

Índice

Presentación	7
Participación laboral femenina y disponibilidad de guarderías públicas en el Brasil	13
<i>Helena Cruz Castanheira</i>	
La expansión educativa en la Argentina, Chile y el Uruguay y su incidencia en la edad al primer nacimiento	41
<i>Mathías Nathan</i>	
¿“Ni muy muy ni tan tan”? Situación y evolución de la natalidad de la provincia de Córdoba (Argentina) en el contexto de la pandemia de COVID-19	73
<i>Bruno Ribotta, Enrique Peláez, Laura Acosta, Lucía Andreozzi, Leandro González, Lucas Vanoli Faustinelli, Malena Piancatelli</i>	
Seguridad alimentaria e informalidad laboral: un estudio de hogares mexicanos a nivel estatal (2018-2022)	91
<i>Daniel Lozano Keymolen, Sergio Cuauhtémoc Gaxiola Robles Linares</i>	
Un enfoque secuencial y espacial a las precipitaciones extremas y las condiciones sociodemográficas relacionadas con los desastres naturales en la región semiárida del Brasil	111
<i>Gilvan Guedes, Kenya Valeria Micaela de Souza Noronha, Lara de Melo Barbosa Andrade, Daniele Tôrres Rodrigues, Albert Smith Feitosa Suassuna Martins</i>	
Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo	149
<i>Justo Rojas López</i>	
El gradiente educativo de la disolución conyugal en el Ecuador	173
<i>Adriana Robles</i>	
Familia multinuclear, ¿la nueva forma de la recomposición familiar?: una estimación a partir de la información proporcionada por los hijos en México	193
<i>Carlos Fernández Moreno</i>	

Estabilidad de las cohabitaciones conyugales en México: cambios y permanencias en el tiempo

Justo Rojas López¹

Recibido: 13/11/2023
Aceptado: 29/03/2024

Resumen

Las cohabitaciones están en auge en México y las practican estratos sociales altos y medios, mientras que antes eran casi exclusivas de estratos bajos. Esto podría significar un cambio en su estabilidad y su alineación con la teoría de la segunda transición demográfica o la teoría de la incertidumbre. Analizando la historia de eventos a tiempo discreto de las cohortes de mujeres nacidas entre 1969 y 1989 de la Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017, se examina su estabilidad (permanencia o salida por matrimonio y separación) y se contrastan sus características con los supuestos de las teorías mencionadas. Se encontró que en las cohabitaciones aumenta la permanencia, disminuye la salida por matrimonio y aumenta la salida por separación, lo que se acercaría a los planteamientos de la teoría de la segunda transición demográfica. Sin embargo, no son un espacio para la procreación y su estabilidad aún está principalmente asociada al bajo nivel educativo y la falta de recursos económicos, lo que se ajusta más bien a la teoría de la incertidumbre.

Palabras clave: unión consensual, matrimonio, dinámica de la población, análisis demográfico, aspectos sociales, educación, México.

¹ Doctor en Estudios de Población por El Colegio de México, Consultor independiente. Correo electrónico: rojasjusto@gmail.com.

Abstract

Cohabitations are booming in Mexico and are practiced in middle and upper social strata, whereas traditionally they were almost exclusive to lower social strata. This trend could signify a change in their stability and their alignment with the second demographic transition theory or the theory of uncertainty. Analysing the discrete-time event history of cohorts of women born between 1969 and 1989 from the 2017 Retrospective Demographic Survey, the study examines their stability (permanence or exit due to marriage or separation) and contrasts their characteristics with the assumptions of the above-mentioned theories. The findings show that in situations of cohabitation, permanence increases, exit due to marriage decreases and exit due to separation increases, which would be consistent with the proposals of the second demographic transition theory. However, cohabitations are not a space for childbearing and their stability is still mainly associated with low levels of education and lack of economic resources, which is more in line with the theory of uncertainty.

Keywords: consensual union, marriage, population dynamics, demographic analysis, social aspects, education, Mexico.

Résumé

La cohabitation est en plein essor au Mexique et est pratiquée par les couches sociales supérieures et moyennes, alors que précédemment elle était presque exclusivement réservée aux couches inférieures. Cela pourrait impliquer un changement de leur stabilité et de leur alignement sur la théorie de la deuxième transition démographique ou sur la théorie de l'incertitude. L'analyse de l'histoire événementielle en temps discret de cohortes de femmes nées entre 1969 et 1989 dans le cadre de l'enquête démographique rétrospective (EDER) 2017 nous permet de nous pencher sur leur stabilité (permanence ou sortie par le biais du mariage et de la séparation) et de confronter leurs caractéristiques au regard des hypothèses des théories susmentionnées. Il est apparu que la cohabitation favorise la permanence, réduit la sortie par le mariage et accroît la sortie par la séparation, ce qui se rapprocherait des orientations de la théorie de la deuxième transition démographique. Elles ne constituent pas pour autant un espace de procréation et leur stabilité reste principalement associée à un faible niveau de scolarité et à un manque de ressources économiques, ce qui correspond davantage à la théorie de l'incertitude.

Mots clés : union consensuelle, mariage, dynamique de la population, analyse démographique, aspects sociaux, éducation, Mexique.

Introducción

México ha experimentado un crecimiento significativo de las cohabitaciones conyugales durante la última parte del siglo XX e inicios del siglo XXI (Solís y Puga, 2009; Pérez Amador, 2008), fenómeno que sería parte del llamado “auge de la cohabitación en América Latina” (Esteve y otros, 2012). Por ejemplo, en 1990, alrededor del 11,4% de las mujeres de entre 25 y 29 años cohabitaban en el país, mientras que en 2020 esta cifra se triplicó y alcanzó el 32,9%. Este crecimiento es especialmente notorio en los estratos socioeconómicos más altos (Solís y Ferraris, 2014), lo que es una novedad, ya que este tipo de unión se había limitado a los estratos más bajos. En otros países, el crecimiento y la reconfiguración de la cohabitación han provocado transformaciones en su estabilidad, que en este trabajo se entenderá fundamentalmente como permanencia, así como en la salida de la cohabitación (por matrimonio o separación), aunque también se suma la facultad de ser espacio para la procreación sin que se concrete el matrimonio. Este cambio en la estabilidad se ha documentado especialmente en Europa y América del Norte, donde se han realizado diversos trabajos centrados en el tema (Wu y Pollard, 2000; Ermisch y Francesconi, 2000; Manning, 2004; Musick y Michelmore, 2015; Lamidi, Manning, y Brown, 2019). En América Latina, fuera de México solo se tiene referencia del estudio de Salinas (2016), que analiza la estabilidad de las cohabitaciones especialmente ante el nacimiento de hijos.

En México, sin embargo, continúa siendo recurrente la investigación enfocada en medir y caracterizar la entrada a la cohabitación y se registra una merma del acceso a información sobre su estabilidad. Los trabajos que han permitido dar una aproximación al tema son esencialmente los vinculados a la disolución de matrimonios y cohabitaciones en su conjunto, que brindan alguna información sobre su duración². Solo recientemente, la investigación de Pérez Amador (2016), que utiliza datos de 2009, se ha centrado en la estabilidad de la cohabitación. En ella, se encontró que para las personas nacidas entre 1975 y 1984 y con educación primaria o menos, las cohabitaciones son más estables (se permanece más tiempo en ellas) en relación con las personas con educación secundaria o más, para quienes la cohabitación tendría igual probabilidad de formalizarse (pasar a matrimonio) o de terminar en una separación. Asimismo, se observó que, en cada generación más joven, las uniones libres tienen menos probabilidades de convertirse en matrimonio, pero también ha habido un aumento de las separaciones. La autora señala que las cohabitaciones aún serían una alternativa al matrimonio para las personas con menos educación, mientras que, para las más educadas, se trataría esencialmente de un período de prueba para el matrimonio. Sin embargo, dicho estudio, a diferencia de diversas investigaciones realizadas en el mundo, carece de un análisis de variación de las tendencias, especialmente por estratos sociales.

