

# Nuevo siglo ¿nuevas pautas de formación y disolución de uniones? <sup>1</sup>

Patricio Solís<sup>2</sup>

Sabrina Ferraris<sup>3</sup>

## Resumen

Los datos más recientes sobre los patrones demográficos de formación y disolución de uniones en México sugieren cambios de mayor magnitud a los observados en el pasado reciente. El repertorio de pautas de formación de nuevas uniones se ha diversificado a tal grado que el patrón de nupcialidad otrora predominante -caracterizado por una unión temprana, en matrimonio civil o religioso, y duradera en el tiempo- no es más la trayectoria marital mayoritaria entre las parejas jóvenes. El propósito de este trabajo es precisamente analizar estos cambios en la formación y disolución de uniones conyugales en México. Para ello, partimos de una actualización de los indicadores en tres componentes de la nupcialidad: el patrón de edades de ingreso a la primera unión, la incidencia de la cohabitación o “unión libre” como forma de inicio de la vida conyugal distinta al matrimonio civil o religioso, y la frecuencia de la disolución de primeras uniones, ya sea a través de un divorcio o una separación *de facto*. Posteriormente, realizamos un análisis de los factores sociodemográficos que podrían explicar la creciente heterogeneidad en los comportamientos de formación y disolución de uniones. Nuestros hallazgos arrojan alguna luz en torno a los correlatos sociodemográficos de las nuevas pautas de nupcialidad, pero frente a la ausencia de fuentes de datos idóneas, se vuelven insuficientes para explicar su origen con claridad, en particular si lo que se pretende es discernir si los nuevos comportamientos maritales son una reacción adaptativa a las condiciones de creciente incertidumbre económica que vive el país, o bien se explican por cambios culturales en los significados de la vida marital.

## Una mirada rápida a los cambios

Un breve recorrido por los indicadores demográficos reportados por investigaciones previas confirma que hasta hace poco tiempo los patrones de nupcialidad en México se caracterizaron más por la estabilidad que por el cambio. Con respecto al calendario de la primera unión, Quilodrán estima con datos censales que para las mujeres la edad promedio a la unión aumentó en un año entre 1930 y 1990, llegando a 21.9 años al final de este periodo (Quilodrán, 2001). Por otra parte, los microdatos de la Encuesta Demografica Retrospectiva (EDER) 1998 sugieren cambios de un orden similar: la edad mediana pasó de 19 a 21 años entre las cohortes de nacimiento 1936-1938 y 1966-1968 (Samuel y Pascal, 2005; Zenteno y Parrado, 2005)<sup>4</sup>. A pesar de estos incrementos, hacia finales de los noventa la edad promedio a la primera unión en México

---

<sup>1</sup> Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, del 23 al 26 de octubre de 2012.

<sup>2</sup> El Colegio de México psolis@colmex.mx

<sup>3</sup> Universidad de Buenos Aires-CONICET sabriferraris@yahoo.com.ar

<sup>4</sup> En relación a los cambios en el calendario de las uniones, ver también Conapo (1999) y Solís (2004).

era aún significativamente menor a la observada en la mayoría de los países “desarrollados”, e incluso a la del subconjunto de países de América Latina con niveles similares de desarrollo socioeconómico pero una nupcialidad relativamente tardía, como Argentina, Brasil, Chile y Uruguay (Zavala de Cosío, 1992; Quilodrán, 2003; García y Rojas, 2004).

Los cambios en la incidencia de la cohabitación o “unión libre”<sup>5</sup> han sido algo más complejos. Tal como acontece en otros países de América Latina, en México la cohabitación ha coexistido con el matrimonio como una forma alternativa de unión conyugal propia de los sectores populares desde tiempos que se remontan a la época colonial (Quilodrán, 2001; Rodríguez Vignoli, 2004). Aunque la práctica de la cohabitación “tradicional” nunca estuvo realmente amenazada de desaparecer, durante la primera mitad del Siglo XX y hasta los años sesenta predominó una tendencia hacia la reducción en este tipo de uniones, acompañada de un marcado incremento de los matrimonios civiles y religiosos - particularmente de los primeros. Esto ocurrió en el marco de una creciente influencia del Estado, que se expresó no sólo en la creación de nuevas instituciones, sino también en su mayor presencia territorial a lo largo y ancho del país. El papel del Estado como agente institucionalizador de la vida marital durante este periodo tuvo como una de sus manifestaciones más visibles la realización de una serie de campañas nacionales de legalización de uniones libres a partir de la década de los cuarenta (Quilodrán, 1974, 2001).

Esta tendencia hacia la institucionalización de la vida conyugal se revirtió ya entrada la segunda mitad del Siglo XX. Esto se hizo evidente en las estadísticas censales sólo después de los años setenta (Quilodrán, 1982, 2000), pero las historias conyugales captadas en las encuestas demográficas permitieron identificar con más precisión que el repunte de la cohabitación se venía dando al menos desde las cohortes de mujeres nacidas en la década de los cincuenta (Solís, 2004). A pesar de esto, hasta hace poco tiempo el repunte no era muy pronunciado, y se le interpretaba como un atisbo de una transformación de mayor magnitud que no terminaba por llegar (Samuel y Pascal, 2005; Ariza y Oliveira, 2004; Conapo, 1999; García y Rojas, 2004; Quilodrán, 2000).

Con respecto a la disolución de uniones, el panorama hasta inicios de la década pasada era similar: cambios de pequeña magnitud, que apuntaban a un incremento gradual en la

---

5 En este trabajo utilizamos los términos “cohabitación” o “unión libre” para referirnos indistintamente a las uniones conyugales no sancionadas civil o religiosamente.

inestabilidad de las uniones, pero con niveles tan bajos que en términos comparativos sólo se podría caracterizar a las uniones en México como extraordinariamente estables en relación a las tendencias observadas en Europa, Estados Unidos e incluso otros países latinoamericanos con niveles similares de desarrollo. La Encuesta Mexicana de Fecundidad, levantada a mediados de los años setenta, fue la primera fuente de microdatos que permitió realizar una estimación directa de la incidencia de la disolución de uniones a escala nacional. Con datos de esta encuesta, Ojeda (1986) estimó que a los 15 años de su primera unión, tan sólo 12.9% de las mujeres uniones se habían divorciado o separado, con incrementos muy leves entre cohortes. En una actualización de estos indicadores a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Salud Reproductiva (ENSAR 2003), Ojeda y González Fagoaga (2008) identificaron una tendencia al incremento de la disolución de uniones, aunque los niveles observados eran aún muy bajos en términos comparativos a los de sociedades similares o más industrializadas.

Los datos de la ronda más reciente de encuestas demográficas nacionales sugieren una fuerte acentuación de las tendencias recién descritas. La magnitud de los cambios se aprecia con claridad en las tendencias en el calendario de la primera unión y en la incidencia de la cohabitación reportadas por la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 2009 (Cuadro 1). En el periodo de 15 años comprendido entre las cohortes 1955-1959 y 1970-1974, la edad mediana a la primera unión para las mujeres se incrementó sólo en 0.5 años (de 21.3 a 21.8 años, respectivamente). En cambio, en los 15 años que transcurrieron entre las cohortes 1970-1974 y 1985-1980 el incremento fue de 1.2 años (de 21.8 años a 23.0 años), es decir, más del doble que en el intervalo anterior.

Al revisar más detalladamente las edades en las que la proporción acumulada de uniones alcanza el 25% y 75% de cada cohorte (Q1 y Q3, respectivamente) se aprecia un rasgo adicional de calendario que es tan o más importante que el retraso en la edad mediana. Nos referimos al hecho de que el incremento en la edad correspondiente al tercer cuartil es mucho mayor que el de la edad mediana: pasa de 26.0 años en las cohortes 1955-1959 a 27.4 años en las cohortes 1970-1974 (un incremento de 1.4 años); luego acentúa su tendencia al alza, alcanzando 28.7 años en las cohortes 1975-1979 y 29.2 años en las cohortes 1980-1984<sup>6</sup>. Esto es indicativo de una creciente

---

6 Estas estimaciones se realizan mediante la aplicación de la técnica de tabla de vida con datos truncados. La estimación para el tercer cuartil en las cohortes 1980-1984 podría estar afectada por el alto número de “casos truncados” al momento de la encuesta, por lo que hay que tomar el dato con cautela. Por esta misma razón no es posible obtener una estimación del tercer cuartil para las cohortes 1985-1989.

dispersión en el las edades en que inicia la vida conyugal, la cual se explica por la existencia de un sector cada vez más amplio de mujeres que posponen su primera unión hasta bastante avanzada su tercera década de vida (esta tendencia es similar para los hombres, como veremos más adelante)<sup>7</sup>.

**Cuadro 1. Medidas resumen del calendario de formación de primeras uniones y la incidencia de la cohabitación por cohorte de nacimiento**

Cohorte	Calendario e intensidad parcial						% de uniones iniciadas como cohabitación hasta la edad...*		
	Q1	Q2	Q3	RI	1-S25	1-S30	20	25	30
1955-1959	18.3	21.3	26.0	7.7	0.71	0.84	27.6	24.1	22.9
1960-1964	18.3	21.5	26.1	7.8	0.71	0.84	31.9	26.9	26.5
1965-1969	18.5	21.6	26.5	8.0	0.69	0.83	33.4	29.6	28.4
1970-1974	18.6	21.8	27.4	8.8	0.67	0.81	39.1	34.3	33.1
1975-1979	18.8	22.2	28.7	9.9	0.61	0.78	44.0	39.2	37.4
1980-1984	18.7	22.5	29.2	10.5	0.61	-----	55.6	49.8	-----
1985-1989	19.3	23.0	-----	-----	-----	-----	63.8	-----	-----

