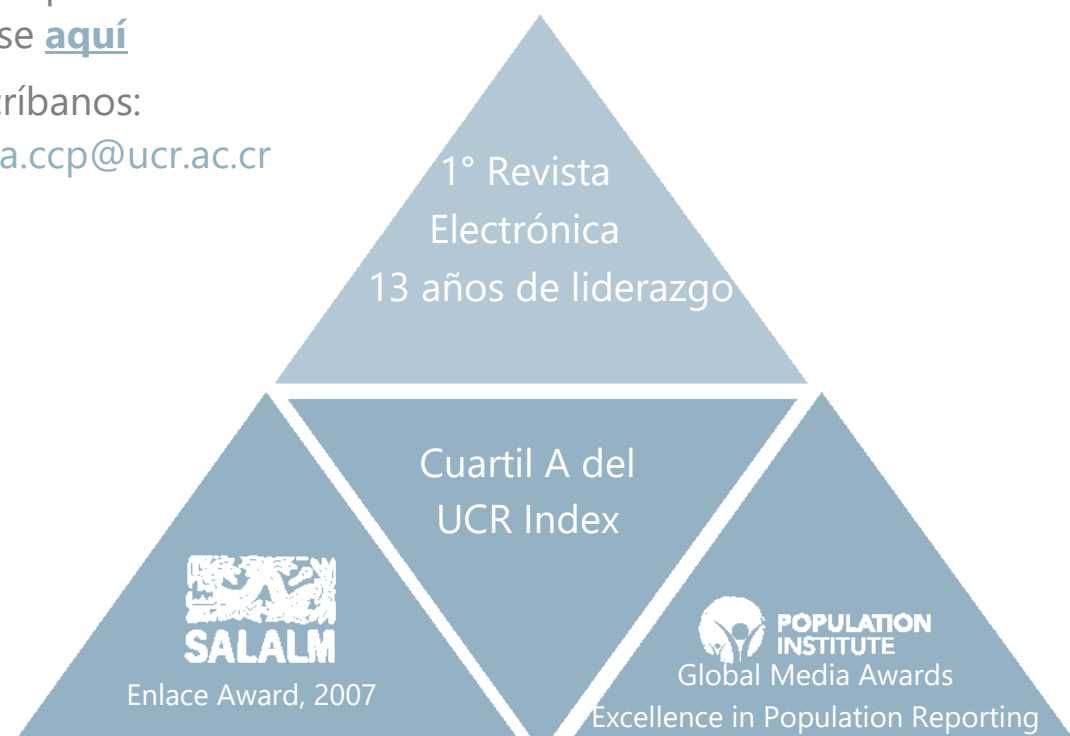
# **Población y Salud** en Mesoamérica

¿Quiere publicar en la revista?

Ingrese [aquí](#)

O escribanos:

[revista.ccp@ucr.ac.cr](mailto:revista.ccp@ucr.ac.cr)



Población y Salud en Mesoamérica (PSM) es la revista electrónica que cambió el paradigma en el área de las publicaciones científicas electrónicas de la UCR. Logros tales como haber sido la primera en obtener sello editorial como revista electrónica la posicionan como una de las más visionarias.

**Revista PSM es la letra delta mayúscula, el cambio y el futuro.**

Indexada en los catálogos más prestigiosos. Para conocer la lista completa de índices, ingrese [aquí](#).



 Revista Población y Salud en Mesoamérica -

Centro Centroamericano de Población  
Universidad de Costa Rica