Por tanto, la presente investigación se centra en actualizar el análisis de los cambios en la permanencia y las tendencias de salida (ya sea por matrimonio o separación) de las cohabitaciones, y en profundizar dicho análisis, así como en su facultad de contener la

² En estos trabajos, se ha encontrado que las cohabitaciones son menos estables que los matrimonios y que el nivel educativo tiene una relación negativa con su inicio y duración (Goldman y Pebley, 1981; Ojeda, 1986; Ojeda y González, 2008; Pérez Amador, 2008).

presencia de hijos sin que aumenten las probabilidades de matrimonio. Además, se busca probar si los comportamientos encontrados se aproximan a los escenarios planteados por la teoría de la segunda transición demográfica y la teoría de la incertidumbre para la estabilidad de la cohabitación.

El interés de probar estas dos teorías se debe a que sus postulados, que compiten entre sí, permiten pronosticar el futuro de la cohabitación. Por una parte, la teoría de la segunda transición demográfica plantea una transformación de la conyugalidad desde un escenario basado en la coerción institucional hacia otro centrado en las libertades y la igualdad de oportunidades y recursos entre los integrantes de la pareja. Por lo tanto, primero se observará una disminución de los matrimonios junto con un aumento de los divorcios y después se presentará una propagación y una progresiva mayor estabilidad de las cohabitaciones en todos los estratos sociales, al grado de que estas serán indistinguibles o sustituirán al matrimonio como espacio de convivencia conyugal estable y para la procreación. Estos cambios estarían presididos por un creciente nivel educativo y mayores libertades sociales y económicas (especialmente para las mujeres) (Lesthaeghe y van de Kaa, 1986).

Por otra parte, la teoría de la incertidumbre plantea que, debido a la globalización económica, que conlleva menor estabilidad laboral y menores ingresos, en especial para los jóvenes, se prevé un escenario en que estas uniones se propagarían únicamente como una estrategia para enfrentar la incertidumbre, por lo que, en esencia, serían un período de prueba (de corta duración). Dichas uniones se formalizarán o se romperán ante la certidumbre económica y la llegada de hijos, es decir, responsabilidades de largo plazo y trabajos estables y con derechos laborales, así como ante la presencia de recursos que permitan generar perspectivas económicas positivas a futuro (Oppenheimer, 2003; Mills y Blossfeld, 2013).

Ambas teorías comparten que un mayor acceso a recursos para el futuro y al trabajo formal son factores clave para sus supuestos, aunque con efectos contrapuestos. De acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica, a medida que las personas, especialmente las mujeres, son más educadas y tienen trabajos más formales, se vuelve más común que opten por uniones libres y tengan más estabilidad en dichas uniones. Para la teoría de la incertidumbre, en cambio, las mayores capacidades económicas para el futuro y el hecho de tener un trabajo formal generarán certidumbre económica, por lo que se reduciría o eliminaría el tiempo de cohabitación, al ser solo un período de prueba para el matrimonio.

En México pueden observarse tendencias que se plantean en ambas teorías. Como indica la teoría de la segunda transición demográfica, en el país se ha registrado una menor entrada al matrimonio y un marcado incremento de los divorcios (Ortiz-Ospina y Roser, 2020). Por ejemplo, la tasa de matrimonios de 2011 a 2019 experimentó un constante descenso al transitar de 7,7 a 5,2 por cada 1.000 personas, mientras que los divorcios pasaron de una tasa de 0,5 por cada 1.000 personas en 2000 a una tasa de 1,1 por cada 1.000 personas en 2019. También se ha producido un crecimiento de la escolaridad y la participación laboral femenina. El promedio de años de escolaridad de las mujeres se ha duplicado, al punto de que las cohortes nacidas desde la década de 1970 han cerrado la brecha educativa con los hombres (Woodruff y Binder, 1999).

Esto ha redundado en que la mayor parte de la población femenina de 15 años y más tenga, en promedio, al menos educación secundaria (Olvera y Olvera, 2013). Además, las mujeres han igualado a los hombres en términos de matriculación universitaria (SEP, 2019). Con respecto al crecimiento de la participación laboral femenina, según el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), la tasa de participación económica de las mujeres ha aumentado de manera continua desde 1970. Del 17,6% registrado en 2000, dicha tasa llegó al 43,7% en 2019.

A su vez, de acuerdo con lo que plantea la teoría de la incertidumbre, el país ha iniciado procesos de globalización. Se destacan como ejemplos la aplicación desde 1982 de medidas de descentralización de la planificación económica, desregulación y desestatización, el ingreso en 1994 al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (actualmente, Tratado entre los Estados Unidos Mexicanos, los Estados Unidos de América y Canadá (T-MEC)) y la creciente exposición del país a productos culturales extranjeros. En el terreno laboral han aumentado la externalización de la mano de obra, la desvinculación entre obreros y patrones, y el debilitamiento del papel de las instituciones para defender los derechos laborales ganados con anterioridad (Román Sánchez y Ovando Aldana, 2016).

En este contexto, se busca responder las siguientes preguntas: ¿Las uniones libres se están volviendo más estables con el tiempo? ¿Existe un efecto de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones y este varía entre las cohortes de nacimiento? ¿Las uniones libres están reduciendo su formalización en presencia de hijos o mantienen o aumentan su probabilidad de convertirse en matrimonios? Además, se plantean las preguntas de si el estrato social tiene un efecto diferencial en la estabilidad de las cohabitaciones a lo largo del tiempo y, por último, si las cohabitaciones se aproximan a lo que plantea la teoría de la segunda transición demográfica o más bien a lo que sostiene la teoría de la incertidumbre.

A. Datos y métodos

1. Datos

Se utiliza como base la EDER 2017, que tiene un tamaño de muestra de 33.021 viviendas y una cobertura geográfica nacional, urbana, rural y por entidad federativa. Para la encuesta, la unidad de tiempo es la edad en años cumplidos. Cuenta con historias conyugales, laborales, migratorias, escolares, de trabajo doméstico y de cuidados, familiares, de discapacidad y de mortalidad de las personas entrevistadas de entre 20 y 54 años, así como de fecundidad y anticoncepción en el caso de mujeres (INEGI, 2018).

La muestra analítica la representan las mujeres nacidas entre las cohortes de 1962 y 1989, con una primera unión por cohabitación. Se selecciona a las mujeres debido a que su creciente acceso a la educación y el trabajo son factores clave en los planteamientos de las teorías de interés. Se estudian solo las primeras uniones, ya que la mayoría de las personas (80%) en el país se unen solo una vez. Por último, se seleccionaron las cohortes de 1962 a 1989 sobre la

base del estudio de las tablas de incidencia acumulada de cohabitaciones de la EDER 2017 por cada tipo de salida y cohorte, con lo que, observando la ocurrencia de eventos, el tamaño de la muestra y los años de duración de las cohabitaciones (es decir, el tiempo para experimentar los fenómenos conyugales estudiados), se determinó que esas cohortes permitían tener suficientes salidas por matrimonio o separaciones (más de 30 eventos) para su análisis.

2. Métodos

Para el análisis descriptivo se calcularon tablas de función de incidencia acumulada para cohabitaciones en eventos en competencia de salida por matrimonio o separación, así como tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación previa y de los matrimonios con cohabitación previa. Para las funciones de incidencia acumulada se usó la siguiente fórmula:

$$F(t) = P(T \geq t) \quad (1)$$

donde:

$F(t)$ es la función acumulada de incidencia en el tiempo (t).

$P(T \geq t)$ es la probabilidad acumulativa de que el evento haya ocurrido hasta el momento (t).

Utilizando el programa estadístico Stata, se calcularon las tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación previa y de los matrimonios con cohabitación previa para períodos de un año calendario, conformadas tanto por la probabilidad de supervivencia como por la función de riesgo acumulativo.

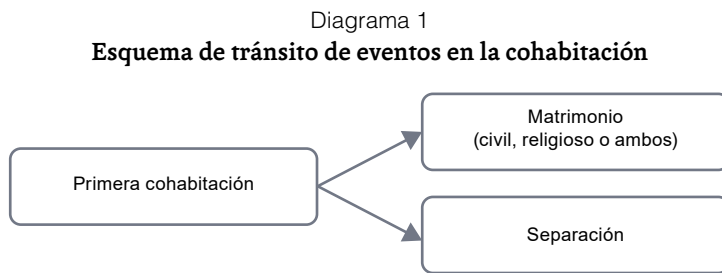
Después, para obtener una medida de la permanencia en la cohabitación, se construyeron probabilidades no condicionales hasta los cinco años de duración para las posibles alternativas (salida o permanencia) de la primera cohabitación. Se seleccionaron los primeros cinco años, ya que hasta esa duración se encontró que los riesgos de la cohabitación se mantenían estables y el indicador se veía menos afectado por la censura. Estos indicadores resultan del cociente de las mujeres nacidas de 1962 a 1989 en cada resultado de la cohabitación entre el número de mujeres de dicha edad que cohabitaron.