\* En el conjunto de uniones formadas hasta esa edad

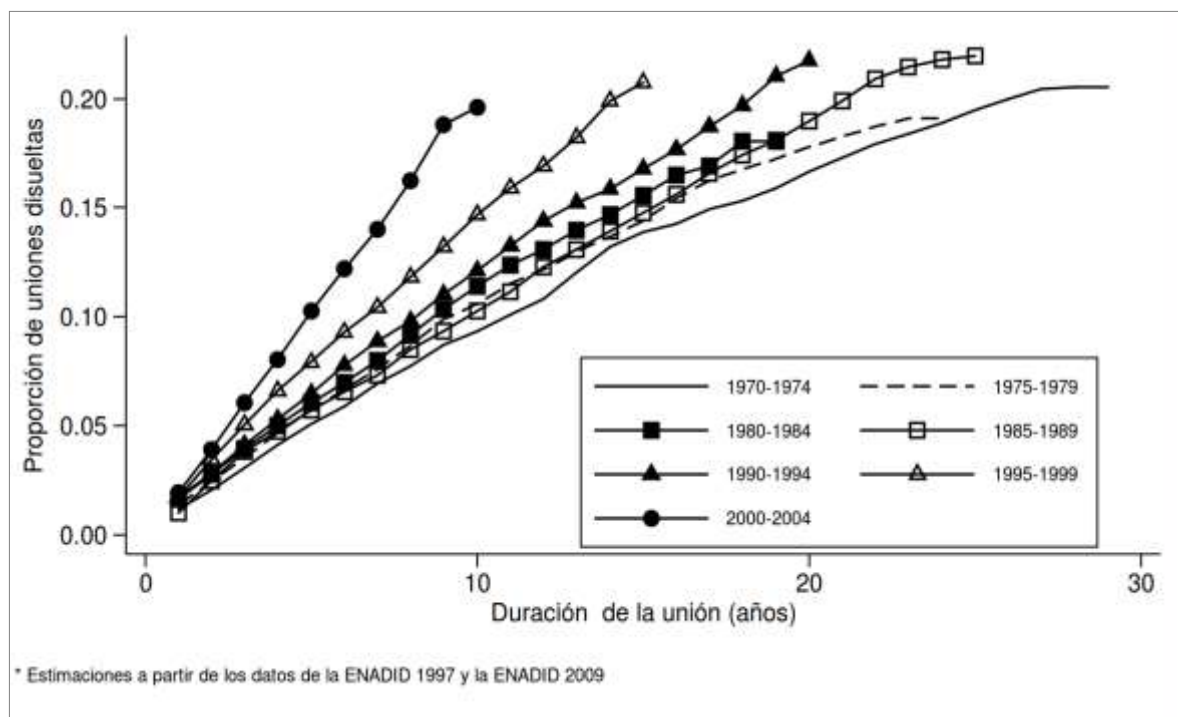
Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la ENADID 2009

Con respecto al tipo de unión, la cohabitación se ha incrementado también de manera significativa. Si tomamos como punto de contraste las uniones formadas antes de los 30 años de edad, la cohabitación pasó de 22.9% en las cohortes 1955-1959 a 28.4% en las cohortes 1965-1969 y 37.4% en las cohortes 1980-1984. Aunque en estas cifras se aprecia ya el crecimiento de la cohabitación, la experiencia de las cohortes aún más jóvenes no deja lugar a dudas: al restringir nuestra medición a las uniones formadas antes de los 25 años de edad (lo cual permite incluir una cohorte más en el análisis), observamos que en las cohortes 1980-1984 prácticamente la mitad de las uniones conyugales comenzaron como cohabitaciones (casi el doble de lo estimado para las cohortes 1955-1969). En el grupo más selecto de uniones formadas antes de los 20 años de edad, el porcentaje de uniones libres pasó de 33.4% en las cohortes 1965-1969 a 63.8% en las cohortes 1985-1989.

7 También es importante notar que la dispersión del calendario se explica por el hecho de que (con excepción de lo que ocurre en la cohorte más joven) los cambios en el primer cuartil son de menor magnitud, lo cual es indicativo de la persistencia de uniones tempranas en un sector considerable de la población mexicana. Como resultado combinado de estas tendencias, el rango intercuartil (es decir, el tiempo que lleva pasar del 25% al 75% en el acumulado de uniones) se incrementa en 2.8 años entre las cohortes 1955-1959 y 1980-1984.

Finalmente, en los datos más recientes destaca también el incremento sustantivo del divorcio y las separaciones *de facto*. A partir de los resultados de la Encuesta Nacional de la Dinámica de las Familias (ENDIFAM 2005), Solís y Puga (2009) estiman que, de continuar las tendencias observadas, 17% de las primeras uniones formadas entre 1995 y 2005 terminarían separándose antes de su 15 aniversario. Estas previsiones se confirman con los datos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 2009 (ENADID 2009). En la Gráfica 1 presentamos estimaciones de la proporción acumulada de primeras uniones disueltas a distintas duraciones de la unión, por cohorte de la unión<sup>8</sup>.

**Gráfico 1. Proporción acumulada de primeras uniones disueltas según duración de la unión, por cohorte de la unión, México**



En las cohortes de uniones formadas entre 1970-1974 y 1990-1994 se aprecia un alza gradual en la disolución de uniones, consistente con el panorama de crecimientos moderados reseñado anteriormente. No obstante, las estimaciones para las cohortes 1995-1999 y 2000-2004 se separan claramente de esta tendencia, con incrementos más acentuados. En particular, se estima un porcentaje de rupturas un poco superior al 20% a los 15 años de duración de la unión para la cohorte 1995-1999 (un nivel consistente con el estimado por Solís y Puga). Los incrementos son

<sup>8</sup> Estas estimaciones se realizaron también mediante la aplicación del método de tabla de vida con datos truncados. Para una explicación más detallada de la metodología y su aplicación al estudio del divorcio y la separación, ver Ojeda (1986).

mucho mayores para la cohorte 2000-2004: de continuar las tendencias observadas, la ruptura de uniones en esta cohorte podrían alcanzar 20% a los 10 años de vida conyugal, un nivel que prácticamente duplica al de la cohorte de uniones formadas entre 1985 y 1989.

### **Posibles explicaciones**

¿A qué se debe la acentuación de los cambios en los patrones de formación y disolución de uniones? ¿Se explica por factores estructurales que se han asociado con la nupcialidad en México desde hace décadas –como la urbanización, el incremento en la escolaridad, la mayor participación laboral femenina, etc.--, y cuyo impacto se ha tornado más significativo en años recientes? ¿Son una reacción adaptativa al cambio en las condiciones sociales y económicas, que hacen cada vez más difícil iniciar y mantener una relación de pareja? ¿O son acaso el signo de una revolución de corte más subjetivo en los significados de la vida conyugal y su importancia en los proyectos de vida de varones y mujeres?

Estas preguntas dominan la discusión teórica en torno a los cambios en el proceso de formación de uniones y las pautas de convivencia en pareja, no sólo en México sino también en muchos otros países con tendencias similares. En la discusión predominan tres perspectivas, no necesariamente contrapuestas pero sí con énfasis en distintos mecanismos explicativos. La primera atribuye las transformaciones, principalmente el retraso de la unión y el incremento en la disolución conyugal, a los cambios en el *status* económico de las mujeres y en los roles de género. Con raíces tanto en la sociología funcionalista (Parsons, 1949) como en los enfoques microeconómicos (Becker, 1981), la teoría “de especialización e intercambio” sostiene que la especialización de roles de género (es decir, la división por género del trabajo extradoméstico y de reproducción familiar) es más eficiente económicamente que la no especialización, de modo que el incremento del *status* económico de las mujeres -expresado en un mayor nivel de escolaridad y una mayor participación laboral- genera *ineficiencias* que se convierten en incentivos para no entrar en unión y para que, una vez que están unidas las parejas, éstas se divorcien o separen.

Este enfoque ha recibido diversas críticas (Oppenheimer, 1997). Uno de los cuestionamientos más importantes es que se fundamenta en una noción estática de los roles de género, que da por sentada e inamovible la división sexual del trabajo y no considera los efectos de los cambios hacia relaciones de género más igualitarias. De acuerdo a esta crítica, el mayor

potencial de contribución económica de las mujeres afectaría a las uniones dependiendo de la forma que asuman las relaciones de género en cada sociedad y momento histórico. En un contexto de alta diferenciación de roles de género -en donde las tareas de proveedor económico y esposa son incompatibles- la mayor escolaridad y el trabajo femenino serían un obstáculo para el matrimonio. Cabría esperar entonces que al aumentar la escolaridad y la participación laboral de las mujeres (es decir, al estar dentro del horizonte de las mujeres la independencia económica), se presentase un retraso en la edad a la unión, mayor celibato definitivo y un incremento en la disolución marital (Xie *et al.*, 2003; South, 2001). En cambio, en un contexto de mayor igualdad de roles de género, las normas y prácticas en la familia y el trabajo serían más compatibles con la contribución económica de las mujeres, y por tanto desaparecerían las *ineficiencias* planteadas por la teoría de la especialización e intercambio. Las mujeres con mayor capacidad de contribución económica serían más valoradas como parejas, lo que implicaría la ausencia de asociación o incluso una asociación positiva entre la escolaridad, el trabajo femenino, la entrada en unión y la estabilidad de las uniones (Oppenheimer, 1988; Ono, 2003).

La segunda perspectiva vincula los cambios en la nupcialidad, y particularmente el incremento en la edad a la primera unión y la cohabitación, a las crecientes dificultades económicas que enfrentan los jóvenes en su transición a la vida adulta (Oppenheimer, 1988; Parrado y Zenteno, 2005; Solís, 2010). Esta perspectiva parte de la hipótesis de que las decisiones de formar una pareja se dificultan cuando existe incertidumbre con respecto a los rasgos deseables de los potenciales cónyuges. Un rasgo deseable de primer orden es que la pareja tenga un *status* económico consolidado. Por tanto, la presencia de factores exógenos que retrasen la temporalidad de la transición hacia un trabajo estable y bien remunerado podría afectar también la transición al matrimonio. De este modo, es posible que al aumentar el número de jóvenes con incertidumbres económicas en sus trayectorias laborales tempranas también lo hayan hecho la edad a la primera unión y la cohabitación, como una forma adaptativa de unión que no demanda tantas certidumbres como un matrimonio civil o religioso.

Aunque esta hipótesis es sugerente, es necesario especificarla con más claridad. En concreto, si es la incertidumbre económica el factor explicativo fundamental de los cambios en la formación de uniones en México ¿en qué estratos sociales esperaríamos encontrar los mayores incrementos en la edad a la unión y la escolaridad? La respuesta no es sencilla. Se podría argumentar en primera instancia que los jóvenes de estratos sociales desfavorecidos, con baja

escolaridad y trayectorias laborales en ocupaciones manuales serían los más afectados por los cambios económicos y por tanto quienes alterarían más sus comportamientos maritales. Pero debe tenerse en cuenta que uno de los cambios más importantes en la estratificación social en México ha sido el deterioro de la situación económica y los ingresos de los trabajadores no manuales de baja calificación, que han visto sus antiguas ventajas económicas reducirse luego de la crisis económica de los ochenta y las recurrentes recesiones acontecidas durante el periodo de apertura económica y comercial (Solís, 2007, 2008). En este sentido, quizás lo más novedoso no es que los jóvenes de estratos bajos enfrenten condiciones económicas inciertas (éste ha sido un rasgo siempre presente), sino que esta incertidumbre se ha extendido también a los sectores de escolaridad media y alta que alcanzan ocupaciones no manuales. Esto lleva a hipotetizar que, si el retraso de la primera unión y la propensión a tener una cohabitación *versus* un matrimonio se asocian a la incertidumbre económica, entonces estos comportamientos deberían presentarse más entre los jóvenes de estratos medios que alcanzan ocupaciones no manuales, es decir, entre quienes han experimentado un mayor deterioro *relativo* en sus condiciones laborales.

La tercera perspectiva no se orienta hacia los cambios económicos, sino hacia los culturales. La teoría de la “segunda transición demográfica” (Van de Kaa, 2002; Lesthaege, 1995) asocia algunas de las tendencias demográficas en la vida familiar observadas recientemente en sociedades europeas a cambios valorativos profundos que tienen raíz en los procesos de secularización, individualización y desinstitucionalización experimentados por estos países a lo largo de la segunda mitad del Siglo XX. Estos cambios implicarían la pérdida de importancia de las relaciones familiares como eje de la vida de las personas, lo cual se expresaría en la postergación de la edad a la primera unión y el incremento en la disolución de uniones, así como por la emergencia de formas alternativas de convivencia conyugal no institucionalizadas por las leyes civiles o religiosas (cohabitación). Aunque la teoría de la segunda transición demográfica ha tenido un fuerte eco en la sociodemografía latinoamericana (particularmente en los países del Cono Sur, en donde se le ha asociado a los incrementos recientes de la cohabitación y la disolución de uniones (Sana, 2001; Paredes 2003; Cabella *et al*, 2004)), existe poca evidencia de su aplicabilidad empírica en un contexto como el mexicano, tan disímil al de las sociedades europeas contemporáneas. Sin embargo, no es posible descartar *a priori* la existencia de cambios culturales afines a los que preconiza esta teoría, particularmente entre los jóvenes de estratos socioeconómicos medios y altos con mayores niveles de escolaridad (Quilodrán, 2001).



Es difícil establecer con certeza cuál de estas explicaciones es la más apropiada para dar cuenta de la transformación reciente en los patrones de formación y disolución de uniones en México. En primer lugar, son escasas las fuentes de datos que nos permitan asociar los factores explicativos que privilegia cada perspectiva con los comportamientos maritales a escala microsocial, y todavía son más escasas las fuentes que nos permiten hacerlo a lo largo del tiempo histórico, de modo que podamos analizar de manera diacrónica los cambios. En segundo lugar, los procesos de formación y disolución de parejas son por definición fenómenos que implican “vidas entrelazadas” (Elder *et al*, 2003), donde las decisiones y los senderos que siguen los miembros de las parejas dependen no sólo de cada uno de ellos en lo individual, sino también de sus parejas y otras personas cercanas que les rodean. Así, por ejemplo, si la explicación principal del retraso de la primera unión está en la incertidumbre laboral durante la transición a la vida adulta, es importante tener información no sólo sobre las características laborales de las personas entrevistadas, sino también de sus parejas. Dado que las encuestas demográficas suelen centrarse sólo a la persona entrevistada, es difícil vincular su comportamiento marital a las circunstancias de su pareja. Por último, es posible que los cambios se deban a la operación simultánea de varios de los factores recién reseñados, de tal manera, en ausencia de información más detallada, resulta difícil establecer de manera exacta cuál es el peso de cada una de las explicaciones.

A pesar de estas dificultades, es útil realizar un análisis empírico de los factores sociodemográficos asociados al cambio en la transición a la primera unión, la incidencia de la cohabitación y la disolución conyugal, ya que esto nos permite delinear en qué medida cada una de las explicaciones recién señaladas son plausibles. Más específicamente, un análisis más detallado nos puede ayudar a identificar con mayor claridad las similitudes y diferencias en comportamientos conyugales en diferentes grupos socioeconómicos, así como el grado en que otros determinantes próximos de los comportamientos nupciales (entre ellos la composición sociodemográfica del entorno de residencia y la paternidad/maternidad) afectan las transiciones de entrada y salida de la vida marital.

### **Datos, métodos estadísticos y principales variables**

Para analizar con más detalle las tendencias y determinantes del calendario de la primera unión y la cohabitación utilizamos los datos de la Encuesta Demográfica Retrospectiva 2011 (EDER 2011). Esta encuesta, diseñada por un equipo de investigadores del El Colegio de la Frontera Norte y ejecutada por INEGI, tiene la particularidad de recabar información retrospectiva sobre

las trayectorias y transiciones de las personas entrevistadas en varios dominios del curso de vida, incluyendo la situación marital, pero también sobre otros ámbitos que pueden estar asociados al comportamiento de las uniones, entre los que destacan la escolaridad, la situación laboral, y la fecundidad. Además, la EDER 2011 incluye una batería de preguntas sobre las características sociales y económicas de la familia de origen de los entrevistados. Esto permite elaborar medidas agregadas del estrato socioeconómico de origen y así evaluar si existen desigualdades sociales importantes en los comportamientos maritales<sup>9</sup>. La cobertura muestral de la EDER 2011 incluye las 32 principales ciudades del país tal como las define INEGI en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, por lo que se trata de una muestra exclusivamente urbana. No obstante, como se verá a lo largo del trabajo, las tendencias observadas en la formación y disolución de uniones son muy parecidas a las observadas en el conjunto nacional.

Los modelos estadísticos que utilizaremos se sitúan en el campo de las técnicas de análisis de historia de eventos (Blossfeld y Rohwer, 1995; Yamaguchi, 1991). Más específicamente, utilizaremos modelos de regresión logística de tiempo discreto (Allison, 1984). Estos modelos nos permiten aprovechar la riqueza de la información retrospectiva para analizar los factores asociados a la probabilidad de que las personas entrevistadas experimenten determinadas transiciones en su vida conyugal a lo largo de su vida. En el caso de la entrada en unión, ajustamos un modelo logístico binomial que permite modelar la probabilidad de experimentar la entrada en unión (independientemente de que esta unión sea cohabitación o matrimonio) en el año-persona  $t$  en función de una determinada relación de dependencia con la edad y un conjunto de variables explicativas adicionales<sup>10</sup>.

Para identificar los factores asociados a la cohabitación utilizamos un modelo similar, al cual se le modifica la variable dependiente para que refleje el riesgo relativo de iniciar una unión con una cohabitación en lugar de hacerlo con un matrimonio. Esta especificación corresponde a la de un modelo de “riesgos en competencia”, el cual ajustamos mediante una regresión logística multinomial de tiempo discreto.

Por último, el modelo de disolución de primeras uniones es algo diferente a los modelos recién descritos en dos sentidos, primero porque el evento de interés no es la entrada en la

---

9 Como explicaremos más adelante, para estudiar la disolución de uniones preferimos utilizar los datos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 2009 (ENADID 2009).

10 Para hacer plenamente comparables los modelos entre cohortes restringimos el análisis a las edades 12-29.

primera unión, sino la salida de la misma por motivos de divorcio o separación *de facto*<sup>11</sup>, y segundo porque la duración o tiempo de exposición no corresponde a la edad de la persona entrevistada, sino al tiempo que transcurre a partir de que se formó la primera unión. Esto implica algunos reajustes menores en la especificación técnica del modelo, que sin embargo sigue siendo una regresión logística binomial de tiempo discreto convencional, en la que se analizan los determinantes del riesgo de disolución de primeras uniones.

A continuación describimos las principales variables independientes<sup>12</sup>:

- *Dependencia temporal*. Para controlar la conocida asociación no monotónica entre el riesgo de unión y la edad, seguimos la propuesta de Blossfeld y Huinink (1991), inspirada a su vez en el trabajo de Coale (1971) sobre los patrones de nupcialidad. Esta propuesta consiste en introducir al modelo la combinación de dos variables que en conjunto dan cuenta de la distribución en forma de campana de los riesgos de unión. Estas dos variables son  $T1 = \ln(\text{edad}-11)$  y  $T2 = \ln(35-\text{edad})$ .
- *Cohorte de nacimiento*. Se utilizan las cohortes de la EDER 2011: 1951-1953, 1966-1968, 1978-1980.
- *Origen indígena*. Esta variable distingue dos grupos: quienes no tenían padres hablantes de lengua indígena y aquellos que tenían al menos un padre hablante.
- *Índice de Orígenes Sociales (IOS)*. Este índice es una medida de la posición socioeconómica de la familia de origen. El índice se construyó mediante un análisis factorial por componentes principales específico por cohorte de nacimiento, que combina información sobre la escolaridad de ambos padres, el *status* ocupacional del padre<sup>13</sup> y los recursos socioeconómicos disponibles en el hogar de la persona entrevistada cuando ésta tenía 15 años de edad. El índice se encuentra estandarizado (media=0 y desviación estándar=1), de manera que una variación de una unidad puede ser interpretado como un desplazamiento de una desviación estándar en el *continuum* de la jerarquía socioeconómica.
- *Años de escolaridad*. Los años de escolaridad son introducidos a los modelos estadísticos como una variable cambiante en el tiempo, de manera que reflejan la escolaridad alcanzada por la persona entrevistada en cada año-persona en riesgo de unión.

---

11 Esto implica considerar como casos “truncados” o “censurados” no sólo a las uniones que permanecían intactas al momento de la entrevista, sino también a aquellas que se disolvieron por viudez.

12 Esta descripción corresponde a los modelos de entrada en unión y de cohabitación *versus* matrimonio. Como ya señalamos, para la disolución de uniones utilizamos una fuente de datos diferente (ENADID 2009), lo que implica algunos cambios en las variables independientes consideradas, los cuales serán evidentes al revisar la sección respectiva.

13 Para medir el *status* ocupacional utilizamos el Índice Socioeconómico Internacional de Status Ocupacional (ISEI, por sus siglas en inglés), una escala ampliamente utilizada en la investigación comparativa internacional sobre estratificación y movilidad social (Ganzeboom et al., 1992).