Por último, para encontrar los cambios en las tendencias de salida de la cohabitación controlando por factores clave, así como la relación entre las alternativas de salida de la cohabitación y las diferentes variables de las teorías de interés, se ajustó una serie de modelos de eventos en riesgos en competencia. Este método cumple con los objetivos de estudio, ya que analiza de manera excluyente los momios de ocurrencia de la salida de la cohabitación por separación frente a la salida por matrimonio. Al utilizar una regresión logística multinomial, esto ayuda a determinar relaciones de dichas salidas con variables explicativas, controlando su efecto con variables que pudieran confundir o mediar dicho efecto.

La variable dependiente son los eventos asociados con la primera cohabitación, es decir, la salida por matrimonio (civil, religioso o ambos) o la separación. El período de observación (duración) se inicia con la incorporación de la mujer a una primera cohabitación conyugal o unión libre y concluye con la ocurrencia de uno de los siguientes

eventos: matrimonio, separación o fin de la participación en la encuesta y permanencia en cohabitación. Es relevante destacar que las mujeres que contraen matrimonio sin haber cohabitado previamente fueron excluidas del análisis. Además, los casos de viudez se consideran censurados en el momento en que ocurren. En conjunto, el total de censura alcanza el 52% de la muestra total.

Al período de observación se le puso un límite máximo de diez años de cohabitación (truncamiento), que se sustenta en haber encontrado que en la función de riesgos, la cohabitación a esta duración se estabiliza. Con esto, se acumula un total de 30.664 años-persona de observación. En el diagrama 1 se representan el estado inicial y los posibles destinos de las uniones analizadas.



Fuente: Elaboración propia.

Se obtuvieron un total de 5.144 eventos, ya sea matrimonios o separaciones.

Para el modelo se utilizó una función de riesgos probando diversas especificaciones y, al evaluarlas con la desviación y el criterio de información bayesiano, se obtuvo que la mejor especificación era un *spline* en la duración de un año.

La fórmula del modelo es la siguiente:

$$P(T = t, E = j \mid T \geq t, E = 0) = e^{\beta_0 j(t) + \beta_{1j} X_1 + \dots + \beta_{nj} X_n} \quad (2)$$

$$1 + e^{\beta_{01}(t) + \beta_{11} X_1 + \dots + \beta_{n1} X_n} + e^{\beta_{02}(t) + \beta_{12} X_1 + \dots + \beta_{n2} X_n}$$

donde:

T es el tiempo hasta el evento.

E denota el tipo de evento (ya sea matrimonio o separación).

$P(T=t, E=j \mid T \geq t, E=0)$ es la probabilidad condicional de que el evento j ocurra en el tiempo t dado que ningún evento ha ocurrido antes de t .

$\beta_{0j}(t)$ es el intercepto específico para el intervalo de tiempo t y el evento j .

X_1, X_2, \dots, X_n son las variables independientes o covariables.

$\beta_{1j}, \beta_{2j}, \dots, \beta_{nj}$ son los coeficientes asociados con esas variables para el evento j .

El siguiente paso fue crear una serie de variables a utilizar, considerando tanto las aplicadas en otros trabajos (Solís, y Ferraris, 2014; Pérez Amador, 2016) como los aspectos mencionados en la teoría de la segunda transición demográfica y la teoría de la incertidumbre. Las variables que se construyeron se pusieron a prueba en regresiones multinomiales bivariadas de historia de eventos y con el criterio de información bayesiano (véase el cuadro 1).

Cuadro 1
Características de las variables utilizadas
(En porcentajes)

Cohortes de nacimiento	
1962-1969	15,9
1970-1979	35,6
1980-1989	48,5
Salida de la cohabitación por matrimonio o separación	
Matrimonio	50,6
Separación	49,4
Número de hijos nacidos	
0	51,7
1	28,9
2	14,6
3 y más	4,9
Tenencia de un hijo previo a la unión	
Sin hijos previos a la unión	89,6
Con hijos previos a la unión	10,4
Homogamia etaria	
Homogamia y diferencia en que la mujer es mayor	63,7
Diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor	15,7
Diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor	20,6
Trabajo formal	
Sin trabajo	40,7
Trabajo informal	34,8
Trabajo formal	24,5
Edad al momento de iniciar la unión	
12 a 17 años	23,3
18 a 24 años	53,7
25 años y más	23,0
Tipo de localidad de residencia	
Urbana	71,6
Rural	28,4
Terciles de índice de origen social	
Primer tercil	33,6
Segundo tercil	31,6
Tercer tercil	34,8

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

B. Estrategia de análisis

Se inicia con el análisis descriptivo, usando las tablas de función de incidencia acumulada para cohabitaciones en eventos en competencias de salida por matrimonio o separación, así como tablas de supervivencia de los matrimonios sin cohabitación y de los matrimonios con cohabitación previa. Se observaron comparativamente los patrones de disolución de cada fenómeno a lo largo de las duraciones y entre cohortes.

Enseguida, para estimar la permanencia en las cohabitaciones, se construyeron las matrices de probabilidad no condicionales de las primeras cohabitaciones, tanto para el total como por cohorte y tipo de unión. Con ellas se dispone de una medida resumida de los destinos hasta el quinto año de las cohabitaciones en términos de probabilidades. Estas tienen la ventaja de dar una magnitud menos afectada por la censura que, por ejemplo, las del final de la observación.

Para responder si existe un efecto generacional que modifique la estabilidad de las uniones y si, con el tiempo, las mujeres están optando más por salir por matrimonio o por separación, a continuación se construyó un modelo de riesgos en competencia que únicamente considera a la cohorte como variable independiente y tiene dos variables de control —la edad al momento de iniciar la unión y el tipo de localidad de residencia—, que se incluyen debido a que se utilizaron en trabajos previos como el de Pérez Amador (2016).

Después, para aproximarse a saber si existe un efecto de la educación sobre la estabilidad de las cohabitaciones y si este cambia entre las cohortes de nacimiento o, más en concreto, si existe un gradiente educacional positivo que se esté cerrando (situación cercana a la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica) o uno negativo que se esté ampliando (situación próxima al argumento de la teoría de la incertidumbre), se construyó un segundo modelo que introduce, frente al primero, el nivel educativo y la interacción entre el nivel educativo y la cohorte de nacimiento.

Posteriormente, se quiere responder si las cohabitaciones se están formalizando en condiciones de mejores perspectivas a futuro, como plantea la teoría de la incertidumbre, pero también se busca observar si las cohabitaciones son un espacio para la igualdad entre las mujeres y sus parejas, como lo sugiere la teoría de la segunda transición demográfica, por lo que se añade un tercer modelo, que introduce las variables de índice de origen social, trabajo formal y homogamia etaria.

Por último, se busca contestar si las cohabitaciones se están volviendo espacios aceptados para la procreación, por lo que se propone un cuarto modelo, en que se estudia el efecto del nacimiento de hijos en la cohabitación, así como la presencia de hijos nacidos previamente, con una interacción entre el número de hijos y la cohorte de nacimiento de las mujeres.

La forma de construcción de las variables usadas y la hipótesis de su comportamiento, de acuerdo con las dos teorías que se están examinando, se describen a continuación.