- *Ocupación.* Además de la situación socioeconómica de la familia de origen (que es incorporada mediante el IOS), nos interesa explorar los efectos de la posición socioeconómica de los propios entrevistados. Para ello incluimos esta variable, que distingue cuatro situaciones ocupacionales: Nunca trabajó, Salió de trabajar (que corresponde a los intervalos en los cuales la persona entrevistada no tenía trabajo, pero había tenido ya experiencia laboral) Ocupación manual y Ocupación no manual.
- *Corresidencia con padres o hermanos la familia de origen.* Uno de los elementos típicamente ignorados en la investigación sociodemográfica sobre los patrones de formación de uniones es el contexto familiar inmediato en el que se toman las decisiones (Mensch et al., 2005). Las decisiones personales se toman en un entorno familiar de “vidas entrelazadas” (Elder, 2003), de modo que es probable que la composición demográfica del hogar de origen pueda tener efectos importantes sobre la temporalidad de la primera unión y la incidencia de la cohabitación. En particular, es probable que la emancipación residencial de la familia de origen como evento *previo* a la formación de una unión altere tanto el calendario de la unión como la incidencia de la cohabitación. Con el fin de explorar estos efectos, construimos una variable dicotómica que registra los periodos en los que la persona entrevistada no reside con sus padres o sus hermanos.

### **Entrada en unión**

El Cuadro 2 presenta los indicadores del calendario de la primera unión (independientemente de si esta unión fue una cohabitación o un matrimonio) para las tres cohortes de la EDER, así como sus variaciones para el conjunto de variables socioeconómicas descritas en la sección previa<sup>14</sup>. A pesar de que el marco muestral de la EDER 2011 se restringe a los residentes de las 32 ciudades más importantes del país y la Enadid tiene cobertura nacional, las tendencias generales reportadas por ambas encuestas se asemejan bastante (Ver Cuadro 1): la edad mediana a la primera unión entre las mujeres se incrementa de 20.8 años en las cohortes 1951-1953 a 22.8 años en las cohortes 1978-1980, aunque los cambios de mayor magnitud se presentan en la edad en que se alcanza el tercer cuartil, que pasa de 24.7 a 28.2 años. En el caso de los hombres las tendencias son ligeramente diferentes. La edad al primer cuartil y la edad mediana no cambian de manera significativa entre cohortes, pero sí el tercer cuartil, que pasa de 27.5 años en las cohortes 1951-

---

14 Incluimos en el cuadro sólo las variables fijas en el tiempo o aquellas que, como la escolaridad, pueden considerarse casi como fijas al momento de la unión. Los efectos de las variables cambiantes en el tiempo se analizan en los modelos de regresión.

1953 a 28.8 años y 29.8 en las cohortes 1966-1968 y 1978-1980, respectivamente. Esto es, entre los varones también se ha dado el retraso en la edad a la primera unión, pero éste ha sido más selectivo, de modo que aumenta de manera significativa la dispersión del calendario pero este cambio no alcanza a afectar la edad mediana. En síntesis, la tendencia nacional hacia un calendario más tardío y heterogéneo de entrada en unión se observa en ambos sexos, pero es más marcada entre las mujeres.

Ahora bien, dejando de lado por ahora estos "efectos cohorte" ¿Cuál es la asociación entre las características socioeconómicas y el calendario de entrada en unión? Se aprecia, en primer lugar, una fuerte asociación con el nivel socioeconómico de la familia de origen. La edad mediana a la primera unión difiere entre los estratos bajo y alto del IOS en 3.8 años para los hombres (22.8 frente a 26.6 años, respectivamente) y en 3.5 años para las mujeres (20.7 y 24.2 años). El calendario de la entrada en unión para quienes provienen del estrato alto no sólo es más tardío, sino también considerablemente más disperso: en el estrato alto pasan 8.9 años para que la distribución acumulada de mujeres unidas pase de 25% a 75%, mientras que a las mujeres del estrato "bajo" sólo les lleva 6.4 años completar este recorrido.

La asociación con la escolaridad es también de magnitud importante, aunque las relaciones no son lineales. Entre los varones, quienes nunca asistieron a la escuela presentan edades tardías de unión (la mediana es 26.7 años y las estimaciones basadas en tablas de supervivencia no permiten calcular el tercer cuartil, lo que sugiere una alta incidencia de uniones tardías o quizás incluso de celibato permanente). Esto indica que los hombres que no poseen un mínimo grado de estudios (característica que es cada vez menos frecuente en México e indicativa de una marcada selección socioeconómica negativa) enfrentan fuertes obstáculos para transitar a la vida en unión. Una vez que se descarta a quienes no asistieron a la escuela la relación se torna positiva. La edad mediana se incrementa de 22.5 años para quienes tuvieron primaria a 27.7 años para los que hicieron estudios superiores. En el caso de las mujeres la relación es similar, aunque el retraso del calendario es bastante menos acentuado para quienes no fueron a la escuela (la edad mediana es 20.6 años).

Por último, también se aprecian algunas diferencias por condición de habla de lengua indígena de los padres, aunque los efectos son de menor magnitud. En términos generales, quienes tienen antecedentes familiares asociados a algún grupo indígena se unen a edades más tempranas, y no se aprecian diferencias sustantivas en el rango intercuartil.

**Cuadro 2. Indicadores del calendario de la primera unión, por sexo**

	Hombres			Casos	Mujeres			Casos
	Q1*	Q2*	Q3*		Q1*	Q2*	Q3*	
<b>Cohorte de nacimiento</b>								
1951-1953	21.3	24.0	27.5	427	18.4	20.8	24.7	441
1966-1968	21.0	24.8	28.8	419	19.1	22.1	26.7	452
1978-1980	20.9	24.4	30.4	508	19.2	22.7	28.1	530
<b>Índice de Orígenes Sociales (IOS)</b>								
Bajo (Primer tercil)	21.0	22.8	26.8	434	18.1	20.7	24.5	475
Medio (Tercil intermedio)	20.3	23.4	28.3	437	18.8	21.4	26.5	463
Alto (Tercer tercil)	22.4	26.6	---	455	20.5	24.1	29.6	456
<b>Escolaridad</b>								
Sin escolaridad	22.0	27.0	---	41	17.5	20.6	27.4	70
Primaria	20.0	22.5	27.3	346	17.2	19.2	22.3	395
Secundaria	20.0	22.2	25.6	333	18.1	20.1	23.5	273
Preparatoria	21.4	24.9	30.2	104	20.0	22.6	26.1	257
Normal o técnica	21.2	24.3	28.4	212	20.6	23.2	27.8	195
Superior	24.7	27.7	---	318	24.4	28.2	---	233
<b>Padres hablantes de lengua indígena</b>								
No hablantes	21.1	24.5	29.1	1213	19.1	22.1	27.2	1288
Sí hablantes	20.4	22.8	27.9	141	18.2	20.8	25.9	135

\* Q1, Q2, y Q3 corresponden a las edades estimadas a las cuales se alcanza el 25%, 50% y 75%, respectivamente, de la proporción acumulada de personas que ya experimentaron la primera unión

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011

Este análisis descriptivo involucra tan sólo las relaciones bivariadas, pero es importante incluir controles simultáneos por todas las características socioeconómicas. Asimismo, se debe considerar en el análisis otras variables que -por ser cambiantes en el tiempo- no fueron presentadas en el Cuadro 2. Con este fin probamos una serie de modelos de análisis de historia de eventos (modelos de regresión logística de tiempo discreto) en los que ajustamos la probabilidad de transitar a la vida conyugal a cada edad<sup>15</sup> tanto para el conjunto de las cohortes como para cada una de ellas en particular. Los resultados de estos modelos se exhiben en el Cuadro 3.

Los modelos para las cohortes en su conjunto muestran que, una vez controladas las características educativas, laborales y sociodemográficas de las personas entrevistadas, los “efectos-cohorte” pierden intensidad, e incluso dejan de ser estadísticamente significativos en el caso de las mujeres<sup>16</sup>. En términos sustantivos, esto significa que un factor importante del retraso en la edad a la primera unión es el cambio entre cohortes en las otras variables explicativas

15 Los modelos se restringen a las edades 12 a 29, para evitar el truncamiento de la información en las cohortes más jóvenes de la EDER 2011.

16 En el caso de los hombres no existen diferencias significativas entre las cohortes 1951-1953 y 1955-1968, pero se mantiene el efecto de reducción en el riesgo de entrada a la unión en la cohorte 1978-1989, con una razón de momios de 0.77 en relación a la cohorte más vieja.

incluidas en el modelo, es decir, el cambio composicional entre cohortes en los determinantes “clásicos” de la edad a la unión.

Por otra parte, siguiendo con el análisis de los modelos para todas las cohortes, al comparar los efectos de las características socioeconómicas para hombres y mujeres surgen diferencias importantes. Entre los varones los efectos del nivel socioeconómico de la familia de origen (Índice de Orígenes Sociales) y la escolaridad no son estadísticamente significativos, pero sí el hecho de encontrarse trabajando o incluso de haber tenido experiencia laboral aunque no se trabaje. La probabilidad de transitar a la primera unión es significativamente mayor para los hombres que trabajan que para quienes nunca lo hicieron (las razones de momios equivalen a 4.61 y 4.46 para los trabajadores manuales y no manuales, respectivamente, frente a los que nunca trabajaron)<sup>17</sup>. En cambio, para las mujeres el origen social y la escolaridad tienen efectos importantes de retraso de la primera unión (razones de momios de 0.91 y 0.77, respectivamente). Asimismo, la condición ocupacional tiene efectos de naturaleza muy diferente: trabajar no incrementa el riesgo de unión, sino que lo reduce para las ocupaciones manuales (la razón de momios es 0.70) y no tiene efecto alguno en las posiciones no manuales. En cambio, el hecho de *salir* de trabajar prácticamente triplica la propensión a iniciar la vida conyugal (razón de momios de 2.95).

Este último resultado respalda la hipótesis de que en México el significado del trabajo como factor asociado al inicio de la vida conyugal está aún marcado por fuertes diferencias en los roles de género. De los hombres se espera que tengan un trabajo estable antes de entrar en unión, por lo que la propensión a unirse aumenta cuando se inicia la vida laboral (y se permanece trabajando). Para las mujeres las expectativas son ambiguas, pues prevalecen nociones encontradas sobre el papel económico de las mujeres y su responsabilidad como esposas, madres y cuidadoras del hogar. En este contexto, es previsible que para muchas mujeres (y sus parejas varones) el trabajo fuera del hogar se presente como un *status* incompatible con el de esposa. Esto podría explicar el retraso de la primera unión entre las trabajadoras manuales. Incluso, es frecuente que dejar de trabajar se vea como un evento que debe anteceder a la unión, lo que quizás explique el fuerte incremento en el riesgo de unión para las mujeres que, si bien han trabajado, no se encuentran ocupadas.

---

17 En este modelo no existen diferencias importantes entre los trabajadores manuales y no manuales, pero como veremos enseguida esto puede deberse a que el modelo general “esconde” variaciones importantes entre cohortes.

Los modelos específicos por cohorte permiten identificar posibles cambios en los efectos de los factores explicativos a lo largo del tiempo. Destacamos tres resultados. El primero es que en la cohorte más joven quienes provienen de estratos sociales altos entran en unión comparativamente a edades más tardías que quienes provienen de familias más desfavorecidas. Esto respalda los resultados del análisis descriptivo, que ya apuntaban a las diferencias socioeconómicas como un factor explicativo de primera importancia de la creciente heterogeneidad del calendario de la primera unión.

	<b>Cuadro 3. Factores asociados al inicio de la vida en unión. Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto.</b>							
	Todas las cohortes	Hombres Modelos por cohorte			Mujeres Modelos por cohorte			
		1951-1953	1966-1968	1978-1980	Todas las cohortes	1951-1953	1966-1968	1978-1980
<b>Dependencia temporal</b>								
ln (edad-11)	25.78***	80.25***	15.01***	15.86***	15.70***	19.86***	15.66***	14.00***
ln (35-edad)	9.80***	18.54***	5.77***	7.72***	17.62***	25.08***	14.01***	15.71***
<b>Índice de orígenes sociales</b>	0.94	0.99	0.99	0.87*	0.91**	0.99	0.90	0.85**
<b>Nunca asistió a la escuela</b>	0.81	0.88	0.55	1.16	0.75	1.04	0.58	0.52
<b>Años de escolaridad</b>	0.93	0.88*	0.94	0.95	0.77***	0.79***	0.76**	0.74***
<b>Padres hablan lengua indígena</b>	0.95	0.94	0.94	1.00	1.12	1.09	1.37	0.93
<b>Ocupación (ref.= Nunca trabajó)</b>								
No trabaja pero ha trabajado	2.87***	2.23*	3.73***	2.77***	2.95***	1.96**	3.31***	3.84***
Ocupación manual	4.61***	2.76***	5.49***	6.17***	0.70***	0.83	0.51***	0.72
Ocupación no manual	4.46***	4.21***	5.35***	4.12***	1.07	0.92	0.86	1.38**
<b>No correside con padres o hermanos</b>	1.11	1.56*	1.20	0.87	1.01	0.88	1.08	1.10
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>Ha tenido hijos</b>	14.64***	10.66***	28.94***	13.00***	4.60***	4.55***	4.01***	4.92***
<b>Cohorte (ref. = 1951-1953)</b>								
<b>1966-1968</b>	1.00				1.01			
1978-1980	0.77***				0.86			
Años-persona	17484	5358	5320	6806	15817	4496	5010	6311
Individuos	1328	416	411	501	1398	427	444	527

Segundo, entre los hombres la escolaridad pierde importancia estadística como determinante del riesgo de unión en la cohorte intermedia y más joven; además, quienes trabajan tienen en todas las cohortes mayor propensión a unirse que quienes no lo hacen. Sin embargo, también se aprecia un cambio en los efectos de la condición de ocupación: en la cohorte 1951-1953 los trabajadores no manuales tenían una mayor propensión a entrar en unión que los manuales (razón de momios de 4.21). Esta situación, que parece reflejar cierta ventaja en el mercado matrimonial asociada a la mejor posición económica de los trabajadores no manuales,



desaparece e incluso se revierte en la cohorte 1978-1980, en la que la razón de momios es menor para los trabajadores no manuales (4.12) que para los manuales (6.17).

En conjunto, estos resultados parecen respaldar una explicación basada en los efectos negativos de la creciente incertidumbre económica sobre la transición a la vida marital de los varones jóvenes. La escolaridad pierde su efecto por el retraso de la primera unión entre los jóvenes menos escolarizados, quienes de algún modo compensan esta situación incrementando sus oportunidades de unirse cuando tienen acceso a una ocupación manual. Al mismo tiempo, los varones en ocupaciones no manuales, que como ya señalamos han sido quienes han experimentado mayores pérdidas relativas en su posición económica, también aplazan su unión, incluso frente a sus pares en ocupaciones manuales.

Por último, en términos generales las diferencias por sexo en los efectos del trabajo se mantienen –e incluso se incrementan– en las cohortes más jóvenes. Así, en la cohorte nacida entre 1978 y 1980, que supuestamente habría estado expuesta a menores asimetrías de género, quienes permanecen trabajando presentan una propensión a unirse mucho menor que quienes dejan de trabajar<sup>18</sup>. Esta persistente incompatibilidad entre trabajo y unión es un recordatorio de que los roles sociales esperados de hombres y mujeres aún se encuentran altamente diferenciados en el México contemporáneo.

### **Cohabitación *versus* matrimonio**

El incremento en la cohabitación se refleja en los datos del a EDER 2011 (Cuadro 4). En la cohorte 1951-1953, 16.2% de las uniones iniciadas por hombres y 20.4% de las iniciadas por mujeres fueron uniones libres. Estos porcentajes prácticamente se duplicaron a 41.9% y 38.0%, respectivamente, en la cohorte 1978-1980<sup>19</sup>. También se observa una asociación con el nivel socioeconómico de la familia de procedencia. Así, un 37.1% de las mujeres que crecieron en familias pertenecientes al estrato socioeconómico bajo (primer tercil del IOS) iniciaron su vida conyugal con una unión libre, frente a un 20.9% de las del estrato alto (las diferencias para los hombres son menos marcadas: 35.4% frente a 26.4%). Esta asociación se reproduce con la escolaridad: a menor nivel, mayor la incidencia de las uniones libres. Finalmente, no se observa

---

18 Si bien para la generación más joven el contar con una ocupación “no manual” tiene un efecto significativo y positivo en comparación con aquellas que nunca trabajaron.

19 Los datos se restringen a las uniones formadas antes de los 30 años para hacer estrictamente comparables las cohortes de nacimiento.

una asociación de magnitud importante entre el origen indígena y la incidencia de la cohabitación.

**Cuadro 4. Porcentaje de uniones ocurridas antes de los 30 años que inician como cohabitaciones, según características seleccionadas, por sexo**

	Hombres		Mujeres	
	%	Casos	%	Casos
<b>Cohorte de nacimiento</b>				
1951-1953	16.2	370	20.4	393
1966-1968	28.7	345	32.3	384
1978-1980	41.9	377	38.0	425
<b>Índice de Orígenes Sociales (IOS)</b>				
Bajo (Primer tercil)	35.4	339	37.1	407
Medio (Tercil intermedio)	32.2	358	35.1	380
Alto (Tercer tercil)	26.4	372	20.9	389
<b>Escolaridad</b>				
Sin escolaridad	40.4	29	49.0	59
Primaria	36.5	289	39.7	358
Secundaria	32.4	290	39.3	251
Preparatoria	20.1	85	21.8	222
Normal o técnica	37.4	171	21.1	169
Superior	19.1	228	22.0	143
<b>Padres hablantes de lengua indígena</b>				
No hablantes	30.9	976	31.4	1081
Sí hablantes	31.0	116	36.4	121

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011

Los resultados de los modelos de regresión (Cuadro 5)<sup>20</sup> permiten corroborar si estas tendencias se mantienen al establecer controles estadísticos, así como explorar posibles cambios entre cohortes en los efectos de las variables involucradas. En términos generales, estos modelos presentan una menor capacidad predictiva que los que ajustamos para analizar la transición a la primera unión (tema al que volveremos más adelante). Los modelos que agrupan a todas las cohortes son muy parecidos para ambos sexos. Permanece la asociación negativa con los orígenes sociales: el riesgo relativo de unirse en cohabitación *vis à vis* un matrimonio se multiplica por 0.85 y 0.84 para hombres y mujeres, respectivamente, por incremento unitario en el IOS. También se mantiene el gradiente negativo entre escolaridad y cohabitación (razones de riesgos relativos de 0.93 y 0.92, respectivamente). Adicionalmente, tener hijos antes de la unión incrementa en 86% para los hombres y 73% para las mujeres el riesgo relativo de formar una unión libre con relación a un matrimonio. En cambio, no hay efectos estadísticamente significativos de la condición laboral, los orígenes indígenas y la coresidencia con padres y

20 A diferencia de los modelos de regresión del Cuadro 3, en los que se analizaba una transición simple (el paso de la soltería a la primera unión), en este caso analizamos una transición con dos destinos (de la soltería a la cohabitación o al matrimonio). Esto nos llevó a ajustar modelos de regresión de “riesgos en competencia”, es decir, modelos en los que el interés es estimar el efecto de un conjunto de variables independientes sobre la probabilidad de iniciar la unión con una cohabitación *versus* hacerlo con un matrimonio .

hermanos.

**Cuadro 5. Factores asociados a iniciar la vida en unión con una cohabitación versus un matrimonio. Razones de riesgos relativos de modelos de riesgos en competencia en tiempo discreto**

	Hombres				Mujeres			
	Todas las cohortes	Modelos por cohorte			Todas las cohortes	Modelos por cohorte		
		1951-1953	1966-1968	1978-1980		1951-1953	1966-1968	1978-1980
<b>Dependencia temporal</b>								
In (edad-11)	0.29***	0.69	1.01	0.14***	0.24***	0.23***	0.22***	0.31**
In (35-edad)	0.57	2.60	2.00	0.20**	0.21***	0.48	0.22*	0.17***
<b>Índice de orígenes sociales</b>	0.85*	0.87	0.88	0.85	0.84**	0.54***	0.81	1.00
<b>Nunca asistió a la escuela</b>	0.86	0.54	1.94	0.99	1.17	0.84	5.25**	0.37
<b>Años de escolaridad</b>	0.93***	0.92*	0.94*	0.91**	0.92***	0.93	0.93*	0.90***
<b>Padres hablan lengua indígena</b>	0.86	1.28	0.40*	0.95	1.22	1.87	0.88	1.15
<b>Ocupación (ref.= Nunca trabajó)</b>								
No trabaja pero ha trabajado	1.67	1.60	1.41	2.42	0.72	0.55	0.73	0.69
Ocupación manual	0.69	0.39	0.37*	1.30	1.01	1.14	1.22	0.82
Ocupación no manual	0.63	0.49	0.24**	1.77	1.10	1.60	1.00	0.84
<b>No corre síde con padres o hermanos</b>	0.75	0.44	1.04	0.61	1.17	1.77	1.02	1.01
<b>Ha tenido hijos</b>	1.86***	4.59***	1.40	1.40	1.73***	2.72***	1.68	1.45
<b>Cohorte (ref. = 1951-1953)</b>								
1966-1968	2.28***				1.93***			
1978-1980	4.18***				3.06***			
Años-persona	17484	5358	5320	6806	15817	4496	5010	6311
Individuos	1328	416	411	501	1398	427	444	527
Pseudo R cuadrada de McFadden	0.20	0.21	0.21	0.19	0.15	0.16	0.16	0.15

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la EDER 2011

Un hecho que llama la atención es que, a diferencia de los modelos de entrada en unión, los efectos de la cohorte de nacimiento no disminuyen una vez que se controlan todas las otras variables incluidas en los modelos. En otras palabras, a diferencia de los resultados del análisis del calendario de la unión, el incremento de la cohabitación no puede ser explicado por el cambio composicional en las otras variables independientes. Esto es, independientemente del incremento en el nivel socioeconómico de las familias de origen, las ganancias en la escolaridad, el cambio en la condición laboral y el resto de las variables consideradas, existe una fuerte tendencia general de incremento en la cohabitación, la cual no puede ser explicada por estas variables<sup>21</sup>.