La variable número de hijos durante la cohabitación se calculó considerando los nacimientos de hijos por orden de ocurrencia, e incluye cuatro categorías: sin hijos, nacimiento del primer hijo, nacimiento del segundo hijo y nacimiento del tercer hijo o más. Esta variable es cambiante en el tiempo y se retrasó un año, ya que se buscó asegurar que la causa preceda el efecto, es decir, evitar la simultaneidad entre el nacimiento del hijo y la salida de la cohabitación. Por su parte, la variable hijos nacidos antes de la cohabitación se construyó con la presencia de al menos un hijo vivo de cualquier orden antes de la primera unión y se categorizó con al menos un hijo al inicio de la unión y sin hijos antes de la unión. Con ambas se busca establecer si la cohabitación se disuelve o se formaliza con la presencia de hijos. En el caso de que los hijos aumenten el riesgo de formalización, esto se alinearía con una posición de incertidumbre, ya que indicaría que las cohabitaciones no serían espacios para tomar responsabilidades y crear un capital específico como son los hijos. En cambio, si la presencia de hijos aumenta la estabilidad de la cohabitación, ello estaría más de acuerdo con la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica, ya que dichas uniones estarían cumpliendo la función, que han tenido tradicionalmente los matrimonios, de albergar la reproducción.

La variable homogamia etaria se construyó calculando la diferencia de edad entre la persona entrevistada y su pareja. Las categorías obtenidas se lograron como resultado de observar la frecuencia de las diferencias y probar diferentes especificaciones. En particular, se encontró que las diferencias de edad a favor de las mujeres frente a sus parejas son exiguas y, por ello, se decidió unir las a la homogamia etaria (que corresponde a la situación de quienes tienen entre 0 y 2 años de diferencia). Las categorías establecidas fueron: homogamia y diferencia en que la mujer es mayor; diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor, y diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor. Con esta variable se espera capturar la posible existencia de relaciones más igualitarias. Esto se sustenta en la teoría clásica de los recursos de poder, que postula que las mujeres, al ser, por lo general, más jóvenes que sus parejas, ejercen menos poder (Presser, 1975). Al respecto, Bozon (1991) encontró que la diferencia de edad a favor de los hombres (o hipergamia) explica la menor incorporación de las mujeres al espacio público o por qué los hombres ejercen la mayor parte del poder económico y político en las sociedades del mundo (Casterline, Williams y McDonald, 1986). La hipótesis es que, de observarse que una menor brecha de edad entre las mujeres y sus parejas se vincula, por ejemplo, con una menor salida de la cohabitación y una menor formalización, ello podría reforzar la idea de que las cohabitaciones son espacios para la igualdad.

La variable de educación se construyó a partir del nivel educativo cursado y se categorizó en: primaria o menos (primaria, preescolar o sin estudios), secundaria, preparatoria (educación media superior o bachillerato) y universitaria (superior o posgrado). Esta variable es especialmente clave para la teoría de la segunda transición demográfica, ya que la educación rompe las coerciones sociales, lo que da oportunidad a trayectorias conyugales menos formales. La hipótesis es que, si la cohabitación está siendo más estable entre las mujeres más educadas, la tendencia se estaría alineando con el supuesto de la teoría de la segunda transición demográfica en el sentido de que las cohabitaciones se están volviendo estables en todos los estratos sociales.

La variable de trabajo se calculó a partir de la pregunta del tipo de actividad que desempeñan las personas, y se clasificó en tres categorías: trabajo formal, trabajo informal y sin trabajo (aquí se incluye el trabajo no remunerado: doméstico y de cuidados). La categoría de trabajo formal agrupa los trabajos asalariados con prestaciones de salud y seguridad social, mientras que los trabajos informales son los que no tienen un salario fijo ni otorgan acceso a los servicios de salud y seguridad social. Por último, la categoría sin trabajo se definió para el caso de las mujeres que declararon no tener empleo en cada año para el que se realizó la pregunta. La variable es cambiante en el tiempo y se retrasó tres años³ para evitar con holgura la posible endogeneidad (un traslape de la entrada al mercado laboral con la disolución de la unión), considerando que la ruptura se puede planificar con bastante anticipación. Esta variable permite aproximarse a la medición del efecto de un trabajo que ofrece certidumbre económica a las mujeres, que es uno de los indicadores clave de la teoría de la incertidumbre. Lo que se espera es que, si el trabajo formal aumenta el riesgo de formalizar la unión, se está en un escenario más cercano a la teoría de la incertidumbre.

El índice de origen social (Solís, 2016) se acerca a medir los recursos con los que las mujeres crecieron, lo que les puede dar diferentes ventajas en la vida, por lo que se pretende brindar una aproximación al potencial económico que genere recursos estables, y, por tanto, certidumbre. La hipótesis es que si estar en un mejor tercil se traduce en un aumento de la formalización, se está en una situación más cercana a lo planteado por la teoría de la incertidumbre.

Además, se incluyen las siguientes variables, que se usan en otros estudios de la cohabitación ya mencionados:

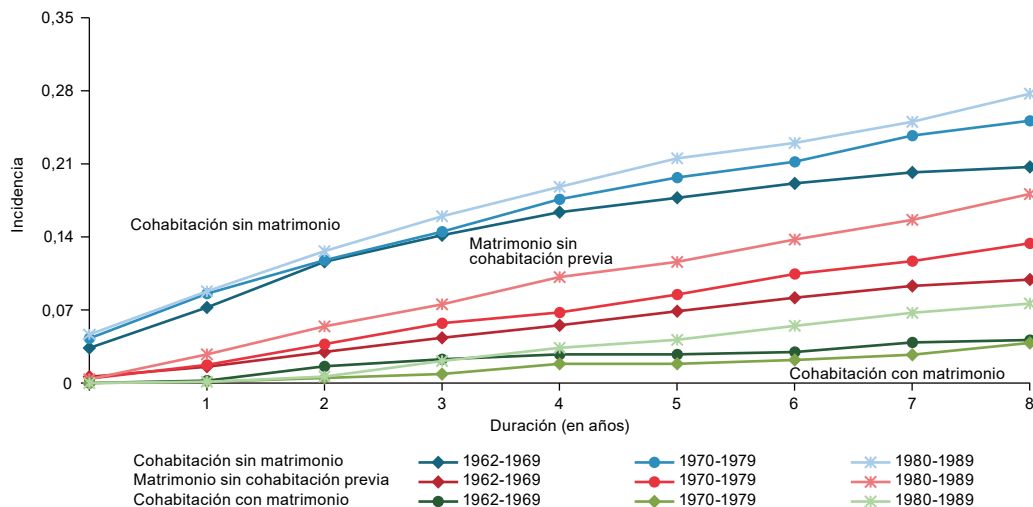
La variable de cohorte se clasifica en tres grupos de acuerdo con el año de nacimiento de las mujeres: 1962-1969, 1970-1979 y 1980-1989. Con ella, se medirán los contrastes en el tiempo de la duración de las cohabitaciones. La variable edad al momento de iniciar la unión se creó a partir de la edad en que las mujeres entraron por primera vez a la primera unión y se clasificó en tres grupos: 12 a 17 años, 18 a 24 años y 25 años y más. Por último, el tipo de localidad de residencia actual se obtuvo de la base de la EDER (2017) respecto de la vivienda de la persona entrevistada y se clasificó en dos grupos: urbana, para las localidades con más de 2.500 habitantes, y rural, para las más pequeñas.

C. Resultados

Se comienza con el análisis descriptivo de las curvas de incidencia acumulada de separaciones de la cohabitación sin matrimonio, en comparación con las proporciones acumuladas de disolución de los matrimonios sin cohabitación previa y los matrimonios con cohabitación previa (para los cuales el análisis empieza al momento de la unión libre). Esta comparación permite observar la estabilidad que tienen las cohabitaciones entre cohortes (y entre duraciones de la unión) frente al matrimonio, y así determinar si se habría cerrado la brecha entre ambos (véase el gráfico 1).

³ El retraso de tres años en esta variable se debió a que las personas pueden, con mucha anticipación, empezar a trabajar como preludio de la separación. Tamborini, Couch y Reznik (2015) encontraron aumentos significativos de ingresos de las mujeres hasta cinco años antes de un divorcio.

Gráfico 1
Incidencia acumulada de separaciones de las cohabitaciones sin matrimonio y con matrimonio y de los matrimonios sin cohabitación previa, por cohorte de nacimiento
(En proporciones)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

La incidencia de separaciones de las cohabitaciones sin matrimonio posterior muestra que esta crece a través de las duraciones en las tres cohortes analizadas, como era de esperarse, pero también es evidente que la generación más joven (1985-1994) presenta (especialmente desde el tercer año de duración en adelante) una mayor incidencia de separaciones frente a las generaciones anteriores (1962-1969 y 1970-1979), brecha que incluso se va ampliando (sobre todo frente a la cohorte más antigua) a medida que se llega a la última duración observada (décimo año). Por tanto, entre generaciones existiría cierta mayor estabilidad en los primeros años de las cohabitaciones que las hace más cercanas. Esa cercanía, no obstante, va desapareciendo a medida que las cohortes más jóvenes van siendo cada vez más proclives a disolver la unión.

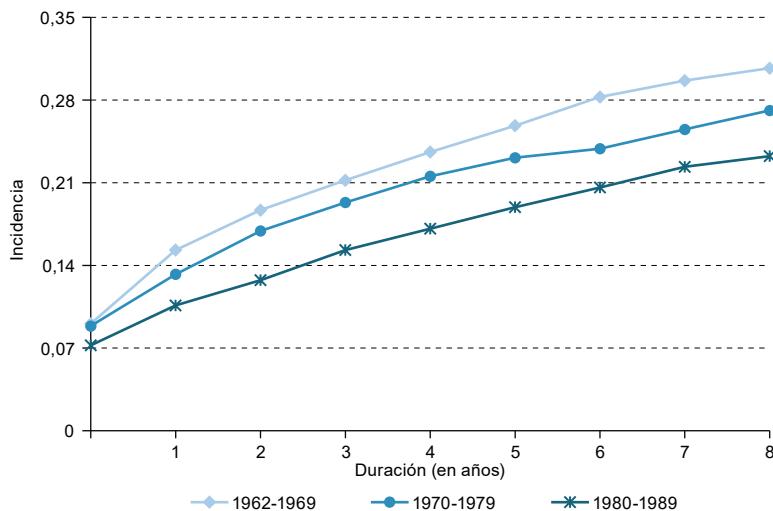
Por su parte, la incidencia de separaciones de los matrimonios sin cohabitación previa ha aumentado en las tres generaciones estudiadas. Aunque se tienen, en términos generales, menos incidencias que en la cohabitación sin matrimonio posterior, es evidente que la generación más joven, nacida entre 1985 y 1994, experimenta una mayor incidencia de separaciones, especialmente a partir del tercer año de convivencia, en comparación con las generaciones más antiguas, nacidas en los períodos 1962-1969 y 1970-1979. Esta diferencia se vuelve más pronunciada, sobre todo en comparación con la generación más antigua, a medida que se analiza un período de convivencia más largo, llegando hasta el décimo año. Este crecimiento de la incidencia de separaciones en la cohorte más joven en comparación con las cohortes previas es incluso mayor que el ocurrido en las cohabitaciones sin matrimonio, lo que señala que los matrimonios sin cohabitación previa estarían siendo más inestables en las cohortes más recientes que las cohabitaciones sin matrimonio posterior.

Ahora bien, en las cohabitaciones con matrimonio posterior también se observa que al inicio se tienen incidencias similares entre cohortes y que, a medida que pasan los años, van creciendo, especialmente en la cohorte más joven. Sin embargo, es claro que este tipo de unión tiene menos incidencia de separaciones que los otros dos tipos de uniones, por lo que sería más estable.

Al comparar resultados, se observa que en todas las formas de unión la intensidad de separaciones aumenta entre cohortes y duraciones. Si bien es evidente que las cohabitaciones sin matrimonio siguen teniendo, comparativamente, mayores incidencias acumuladas de separaciones, las distancias parecen acortarse, al punto que las incidencias de la cohorte de más edad (1962-1969) y de la más joven (1980-1989) de los matrimonios sin cohabitación previa se cruzan. Esto indicaría que hay una convergencia entre tipos de unión hacia mayores separaciones.

Para la salida por matrimonio o formalización de la cohabitación (véase el gráfico 2) se ha encontrado un incremento de las intensidades acumuladas en cada duración para todas las cohortes. Esto quiere decir que, conforme pasa el tiempo, aumentan las incidencias acumuladas de matrimonios, aunque son evidentes las diferencias entre cohortes. De este modo, las cohortes más jóvenes tienen menores incidencias acumuladas de salidas por matrimonio frente a las mayores. En el primer año, las intensidades se muestran como más cercanas, especialmente entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979, pero después las tendencias se van distanciando, sobre todo de estas con respecto a la cohorte 1980-1989. Esto muestra que la transformación de la cohabitación en matrimonio está siendo menor en las cohortes más jóvenes.

Gráfico 2
**Incidencia acumulada de la salida de las cohabitaciones por matrimonio,
 según duración de la cohabitación y cohorte de nacimiento**
 (En proporciones)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Con el conjunto de resultados indicados, queda de manifiesto que, aunque con matices según la duración, las separaciones de cohabitaciones van incrementándose y la formalización va en caída. Ahora bien, para saber qué tanto se está permaneciendo en la cohabitación entre cohortes se analizan los siguientes resultados.

Para observar las probabilidades de permanencia en las cohabitaciones se estudian las probabilidades no condicionales al quinto año de duración de las cohabitaciones de las cohortes entre 1962 y 1989 (véase el cuadro 2). En ellas se encuentra que, para el total de las mujeres que permanecen en la cohabitación, esta es la mayor probabilidad (0,59), mientras que la probabilidad de salida por matrimonio es menos de la mitad de la anterior (0,21), en tanto que la probabilidad de separarse es similar a esta última (0,19). Por último, la menor probabilidad la tiene enviudar (0,01). Esto significa que, a la duración de cinco años, las probabilidades de permanecer en la unión libre son mayores que las del resto de las opciones, pero también que, para las mujeres, la principal salida de la unión libre sigue siendo el matrimonio, por encima de la separación o la viudez.

Cuadro 2
Probabilidades no condicionales de la cohabitación por tipo de salida,
según cohorte de nacimiento, a la duración de cinco años
(En proporciones)

Estado de origen	Tipo de salida a la duración de cinco años			
	2 Cohabitación	3 Matrimonio	4 Separación/divorcio	5 Viudez
Cohabitación	0,59	0,21	0,19	0,01
Cohorte				
1962-1969	0,55	0,24	0,19	0,001
1970-1979	0,59	0,23	0,17	0,006
1980-1989	0,60	0,18	0,21	0,008

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Ahora bien, al analizar por cohorte de nacimiento, la situación varía, ya que las probabilidades de permanecer en cohabitación aumentan de una generación a otra. Primero, las probabilidades aumentan en mayor medida entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979, al pasar de 0,55 a 0,59 (0,04 puntos), y después se incrementan en menor grado, ya que entre las cohortes 1970-1979 y 1980-1989 las probabilidades pasan de 0,59 a 0,60 (0,01 puntos). Con ello, entre la cohorte más joven y la de más edad, las probabilidades aumentan casi 0,05 puntos.

Además, las probabilidades de salir de la cohabitación por matrimonio presentan un claro descenso. De la cohorte más antigua (1962-1969) a la siguiente (1970-1979), las probabilidades disminuyen de 0,24 a 0,23, mientras que de esta última a la cohorte más reciente (1980-1989) decrecen casi 0,04 puntos, por lo que entre las dos cohortes extremas la salida por matrimonio ha caído.

La separación, en tanto, muestra un ascenso de las probabilidades, aunque este no es lineal. Entre las cohortes 1962-1969 y 1970-1979 se observa un descenso de 0,02 puntos de las probabilidades, que pasan de 0,19 a 0,17, mientras que en la siguiente cohorte las probabilidades vuelven a crecer, al pasar de 0,17 a 0,21. Entre las cohortes extremas, la probabilidad de la salida por separación aumenta cerca de 0,02 puntos, por lo que, para la cohorte más joven, la principal forma de salida de la unión libre deja de ser el matrimonio y pasa a ser la separación.

De lo expuesto se puede resumir que, con el paso de las generaciones, la formalización ha perdido probabilidades, mientras que se ha incrementado en mayor medida la probabilidad de permanencia en la cohabitación. La salida por separación también muestra crecimiento. Sin embargo, para determinar si este comportamiento se sostiene al controlar posibles variables de confusión o mediadoras y saber si se puede vincular con algún postulado de las teorías aquí mencionadas, se presentan los siguientes resultados.