¿Se aprecia alguna modificación sustantiva al ajustar modelos específicos por cohorte? Aunque los resultados de la EDER 2011 son menos robustos en este caso –debido principalmente a la reducción en los tamaños de muestra–, éstos sugieren más estabilidad que cambios. Se

21 De hecho, un análisis estadístico más detallado (no presentado aquí por cuestiones de espacio) sugiere que los cambios en la escolaridad y condición laboral, particularmente de las mujeres, contribuyen a *atenuar* los incrementos entre cohortes en la cohabitación, por lo que de no haberse dado estos cambios el alza en la incidencia de la cohabitación hubiese sido mayor a la observada.

sostiene la relación negativa con la escolaridad prácticamente en todas las cohortes. En el caso de los hombres, el efecto del nivel socioeconómico de la familia de origen pierde significancia estadística, pero se mantiene la magnitud de los coeficientes, por lo que parecería que esta pérdida se debe a la reducción del tamaño de muestra. Entre las mujeres, en cambio, sí es posible observar una reducción de los efectos del IOS. En términos generales, la situación ocupacional no se relaciona con la propensión a la cohabitación. Por último, también se aprecia que la paternidad/maternidad previa a la unión deja de tener un efecto sobre la propensión a iniciar la unión con una cohabitación frente a un matrimonio.

En resumen, los resultados descriptivos sugieren en primera instancia que la incidencia de la cohabitación es mayor entre quienes provienen de estratos sociales bajos y tienen una menor escolaridad. Este perfil parecería coincidir con estudios previos y apuntaría al resurgimiento de las formas tradicionales de cohabitación, o quizás a un aumento de esta práctica como una reacción adaptativa a las crecientes dificultades económicas que tienen las parejas de estrato bajos para iniciar su vida conyugal con un matrimonio “formal”. Sin embargo, los modelos estadísticos nos llevan a matizar esta conclusión. Se observa que, incluso controlando por las características socioeconómicas tanto de la familia de origen como de la propia persona entrevistada, persisten fuertes incrementos entre cohortes en la incidencia de la cohabitación. Es decir, se tiende al incremento de la cohabitación en todos los estratos sociales y *simultáneamente* persisten las brechas socioeconómicas en la incidencia de las uniones libres. Esto nos conduce a concluir que el acentuado incremento en la cohabitación observado en México en años recientes no sólo se asocia a las incertidumbres económicas, sino también a otros factores que permean las fronteras de la estratificación social y constituyen tendencias generalizadas de cambio social, quizás asociadas a transformaciones culturales en los significados de la vida en unión.

### **Divorcio y separación**

En el Cuadro 6 se presentan estimaciones de la disolución de uniones por divorcio o separación al octavo aniversario de la unión, según una serie de características sociodemográficas<sup>22</sup>. Como ya

---

22 Utilizamos los datos de la ENADID 2009 y no los de la EDER 2011 debido a que el número de disoluciones que capta la EDER 2011 en las cohortes más jóvenes es muy pequeño para obtener estimaciones robustas en los modelos de regresión. Al usar ENADID 2009 aprovechamos su gran tamaño de muestra, pero perdemos información sobre variables muy probablemente asociadas a la disolución de uniones que no son captadas por esta encuesta, como son el origen socioeconómico y la situación ocupacional de las personas entrevistadas, particularmente de las mujeres. En este sentido, un análisis más detallado de los factores asociados a la

vimos al inicio del trabajo, la interrupción voluntaria de las uniones se incrementa sustancialmente en las cohortes sucesivas, de 6.6% en la cohorte 1985-1989 a 12.6% en la cohorte 2000-2004. También se reproduce la asociación ya conocida en México con el tipo de unión y la edad a la unión (Ojeda, 1986; Solís y Medina, 1996): las uniones que inician como cohabitaciones tienen el triple de riesgo de divorcio o separación que los matrimonios (15.3% frente a 5.4%), y quienes se unen a edades tempranas también tienden a separarse más que quienes posponen su primera unión. Por último, un resultado que llama la atención es que no se observa una asociación bivariada entre la escolaridad y la disolución de las uniones: el porcentaje estimado de primeras uniones que terminaron en divorcio o separación se sitúa alrededor del 9% para las mujeres en todos los niveles de escolaridad.

**Cuadro 6. Porcentaje estimado de primeras uniones que habían terminado por divorcio o separación luego de 8 años de la unión, según características seleccionadas /1**

<b>Cohorte de la unión</b>	<b>%</b>	<b>Casos</b>
1985-1989	6.6	9,678
1990-1994	7.8	10,482
1995-1999	9.3	10,465
2000-2004	12.6	10,223
<b>Tipo de unión*</b>		
Matrimonio	5.4	25,973
Cohabitación	15.3	14,875
<b>Edad a la unión**</b>		
Menos de 18 años	12.5	11,379
18-23 años	7.9	19,838
24 o más años	7.3	9,631
<b>Nivel de escolaridad**</b>		
Primaria o menos	9.0	12,149
Secundaria	9.1	13,245
Preparatoria, técnica o normal	9.2	8,930
Superior	9.0	6,524

/1 Porcentajes estimados a partir de las historias de uniones reportadas por las mujeres

\* Al inicio de la unión

\*\* Edad a la unión y nivel de escolaridad para las mujeres; la Enadid 2009 no registra la información respectiva para sus cónyuges

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la Enadid 2009

En el Cuadro 7 se presentan los resultados de los modelos de regresión logística de tiempo

---

disolución de uniones tendrá que esperar a la disponibilidad de fuentes de información más completas y con suficiente tamaño de muestra.

discreto en los que la variable dependiente es el riesgo de disolución de la primera unión durante los primeros 10 años (120 meses) de la unión. A diferencia de los resultados descriptivos presentados en el cuadro anterior, el uso de este tipo de modelos permite introducir variables cambiantes en el tiempo, en este caso el tipo de unión (que puede cambiar de cohabitación a matrimonio a lo largo del tiempo de exposición) y el número de hijos (que puede incrementarse o no a lo largo del tiempo dependiendo del patrón de fecundidad de las mujeres).

**Cuadro 7. Factores asociados al riesgo de divorcio o separación conyugal durante los primeros 120 meses de la unión. Razones de momios de modelos logísticos de tiempo discreto /1**

	Todas las cohortes		Modelos específicos por cohorte			
	Modelo 1	Modelo 2	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004
Dependencia temporal (meses)	1.00	1.00***	1.00	1.00	1.00**	1.01***
<b>Cohorte de la unión</b>						
1985-1989 (referencia)	----	----	----	----	----	----
1990-1994	1.20***	1.15**	----	----	----	----
1995-1999	1.46***	1.34***	----	----	----	----
2000-2004	2.03***	1.68***	----	----	----	----
<b>Tipo de unión /2</b>						
Matrimonio (referencia)		----	----	----	----	----
Unión libre		3.12***	3.58***	3.71***	3.00***	2.58***
Unión libre convertida en matrimonio		0.93	0.74	0.67*	1.00	1.09
<b>Nivel de escolaridad de la mujer</b>						
Primaria o menos (referencia)		----	----	----	----	----
Secundaria		1.16***	1.24*	1.09	1.37***	1.00
Preparatoria, técnica o normal		1.46***	1.56***	1.41***	1.50***	1.43***
Superior		1.80***	1.67***	1.77***	2.04***	1.74***
<b>Número de hijos /2</b>		0.90***	0.92	0.97	0.84***	0.92*
<b>Edad a la unión</b>		0.96***	0.97**	0.97***	0.95***	0.96***
Número de meses-unión	4,253,733	4,253,733	1,099,033	1,174,951	1,155,603	824,146
Número de uniones	40,848	40,848	9,678	10,482	10,465	10,223
Pseudo R cuadrada de McFadden	0.01	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02

/1 Modelos elaborados a partir de las historias de uniones reportadas por las mujeres

/2 Variables cambiantes en el tiempo

Fuente: estimaciones propias a partir de los datos de la Enadid 2009

Las primeras dos columnas corresponden a modelos con todas las cohortes de uniones incluidas de manera simultánea, los cuales permiten estimar los “efectos cohorte”. El Modelo 1, en el que sólo se incluye la cohorte de la unión, refleja el marcado incremento en el riesgo de disolución de uniones en las cohortes más recientes: se estima que, con respecto a la cohorte 1985-1989, la cohorte de uniones formadas entre 2000 y 2004 tenía aproximadamente el doble de riesgo de interrupción por divorcio o separación (razón de momios de 2.03).

El modelo 2 incluye, además de la cohorte, los efectos de las otras variables independientes. La comparación de los coeficientes para las cohortes en ambos modelos nos permite construir una especie de “contrafactual” que nos indica cuáles hubieran sido los “efectos cohorte” de no haber cambiado entre cohortes el nivel de las otras variables independientes incluidas en el modelo. Se observa cierta reducción con respecto al modelo 1. La razón de momios para la cohorte 1985-1989, por ejemplo, se reduce de 2.03 a 1.68. Esto nos indica que una parte del incremento reciente en la disolución de uniones se debe a los cambios entre cohortes en la distribución de las otras variables incluidas en el modelo. Al revisar cuáles son estas variables y el sentido de sus efectos, se puede concluir que en parte el incremento observado en la disolución de uniones se debe al aumento de la cohabitación, del nivel de la escolaridad de las mujeres, y en menor medida la reducción en el número de hijos<sup>23</sup>. Pero evidentemente esta no es toda la historia: aún controlando por estos cambios los “efectos cohorte” siguen siendo estadísticamente significativos y de magnitud importante en el Modelo 2, lo cual sugiere que existen cambios de otra naturaleza que también están contribuyendo a la mayor disolución de las uniones.