En el cuadro 3 se muestra el modelaje del riesgo en competencia de la salida de la cohabitación por separación o por matrimonio en comparación con permanecer en ella. En el modelo 1 se observa que, de una cohorte de nacimiento a otra, efectivamente se está reduciendo el riesgo de las mujeres de salir de la cohabitación por matrimonio y está aumentando el riesgo de salir de la cohabitación por separación. Se observó que las mujeres de la cohorte más joven (1980-1989) tienen un 31% menos de riesgo de formalizar la unión libre que las de la cohorte 1962-1969. Para la salida por separación se encontró que, con respecto a la cohorte 1962-1969, las mujeres de la generación 1970-1979 tienen un 18% más de riesgo de salir de la cohabitación de esta manera. Las mujeres de la cohorte 1980-1989, en tanto, elevan ese valor, al tener un 29% más de riesgo de salir por separación en comparación con la cohorte más antigua.

Cuadro 3
**Modelo de eventos en competencia de la salida de la cohabitación,
en cociente de posibilidades (parte 1)**
(Razones de momios)

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
Cohorte de nacimiento (referencia: 1962-1969)				
1970-1979	0,90*	1,18*	0,80*	1,36*
1980-1989	0,69***	1,29**	0,57***	1,10
Nivel educativo (referencia: primaria o menos)				
Secundaria			1,33*	1,48*
Preparatoria			1,76*	2,04*
Superior o posgrado			2,49**	1,53

Variable	Modelo 1		Modelo 2	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
Interacción Educación##Cohorte				
Secundaria#1970-1979			1,21	1,28
Secundaria#1980-1989			1,30	1,20
Preparatoria#1970-1979			1,22	1,01
Preparatoria#1980-1989			1,08	0,99
Universidad#1970-1979			1,07	2,43
Universidad#1980-1989			1,11	1,82
Edad al inicio de la unión (referencia: 18 a 24 años)				
12 a 17 años	1,21**	1,03	1,30***	1,08
25 años y más	0,53***	1,00	0,50***	0,95
Tipo de localidad (referencia: urbana)				
Rural	1,26***	0,66***	1,32***	0,69***
Duración (spline lineal)				
0-1 años	2,74***	3,14***	2,74***	3,14***
2-10 años	0,86***	0,95***	0,86***	0,95***
Constante	0,03***	0,02**	0,03***	0,01***
Años-persona vividos	26 780,00			26 780,00
Número de eventos				
Df	16,00			34,00
Verosimilitud log.	-8 358,97			-8 343,91
Criterio de información bayesiano	16 881,07			17 034,47

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Asimismo, se calcularon las probabilidades⁴ de mantenerse en cohabitación frente a las probabilidades de salir por matrimonio o separarse. En el primer caso, se encontraron un 12% más de probabilidades de mantenerse en cohabitación que de salir por matrimonio en la generación 1970-1979 frente a la cohorte 1962-1969, y un 45% más en la cohorte 1980-1989 frente a la cohorte 1962-1969. En el segundo caso, resultó que las probabilidades de mantenerse en cohabitación frente a las de salir por separación son un 15% menores en el caso de las mujeres de la cohorte 1970-1979 y un 23% menores en el caso de las mujeres de la cohorte 1980-1989, siempre en comparación con las probabilidades de las nacidas en la cohorte 1962-1969. Dado que en cada duración del tiempo hay una mayor probabilidad de permanecer en la cohabitación, especialmente en la cohorte más joven, se puede decir que, en efecto, las cohabitaciones se están haciendo más duraderas.

⁴ Las probabilidades que se obtuvieron usan la fórmula de regresión y se calcularon con la siguiente fórmula: Probabilidad = 1 + cociente de posibilidades/cociente de posibilidades.

De esta mayor estabilidad surge la pregunta sobre si hay diferencias por nivel de educación, por lo que se cuestiona si este efecto existe y si cambia en el tiempo. Para contestar esto, se analiza el modelo 2 (véase el cuadro 3), que incluye un indicador de nivel de educación, además de una interacción con la cohorte. Lo que se observa es que, si bien la educación es significativa, el efecto de la educación sobre la salida de la cohabitación, ya sea por matrimonio o por separación, no se ha modificado a lo largo de las cohortes.

Por último, en el cuadro 4 se muestran los modelos 3 y 4, con los que se busca esclarecer si existe un escenario más cercano a la teoría de la segunda transición demográfica. Específicamente, se trata de establecer si las cohabitaciones se están haciendo más susceptibles de albergar la procreación para las cohortes recientes, es decir, si tener hijos en la cohabitación no afecta el riesgo de salida por matrimonio. También se busca saber si existe un escenario cercano a la teoría de la incertidumbre, al responder si contar con un empleo estable conduce al matrimonio, y si tener un origen socioeconómico de mayores recursos, es decir, menor incertidumbre, se asocia con una formalización de la cohabitación.

Cuadro 4
**Modelo de eventos en competencia de la salida de la cohabitación,
en cociente de posibilidades (parte 2)**
(Razones de momios)

Variable	Modelo 3		Modelo 4	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
Cohorte de nacimiento (referencia: 1962-1969)				
1970-1979	0,93*	1,14	0,80	1,14
1980-1989	0,69***	1,07	0,67*	1,18
Número de hijos (<i>tv lag1 año</i>) (referencia: 0)				
1	1,41***	0,59***	1,30***	0,61***
2	1,82***	0,18***	1,51***	0,21***
3 o más	1,83***	0,05***	1,81***	0,06***
Hijos previos a la unión (referencia: sin hijos)				
Con hijos	0,62***	0,75*	0,62***	0,75**
Nivel educativo (referencia: primaria o menos)				
Secundaria	1,05	1,20***	1,06*	1,21***
Preparatoria	1,14*	1,11	1,14*	1,11
Superior o posgrado	1,40**	0,98	1,39**	0,98
Diferencia de edad (referencia: homogamia o más edad)				
Diferencia de 3 a 5 años en que la mujer es menor	1,08	0,77**	1,06	0,77**
Diferencia de 6 años o más en que la mujer es menor	0,78**	0,80**	0,77**	0,80**

Variable	Modelo 3		Modelo 4	
	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación	Salida de la cohabitación por matrimonio	Salida de la cohabitación por separación
Trabajo (tv lag 3años) (referencia: trabajo formal)				
Sin trabajo	0,99	0,61***	0,98*	0,61***
Trabajo informal	0,79**	0,82**	0,78**	0,82*
Terciles del índice de origen social (referencia: 1)				
2	1,16	1,24**	1,00	1,23**
3	1,15*	1,37***	1,15*	1,36**
Edad al inicio de la unión (referencia: 12 a 17 años)				
18 a 24 años	0,82**	0,75***	0,81**	0,75***
25 años y más	0,50***	0,46***	0,51***	0,46***
Localidad (referencia: urbana)				
Rural	1,31***	0,84*	1,32***	0,84*
Interacción Número de hijos##Cohorte				
1970-1979#1			1,10	0,99
1970-1979#2			1,34	0,90
1970-1979#3			1,16	0,67
1980-1989#1			1,10	0,92
1980-1989#2			1,19	1,05
1980-1989#3			0,85	1,17
Duración (spline lineal)				
0-1 años	2,61***	3,30***	2,61***	3,30***
2-10 años	0,86***	0,98	0,86***	0,98
Constante	0,03***	0,05***	0,03***	0,05***
Años-persona vividos	26 780,00		26 780,00	
Número de eventos				
Df	42,00		54,00	
Verosimilitud log.	-7 398,98		-7 396,01	
Criterio de información bayesiano				
	15 224,37		15 340,24	

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México, 2018.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

En primer lugar (modelo 3), se encuentra que tener hijos en la cohabitación aumenta el riesgo de entrar al matrimonio frente a no tenerlos. Especialmente, se registra un efecto mayor con el segundo hijo (82% más) frente a no tener hijos. Sin embargo, haber tenido hijos antes de la cohabitación disminuye un 38% la salida por matrimonio, lo que puede deberse a que el efecto protector del hijo sobre la unión ha desaparecido o que el hijo puede ser de una pareja previa, lo que no favorece la formalización. Esto, en definitiva, muestra que el efecto positivo está circunscrito a que el nacimiento ocurra en la cohabitación, porque si ocurre antes se pierde dicho vínculo.

Al examinar si hay un efecto diferencial del número de hijos con la cohorte (modelo 4), en tanto, se observa que ese efecto no existe, ni en la salida por matrimonio ni en la salida por separación de las cohabitaciones. Esto implica que la procreación de hijos en la cohabitación sigue teniendo, entre cohortes, el mismo efecto de aumentar el riesgo de salida por matrimonio y reducir el riesgo de separación. Esto parece rechazar, en parte, el argumento de la teoría de la segunda transición demográfica, que apunta a que las cohabitaciones se convertirían cada vez más en espacios apropiados para la procreación de hijos, mientras que los hijos siguen provocando, con el mismo efecto en cada cohorte, que las cohabitaciones se conviertan en matrimonios.

La aproximación a la igualdad entre mujeres y hombres utilizada (la diferencia de edad en la pareja) muestra que una diferencia de 3 a 5 años cuando la mujer es menor que su pareja frente a que las parejas sean homógamas (entre 0 y 3 años de diferencia) o que la mujer sea mayor que su pareja, no tiene efecto en los riesgos de formalización del matrimonio. Sin embargo, si la mujer es mucho menor (6 años y más), entonces el riesgo de formalizar se reduce un 22%. Para la separación, el hecho de que la mujer sea menor (ya sea de 3 a 5 años o 6 años o más), frente a que la unión sea homogénea en términos etarios o que la mujer sea mayor, reduce el riesgo de ruptura un 23% y un 20%, respectivamente. Esto señala que un determinante para que las cohabitaciones se formalicen o no se rompan es que la mujer sea claramente más joven que su pareja.

Al explorar las variables de futuro económico, se observa que la categoría sin trabajo, en referencia al trabajo formal, solo reduce un 1% el riesgo de formalizar, mientras que el hecho de que el trabajo sea informal lo reduce un 21%. Asimismo, no tener trabajo o que el trabajo sea informal, frente a tener un trabajo formal, reduce el riesgo de ruptura un 39% y un 18%, respectivamente. Es decir, no tener trabajo, pero especialmente tener un trabajo informal, frente a tener un trabajo formal, hace que las mujeres tengan menos riesgo de formalizar la cohabitación en matrimonio.

En lo que se refiere al origen económico de las mujeres medido con el índice de origen social, se observa que no hay diferencia entre el efecto de pertenecer al primer o el segundo tercil, pero sí la hay en el caso del tercero con referencia al primero (mujeres con un origen socioeconómico menos aventajado), ya que en el caso del tercer decil se registra un aumento del 16% del riesgo de salir de la cohabitación por matrimonio. Esto apuntaría a que, para las mujeres, provenir de un origen más favorecido aumenta las posibilidades de salir de la cohabitación por matrimonio. Por otra parte, situarse tanto en el segundo como en el tercer tercil aumenta los riesgos de salida de la cohabitación por separación en comparación con el primer tercil, un 24% y un 37%, respectivamente, por lo que, a medida que se tienen orígenes con mejor situación económica, aumenta el riesgo de separación. Esto apuntaría a que, para las mujeres, el hecho de provenir de un contexto de mejores condiciones económicas familiares vuelve inestable la cohabitación.

D. Discusión y conclusiones

En cuanto a la primera pregunta de esta investigación, sobre si las uniones libres se están volviendo más estables con el tiempo, los resultados obtenidos muestran un aumento de la permanencia en las cohabitaciones a lo largo de las cohortes de nacimiento. Con el paso de las generaciones, las probabilidades de mantenerse en cohabitación han ido aumentando, lo que da cuenta de una tendencia hacia una mayor estabilidad en este tipo de relaciones.

Respecto de la pregunta sobre si existe un efecto de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones y si este varía entre las cohortes de nacimiento, los resultados obtenidos confirman, en contraste con lo hallado por Pérez Amador (2016), la presencia de un efecto negativo de la educación en la estabilidad de las cohabitaciones, que se observa que se ha mantenido constante a lo largo de las cohortes consideradas. Esto indica que las mujeres con mayor educación son las que tienen más riesgo de salir de la cohabitación, ya sea por matrimonio o por separación.

Con relación a si la formalización de las uniones libres se está reduciendo en presencia de hijos o si dichas uniones mantienen o aumentan su probabilidad de convertirse en matrimonio, los resultados muestran que tener hijos aumenta la probabilidad de entrada al matrimonio, lo que no se reduce en las cohortes de nacimiento más jóvenes. Esto muestra que la llegada de hijos aumenta el riesgo de formalización. Este resultado contrasta con lo encontrado por Salinas (2016) en el caso de Chile, donde la presencia de hijos más bien consolida la cohabitación. Esta diferencia puede indicar que en la región habría contrastes en la estabilidad de las cohabitaciones ante la presencia de hijos, y que puede haber algunos países con tendencias más cercanas a los postulados de la teoría de la segunda transición demográfica que México.

En relación con la pregunta sobre si el estrato social tiene un efecto diferencial en la estabilidad de las cohabitaciones a lo largo del tiempo, en tanto, se observó que las mujeres de contextos socioeconómicos más favorecidos tienen más probabilidades de formalizar la unión y también enfrentan más riesgos de separación, lo que no cambió entre cohortes.

Por último, buscando responder si las cohabitaciones se aproximan a las posturas de la teoría de la segunda transición demográfica o más bien a la teoría de la incertidumbre, se encontró que el aumento de la permanencia en la cohabitación podría acercarse a la premisa de sustitución de la vida de pareja en matrimonio por la cohabitación, de acuerdo con la teoría de la segunda transición demográfica. Esto se alinearía al factor de “cantidad” de la cohabitación, en virtud del cual, cada vez más personas permanecen en la cohabitación. Sin embargo, lo que se observó discrepa del factor de “calidad” de la cohabitación, que propone la mencionada teoría de la segunda transición demográfica, ya que, en el país, las mujeres menos educadas y de orígenes menos favorecidos son las que más permanecen en ella. Este comportamiento no ha cambiado en el tiempo, al menos en el período observado. Ello implica que no hay una transición hacia una mayor estabilidad de la cohabitación. También se observa que las mujeres con un trabajo informal tienen menos riesgos de formalizar la unión y de salir de la cohabitación, como se plantea en la teoría de la incertidumbre.

En este sentido, lo encontrado se acerca más a la teoría de la incertidumbre, ya que la estabilidad económica reduce la permanencia en cohabitación en cada cohorte de nacimiento analizada. Ahora bien, una particularidad que se esperaría desde la perspectiva de esta teoría es que, conforme avanza el proceso de globalización (como sucedió en México entre las décadas de 1990 y 2010), se produciría un agudizamiento de la fragilidad (salidas) de la cohabitación entre las mujeres con mejores condiciones económicas. No obstante, esto no ocurre de manera generalizada en el país, ya que, por una parte, la cohabitación está en aumento en todos los estratos sociales, como atestiguan investigaciones previas (Solís y Ferraris, 2014), y, por otra, no se encontraron efectos crecientes por cohorte en la salida por matrimonio entre las mujeres más favorecidas, ya sea por educación u origen social. Esto puede deberse a tres factores: i) México no sigue esta dinámica de agudización de la incertidumbre; ii) el país, durante todo el período observado, ha vivido una constante incertidumbre, y, por ello, no hay diferencias, o iii) en la cultura conyugal del país existe algún factor que bloqueó los efectos de la incertidumbre. Ante esto, se necesita más investigación que ahonde en el análisis en el tiempo.

Además, se buscó comprobar otros dos supuestos desde el punto de vista de la teoría de la segunda transición demográfica: i) si las cohabitaciones son más capaces de albergar la reproducción en las cohortes más recientes y ii) si en contextos más igualitarios se estabiliza la cohabitación. Las variables mostraron ser altamente significativas y tener efectos importantes. Por una parte, se encontró que, en el caso de las mujeres, la presencia de hijos en la unión alienta la entrada al matrimonio y reduce el riesgo de separación, aunque hay cierto efecto menor al tercer hijo, especialmente en la salida por separación. Cuando se analizó si existían efectos diferenciales por cohorte, lo encontrado rechazó esa hipótesis, lo que permite aseverar que el efecto protector y de formalización de los hijos está vigente entre las cohortes de mujeres mexicanas. Esto se aparta de la tesis de la teoría de la segunda transición demográfica, que presenta la cohabitación como un espacio cada vez más favorable para la procreación.