El tipo de unión, el número de hijos y la edad a la unión tienen efectos que coinciden con los resultados del Cuadro 6 y lo que se ha reportado en la investigación previa. El riesgo de disolución es cerca del triple (razón de momios de 3.12) cuando se vive en unión libre que cuando se está en un matrimonio civil o religioso, pero esta diferencia desaparece cuando las uniones libres transitan a matrimonios. Al mismo tiempo, por cada incremento de un año en la edad de la mujer a la primera unión el riesgo de que esta unión termine en divorcio o separación se reduce en aproximadamente en 4% (razón de momios de 0.96). También persiste la asociación negativa con la maternidad, pues por cada hijo adicional el riesgo de disolución baja en aproximadamente 10% (razón de momios de 0.90) para el conjunto de las cohortes.

Llama la atención que la escolaridad tenga un efecto positivo y estadísticamente significativo, ya que esto no era así en los resultados descriptivos del Cuadro 6. Los momios de disolución de la primera unión se incrementan en 16% para las mujeres que tienen secundaria,

---

23 Existe una tendencia hacia la reducción en el número de hijos entre cohortes, pero ésta es mínima, debido a que los principales cambios en la fecundidad ocurren en paridades avanzadas, cuando las uniones tienen más años de duración. Esto sugiere que el efecto de la reducción de la fecundidad sobre el incremento en la disolución de uniones es de poca magnitud. Con respecto a la edad a la unión, hemos visto en secciones previas que ésta se incrementa en las cohortes más jóvenes, de modo que su efecto neto tendría que ser de reducción de la incidencia de la disolución.

46% para quienes tienen educación media superior o equivalente, y 80% para aquellas con educación superior, siempre con respecto a quienes tienen estudios de primaria. La aparente contradicción con los resultados descriptivos se debe a que, como vimos en las secciones previas, la unión es más tardía y la cohabitación menos frecuente entre las mujeres con mayor escolaridad, de modo que estos factores contribuyen a aminorar su riesgo de interrupción voluntaria de la unión. Los porcentajes por escolaridad del Cuadro 6 ocultan este comportamiento de autoselección en la edad a la unión y la cohabitación, de modo que cuando en el modelo estadístico “controlamos” por las diferencias en estas variables, emerge la asociación positiva entre la escolaridad y el riesgo de disolución.

Por último, a partir de los resultados de los modelos específicos por cohorte es posible obtener tres conclusiones. En primer lugar, persisten las grandes diferencias en el riesgo de disolución entre la cohabitación y el matrimonio, aunque también se observa una tendencia hacia la reducción de las brechas en las cohortes más recientes: la razón de momios asociada a las cohabitaciones pasó de 3.58 en la cohorte 1980-1984 a 2.58 en la cohorte 2000-2004. En segundo lugar, el tamaño de la descendencia adquiere mayor importancia en las cohortes más recientes (la razón de momios asociada al número de hijos no es significativa en las cohortes 1980-1984 y 1985-1989, pero sí lo es en las dos cohortes más jóvenes), de tal forma que el comportamiento reproductivo de las parejas se asocia cada vez más a su estabilidad marital. Por último, no existen tendencias o cambios sustantivos en los efectos de la escolaridad y la edad a la primera unión.

En resumen, los resultados de los modelos nos sugieren que el incremento en la disolución de las primeras uniones observado en México en años recientes podría estar asociada en parte al incremento de la cohabitación y de la escolaridad de las mujeres. Pero este cambio no explica la totalidad de los “efectos cohorte”. Tal como ocurre con el incremento en la cohabitación, parecen existir otros factores de corte diferente, tal vez asociados a los cambios en los roles de género o de los significados de la vida en unión, que afectan al conjunto de las uniones y han propiciado un incremento generalizado en las tasas de disolución marital. Las restricciones en la información disponible no nos permiten identificar con claridad cuáles son estos factores, pero sugieren que no se trata de cambios que afectan de manera exclusiva a ciertos grupos socioeconómicos (sería así si los efectos de la escolaridad cambiaran de manera muy sustantiva entre cohortes).



## Reflexiones finales

Desde mediados del siglo XX sopla un “viento de época” en las pautas de nupcialidad, proveniente particularmente de los países occidentales europeos, que sugiere modificaciones con respecto al retraso de la edad a la unión, el aumento de la incidencia de la cohabitación y de la disolución de uniones, como producto de procesos sociales más amplios de secularización, desinstitucionalización e individualización.

A pesar de las percepciones generalizadas de estas profundas transformaciones, entre las décadas del sesenta y noventa del siglo pasado los indicadores más comunes de formación y disolución de uniones venían mostrando en México cierta estabilidad -si bien con algunos cambios incipientes-, particularmente en comparación con las notables modificaciones que experimentaban otros fenómenos demográficos tales como la fecundidad, la mortalidad y la migración. Sin embargo, desde mediados de los noventa se da un punto de quiebre en los comportamientos de formación y disolución de uniones, conllevando a una mayor correspondencia entre los imaginarios sociales y las realidades de la vida conyugal en nuestro país. Al respecto, nos embarcamos en el análisis de las pautas de formación y disolución de uniones más recientes. Así, nos fue posible evidenciar, entre otras cuestiones, que tanto en varones como en mujeres de las cohortes más recientes se aprecia un retraso y una creciente dispersión en las edades en que inicia la vida conyugal, que se explicaría por la existencia de un sector cada vez más amplio de la sociedad que pospone su primera unión hasta bastante avanzada su tercera década de vida. Asimismo, la cohabitación, que ha coexistido con el matrimonio desde la época colonial y vivió un proceso de gradual aumento desde los años sesenta del siglo pasado, ha incrementado su incidencia de manera bastante más acentuada a partir de los años noventa. A estas dos tendencias hay que sumar el incremento muy significativo en la disolución voluntaria de las primeras uniones, ya sea por divorcio o separación *de facto*.

Esta acentuación de los cambios lleva a reflexionar sobre sus posibles causas. De allí que propusimos explorar distintos tipos de explicaciones, a partir de teorías que enfatizan la diferenciación y especialización de roles de género, la incertidumbre económica durante la transición a la vida adulta, y el cambio cultural en los significados de la vida en pareja. A lo largo de nuestro análisis también intentamos destacar el cambio en los determinantes de la unión a través del tiempo histórico, por lo que adoptamos una perspectiva metodológica basada en el análisis de cohortes.

Con respecto a la entrada en primera unión -más allá de su modalidad-, nuestros resultados sugieren, en términos generales, que el retraso y la creciente heterogeneidad del calendario de entrada a la primera unión entre cohortes en México se asocian a una combinación de determinantes “clásicos” con situaciones emergentes en un contexto de persistente desigualdad de roles de género. El incremento en la escolaridad de las mujeres produce el retraso de la unión, no sólo (o no necesariamente) por un cambio cultural y valorativo en prioridades y expectativas de vida, sino también por que las trayectorias escolares se prolongan hasta la adolescencia tardía e incluso entrada la tercera década de vida, de modo que la afiliación escolar constituye en sí misma un factor que reduce los riesgos de una unión temprana. La participación laboral de las mujeres es aún en cierto grado incompatible con el papel de esposa y madre, por lo que el despegue de la participación laboral femenina y la mayor prevalencia de trayectorias laborales no intermitentes también desincentivan la formación de uniones. Al mismo tiempo, el retraso de la edad de entrada al trabajo y la creciente incertidumbre laboral y económica de los varones contribuye por cuenta propia a dificultar la transición a la vida marital. Por último, estas incertidumbres se han extendido a los jóvenes provenientes de sectores sociales medios y altos, lo que podría explicar la asociación negativa entre el nivel socioeconómico de la familia de origen y entrada a la unión en la cohorte más reciente, factor que contribuye a la mayor heterogeneidad socioeconómica en las edades de entrada a la primera unión.

El análisis de la incidencia de la cohabitación también reporta resultados interesantes, aunque es más difícil alcanzar conclusiones en torno a los factores que explican su incremento en años recientes. Los resultados descriptivos sugieren que la incidencia de las uniones libres sigue siendo mayor entre quienes provienen de estratos sociales bajos y tienen una menor escolaridad. Este perfil parecería coincidir con estudios previos y apuntaría al resurgimiento de las formas tradicionales de cohabitación, o quizás a un aumento de esta práctica como una reacción adaptativa a las crecientes dificultades económicas que tienen las parejas de estrato bajos para iniciar su vida conyugal con un matrimonio “formal”. Sin embargo, los modelos estadísticos nos llevan a matizar, ya que incluso controlando por estas características persisten fuertes incrementos entre cohortes en la incidencia de la cohabitación. Es decir, en contraposición a lo visto con respecto a la entrada en unión, en este caso los “efectos cohorte” no desaparecen. Así, observamos una tendencia al incremento de la cohabitación en todos los estratos sociales, concomitante con una permanencia de las brechas socioeconómicas en la incidencia de las

uniones libres. Esto nos conduce a pensar que el acentuado crecimiento en la cohabitación observado en México en años recientes no puede ser explicado sólo por el cambio composicional en los factores sociodemográficos tradicionales o por la creciente desigualdad social, sino que existen determinantes de corte más generalizado que impulsan a la sociedad en su conjunto a preferir la cohabitación sobre el matrimonio.

Estos factores podrían ser tanto económicos (la incertidumbre generalizada que lleva a una “precarización” de las uniones) o culturales (un cambio cultural que lleva a las parejas a preferir las uniones libres por asociarlas a una mayor libertad o igualdad entre los miembros de la pareja). Alternativamente, es posible que ambos factores operen simultáneamente y en el mismo sentido, pero con distinta importancia en los diferentes estratos sociales. En síntesis, nuestros resultados respaldan la idea de que el incremento en la cohabitación podría ser explicado tanto por factores económicos como de cambio cultural, pero no nos permiten establecer con mayor certeza cuál es la contribución de ambos tipos de factores, o bien si éstos operan de manera diferente en los distintos estratos sociales. Es evidente que hace falta mayor investigación –y mejores datos- para resolver esta cuestión.

Nuestro análisis de la disolución de uniones enfrenta mayores limitaciones debido a las restricciones de los datos. No obstante, también se concluye que los “efectos cohorte” prevalecen una vez que se controla por factores sociodemográficos típicamente asociados al aumento en el divorcio y la separación. Así, puede afirmarse con certeza que, al igual que como ocurre con la cohabitación, el incremento de la disolución de uniones parece ser una tendencia generalizada que desafía cualquier interpretación basada en el cambio simple en las variables sociodemográficas que se le relacionan (por ejemplo, el incremento en la escolaridad).