Ahora bien, la igualdad en la unión, a la que se hizo una aproximación por medio de la homogamia de edad en la pareja, muestra que la menor edad de las mujeres en comparación con sus parejas reduce el riesgo de salida por matrimonio, pero también la salida por separación, lo que implica que las cohabitaciones más estables son aquellas en las que las mujeres tienen menor edad que sus parejas. Es decir, las uniones más desiguales son más estables, lo que contradice la teoría de la segunda transición demográfica, que argumenta que la igualdad en la unión haría a la cohabitación más estable. Será conveniente probar esto con otros indicadores de igualdad en la pareja.

Por último, los componentes del potencial económico relacionados con la teoría de la incertidumbre aquí estudiados muestran que tener un empleo estable alienta la transición de la cohabitación al matrimonio y a la separación, por lo que se ajusta al argumento de Oppenheimer (2003) con respecto a que tener recursos para afrontar la incertidumbre propia del mercado matrimonial hace más atractivas a las personas para el matrimonio. Además, el origen socioeconómico, al que se hizo una aproximación mediante el índice

de origen social en las mujeres, se comportó de acuerdo con lo esperado en esa misma hipótesis: tener mayores recursos de origen para generar bienestar en el futuro alienta el paso de las cohabitaciones al matrimonio y a la separación.

Los resultados de esta investigación muestran que el escenario mexicano se caracteriza por una cohabitación más común y duradera, incluso entre quienes tienen una mejor situación, pero aún está dominado por las condiciones de incertidumbre y carencia, en las que, de presentarse situaciones que exigen mayores responsabilidades a los integrantes de la pareja, como el nacimiento de hijos, estas uniones se formalizan. Por tanto, lo encontrado se acerca más a lo que plantea la teoría de la incertidumbre que a lo que sostiene la teoría de la segunda transición demográfica.

Una de las debilidades de esta investigación es que se basa en datos de una sola encuesta retrospectiva, lo que puede limitar la amplitud temporal de los hallazgos. Por otra parte, es necesario explorar algunos factores importantes que no se encuentran disponibles en la base de datos utilizada, como las actitudes y valores individuales en relación con la cohabitación y el matrimonio, ya que no se aborda en profundidad el papel de la cultura y la religión en la estabilidad de las cohabitaciones. Esto podría reducir su aplicación a contextos socioculturales específicos.

En un futuro, sería conveniente explorar más a fondo el papel que tienen en la estabilidad de las cohabitaciones otros factores socioeconómicos, como el empleo, el ingreso y la igualdad de participación de los integrantes de la pareja en las tareas domésticas y de cuidado, y ahondar en la forma en que las actitudes culturales y religiosas hacia las cohabitaciones influyen en su estabilidad y formalización. También sería adecuado sumar la dinámica de las cohabitaciones en diferentes contextos regionales en México y América Latina, así como examinar la manera en que las políticas públicas y las intervenciones sociales pueden afectar la estabilidad y la formalización de las cohabitaciones.

Bibliografía

- Bozon, M. (1991), "Women and the age gap between spouses: an accepted domination?", *Population an English Selection*, vol. 3.
- Casterline, J. B., L. Williams y P. McDonald (1986), "The age difference between spouses: variations among developing countries", *Population Studies*, vol. 40, N° 3.
- Esteve, A., R. Lesthaeghe y A. Lopez-Gay (2012), "The Latin American cohabitation boom, 1970-2007", *Population and Development Review*, vol. 38, N° 1.
- Esteve, A. y otros (2016), "The expansion of cohabitation in Mexico, 1930-2010: the revenge of history?", *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo- historical Legacies and New Trends*, A. Esteve y R. Lesthaeghe, Springer.
- Ermisch, J. y M. Francesconi (2000), "Cohabitation in Great Britain: not for long, but here to stay", *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, vol. 163, N° 2.

- Goldman, N. y A. R. Pebley (1981), "Legalization of consensual unions in Latin America", *Social Biology*, vol. 28, N° 1-2.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2018), "Encuesta Demográfica Retrospectiva (EDER) 2017: resultados", Ciudad de México.
- Lamidi, E. O., W. D. Manning, y S. L. Brown (2019), "Change in the stability of first premarital cohabitation among women in the United States, 1983-2013", *Demography*, vol. 56, N° 2.
- Lesthaeghe, R. y D. J. van de Kaa (1986), "Twee Demografische Transitie's?", *Bevolking: Groei en Krimp*, D. J. van de Kaa y R. Lesthaeghe (eds.), Deventer, Van Loghum Slaterus.
- Manning, W. D. (2004), "Children and the stability of cohabiting couples", *Journal of Marriage and Family*, vol. 66.
- Mills, M. y H. P. Blossfeld (2013), "The second demographic transition meets globalization: a comprehensive theory to understand changes in family formation in an era of rising uncertainty", *Negotiating the Life Course: Stability and Change in Life Pathways*, Life Course Research and Social Policies 1, Springer.
- Musick, K. y K. Micheltore (2017), "Cross-national comparisons of union stability in cohabiting and married families with children", *Demography*, vol. 55, N° 4.
- Olvera, A. y L. A. Olvera (2013), "Las últimas cinco décadas del sistema educativo mexicano", *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, vol. 43, N° 3.
- Ojeda, N. (1986), "Separación y divorcio en México: una perspectiva demográfica", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 1, N° 2.
- Ojeda, N. y E. González (2008), "Divorcio y separación conyugal en México en los albores del siglo XXI", *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 70, N° 1.
- Oppenheimer, V. K. (2003), "Cohabiting and marriage during young men's career-development process", *Demography*, vol. 40, N° 1.
- Ortiz-Ospina, E. y M. Roser (2020), "Marriages and Divorces" [online] <https://ourworldindata.org/marriages-and-divorces>.
- Pérez Amador, J. (2016), "Continuity and change of cohabitation in Mexico: same as before or different anew", *Demographic Research*, vol. 35 N° 1.
- (2008), "Análisis multiestado multivariado de la formación y disolución de las parejas conyugales en México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 23, N° 3.
- Presser, H.B. (1975), "Age differences between spouses, trends, patterns, and social implications", *American Behavioral Scientist*, vol. 19, N° 2.
- Román Sánchez, Y. G. y W. Ovando Aldana (2016), "Flexibilidad laboral de la población ocupada: un análisis espacial en México, 2005 y 2014", *Sociedad y Economía*, vol. 31.
- Salinas, V. (2016), "Changes in cohabitation after the birth of the first child in Chile", *Population Research and Policy Review*, vol. 35, N° 3.
- SEP (Secretaría de Educación Pública) (2019), *Principales cifras del Sistema Educativo Nacional, 2018-2019*, Ciudad de México.
- Solís, P. (2016), "De joven a adulto en familia: trayectorias de emancipación familiar en México", *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social en México*, M.L. Coubès, P. Solís y M. Zavala de Cosío (coords.), Ciudad de México, El Colegio de México.
- Solís, P. y S. Ferraris (2014), "Nuevo siglo, ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones?", *Los mexicanos, un balance del cambio demográfico*, C. Rabell (ed.), Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica.

- Solís, P. y I. Puga (2009), "Los nuevos senderos de la nupcialidad: cambios en los patrones de formación y disolución de las primeras uniones en México", *Tramas familiares en el México contemporáneo. Una perspectiva sociodemográfica (179-198)*, C. Rabell Romero (coord.), Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM)/El Colegio de México.
- Tamborini, C. R., K. A. Couch y G. L. Reznik (2015), "Long-term impact of divorce on women's earnings across multiple divorce windows: A life course perspective", *Advances in Life Course Research*, vol. 26.
- Woodruff, C. M. y M. Binder (1999), *Intergenerational Mobility in Educational Attainment in Mexico*, Elsevier.
- Wu, Z. y M. Pollard (2000), "Economic circumstances and stability of nonmarital cohabitation", *Journal of Family Issues*, vol. 21, N° 3.