Finalmente, queremos terminar este trabajo con una reflexión sobre la disponibilidad de fuentes de datos y el futuro de la investigación sociodemográfica acerca de los patrones de formación y disolución de uniones en México. Como ya hemos visto, las fuentes de datos disponibles nos permiten trazar con claridad las tendencias generales e identificar puntos de quiebre como el que nos toca vivir en esta época. No obstante, las encuestas sociodemográficas convencionales tienen serias limitaciones que nos impiden trazar con claridad los determinantes de esos cambios. Esto puede deberse en parte a que la investigación sociodemográfica ha adoptado un enfoque fundamentalmente descriptivo y no hemos formulado las preguntas apropiadas, hecho que repercute en la calidad y profundidad de la información que es recabada.

En cualquier caso, resulta evidente que si nuestro objetivo es pasar de una fase descriptiva a otra explicativa debemos mejorar nuestra información sobre los procesos de formación y disolución de uniones al menos en tres aspectos: a) desarrollar más fuentes de datos longitudinales, que nos permitan seguir con detalle las trayectorias maritales y su entrelazamiento con las transiciones y trayectorias que experimentan las personas en otros dominios del curso de vida; b) obtener mayor información sobre las características no sólo de las personas entrevistadas, sino también de sus parejas (y eventualmente otras personas con vínculos sociales significativos que puedan influir en las decisiones maritales), de modo que sea posible entender los procesos de formación y disolución de uniones como un asunto (al menos) de dos, y no como un acto individual aislado; y c) adentrarnos en el dominio de lo subjetivo, para así identificar de forma directa las continuidades y las mudanzas en los significados de la vida marital, de modo que podamos tener mayor claridad acerca del papel que juega el cambio cultural en la transformación de los patrones sociodemográficos de formación y disolución de uniones en el México contemporáneo.

### **Bibliografía citada**

Allison, Paul D. (1984) *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*. Beverly Hills, Calif: Sage Publications.

Ariza, Marina y Orlandina de Oliveira (2004), *Imágenes de la familia en el cambio de siglo, universo familiar y procesos demográficos contemporáneos*, México, Instituto de Investigaciones Sociales de la Universidad Nacional Autónoma de México (IISUNAM).

Becker, Gary S. (1981) "Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place," *Economica* 48(189): 1-15.

Blossfeld, Hans-Peter y Huinink, Johannes (1991) "Human capital investment or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation", *American Journal of Sociology* 97: 143-168.

Blossfeld, Hans-Peter y Rohwer, Göz (1995) *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal Analysis*, Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Cabella, Wanda; Peri, Andrés; Street, M.C. (2004) "¿Dos orillas y una transición? La segunda transición demográfica en Buenos Aires y Montevideo en perspectiva biográfica". Documento presentado en el I Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, ALAP, Caxambú-MG- Brasil, 18 al 20 de septiembre de 2004.

Coale, Ansley J. (1971) "Age Patterns of Marriage", *Population Studies* 25(2): 193-214.

Conapo, (1999) *Envejecimiento demográfico de México: retos y perspectivas: por una sociedad para todas las edades*, México, Consejo Nacional de Población.

Coubés, Marie-Laure, Zavala de Cosío, ME. y Zenteno, R. (2005), *Cambio demográfico y social en el México del siglo XX. Una perspectiva de historia de vida*, México, El Colegio de la Frontera Norte.

Elder GH, Jr, M. K. Johnson, y R. Crosnoe. (2003) “The Emergence and Development of Life Course Theory.” En: J. Mortimer J y M. Shanahan (eds) *Handbook of the Life Course*. New York: Kluwer Academic/Plenum. pp. 3–19.

Ganzeboom, Harry B. G., De Graaf, Paul. M., and Treiman, Donald. J. (1992) “A standard international socio-economic index of occupational status,” *Social Science Research* 21: 1–56.

García, Brígida y Rojas, Olga (2004) “Las uniones conyugales en América Latina: transformaciones en un marco de desigualdad social y de género”, *Notas de Población* 78: 65-96.

Juárez, Fátima y Quilodrán, Julieta (1990) “Mujeres pioneras en el cambio reproductivo en México”, *Revista Mexicana de Sociología* 52 (1): 33-49.

Lesthaeghe, R. (1995) “The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation”, en Mason K.O. and Jensen, A.-M. (eds.) *Gender and family change in industrialized countries*, IUSSP, Clarendon Press Oxford.

Mensch, Barbara S.; Singh, Susheela y Casterline, John B. (2005) “Trends in the Timing of First Marriage Among Men and Women in the Developing World”, *The Population Council* 202.

Mier y Terán, Marta (2009) “El proceso de formación de las parejas en México” en Rabell Romero, Cecilia (coord.) *Tramas Familiares en el México contemporáneo. Una Perspectiva Sociológica*, Ciudad de México: IIS-UNAM, pp. 199-253.

OIT (2007) *Trabajo decente y juventud*. México. Lima: Oficina Internacional del Trabajo

Ojeda de la Peña, Norma (1986) “Separación y divorcio en México: una perspectiva demográfica”, *Estudios Demográficos y Urbanos* 1 (2): 227-265.

Ojeda de la Peña, Norma y González Fagoaga, Eduardo (2008) “Divorcio y separación conyugal en México en los albores del siglo XXI”, *Revista Mexicana de Sociología* 70 (1): 111-175.

Oliveira, Orlandina de (2006) “Jóvenes y precariedad laboral en México”, *Papeles de Población* 49: 37-73.

Ono, Hiromi (2003) “Women’s Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender”. *Journal of Marriage and Family* 65: 275–286

Oppenheimer, Valerie K. (1988) “A theory of marriage timing”, *The American Journal of Sociology [AJS]* 94: 563- 591.

Oppenheimer, Valerie K. (1997) "Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model", *Annual Review of Sociology* 23: 431-453.

Parrado, Emilio y René Zenteno (2005) "Entrada en unión de hombres y mujeres en México: perspectivas de los mercados matrimoniales", en Coubès, Zavala de Cosío y Zenteno (coords.), *Cambio demográfico y social en el México del siglo XX*, Tijuana, Baja California, El Colegio de la Frontera Norte, pp. 65-96.

Parsons, Talcott (1949) *Essays in Sociological Theory*, Free Press, Revised edition.

Quilodrán, Julieta (1974) "Evolución de la nupcialidad en México, 1900-1970", *Demografía y Economía*, Vol. 8, 1 (22): 34-49.

Quilodrán, Julieta (1982) "Tipo de uniones maritales en México", *Investigación Demográfica en México 1980*, México, Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología.

Quilodrán, Julieta (2000) "Atisbos de cambios en la formación de las parejas conyugales a fines del milenio", *Papeles de Población* 25 (6).

Quilodrán, Julieta (2001) *Un siglo de matrimonio en México*, México, Centro de Estudios Demográficos y de Desarrollo Urbano, El Colegio de México.

Quilodrán, Julieta (2003) "La familia. Referentes en transición" *Papeles de Población* 37 (Jul-Sept.)

Paredes, M. (2003) "Los cambios en la familia en Uruguay. ¿Hacia una segunda transición demográfica?". En: *Nuevas Formas de Familia. Perspectivas nacionales e internacionales*. Montevideo, Udelar-UNICEF, 2003, pp. 73-101.

Rodríguez Vignoli, Jorge (2004) "Cohabitación en América Latina: ¿modernidad, exclusión o diversidad?", *Papeles de Población* 40: 97-145.

Ryder, Norman B. (1965) "The cohort as a concept in the study of social change", *American Sociological Review* 30: 843-861.

Samuel, Oliva y Pascal Sebillé (2005) "La nupcialidad en movimiento", en Coubès, Zavala de Cosío y Zenteno (coords.), *Cambio demográfico y social en el México del siglo XX*, Tijuana, Baja California, El Colegio de la Frontera Norte, pp. 41-64.

Sana, Mariano (2001). "La segunda transición demográfica y el caso argentino" (The Second Demographic Transition and the Argentine Case), En: Asociación de Estudios de Población de la Argentina (AEPA), *V Jornadas Argentinas de Estudios de Población*, pp.65-79.

Solís, Patricio (2004) "Cambios recientes en la formación de uniones consensuales en México", en F. Lozano (coords.), *El amanecer del siglo y la población mexicana, VII Reunión Nacional de Investigación Demográfica en México*, Cuernavaca, CRIM, UNAM/Somede, vol. 1

Solís, Patricio (2007) *Inequidad y movilidad social en Monterrey*, México, El Colegio de México, Centro de Estudios Sociológicos.

Solís, P. (2008) "Social mobility in Mexico: Trends, Recent Findings and Research Challenges, ponencia presentada en la *Summer 2008 Meeting of the Research Committee on Social Stratification and Mobility* (RC28), de la International Sociological Association (ISA), Stanford, California, Agosto.

Solís, Patricio (2010) "Entre un 'buen partido' y un 'peor es nada': selección de parejas en la Ciudad de México". *Revista Latinoamericana de Población* 4-7, pp. 57-78

Solís, Patricio y Medina, María (1996) "El efecto de la fecundidad sobre la disolución de uniones en México". *Sociológica*, vol. 11, 32: 79-94.

Solís, Patricio y Corés, Fernando (2009) "La movilidad ocupacional en México: rasgos generales, matices regionales y diferencias por sexo", en Rabell Romero, Cecilia (coord.) *Tramas Familiares en el México contemporáneo. Una Perspectiva Sociológica*, Ciudad de México: IIS-UNAM, pp. 395-433.

Solís, Patricio y Puga, Ismael (2009) "Los nuevos senderos de la nupcialidad: cambios en los patrones de formación y disolución de las primeras uniones en México", en Rabell Romero, Cecilia (coord.) *Tramas Familiares en el México contemporáneo. Una Perspectiva Sociológica*, Ciudad de México: IIS-UNAM, pp. 179-198.

South, S. J. (2001). "Time dependent effect of wives' employment on marital dissolution". *American Sociological Review* 66, pp. 226-245.

Van de Kaa, D. J. (2002) "The Idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries", Paper presented at the *Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security*, Tokyo, Japan, 29 January 2002.

Xie, Yu; James Raymo; Kimberly Goyette; y Arland Thornton (2003) "Economic Potential and Entry in Marriage and Cohabitation," *Demography* 40: 351-367.

Yamaguchi, Kazuo (1991) *Event History Analysis*. Sage Publications Research.

Zavala de Cosío, M. E. (1992), "La transición demográfica en América Latina y en Europa", *Notas de Población*, No 56 (LCIDEMIG.132), Santiago de Chile: Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE )