



VOL: AÑO 11. NÚMERO: 32

FECHA: SEPTIEMBRE-DICIEMBRE DE 1996

TEMA: TEMAS Y PROBLEMAS DE LA INVESTIGACIÓN SOCIODEMOGRÁFICA:
ESTRATEGIAS DE SOBRE VIVENCIA. CURSOS DE VIDA, HOGARES. FAMILIAS Y
REDES

TITULO: **El efecto de la fecundidad sobre la disolución de uniones en México**

AUTOR: *Patricio Salís* [*] y *María Eugenia Medina* [*]

SECCIÓN: Artículos

RESUMEN:

En este artículo se analiza la relación entre el número de hijos, su fase de crianza y el riesgo de disolución de la primera unión de las mujeres mexicanas. Los resultados del ajuste de modelos de riesgos proporcionales a los datos de la Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995, sugieren que la propensión a separarse es mayor entre las mujeres con menos hijos y las que no tienen hijos pequeños. De acuerdo con esta hipótesis, el descenso en la fecundidad podría ser uno de los factores que explican el reciente incremento de la disolución de uniones en México.

ABSTRACT:

The Effect of Fecundity upon Couple Dissolution in Mexico

In this article the relationship amongst the number of children, as well as the upbringing phase and the risk of dissolution of the first coupling of Mexican women is analyzed. The results of models adjustment of proportional risks regarding the information taken from the 1995 National Survey of Family Planning, suggest that the tendency to split up is larger among women with less children and the ones who do not have young children. According to this hypothesis, the reduction of fecundity could be one of the factors which explain the recent increase of couple dissolutions in Mexico.

TEXTO:

La incidencia de la disolución voluntaria de las parejas [1] en México ha aumentado durante los últimos años. Aunque la estabilidad de las primeras uniones es mayor en nuestro país que en la mayoría de las naciones desarrolladas -e incluso superior a la de muchos países latinoamericanos- (Guest, 1992; Ojeda, 1986), la evidencia que se obtiene de las encuestas nacionales de fecundidad indica que entre las generaciones más jóvenes de mujeres una mayor proporción experimenta la disolución de su unión.

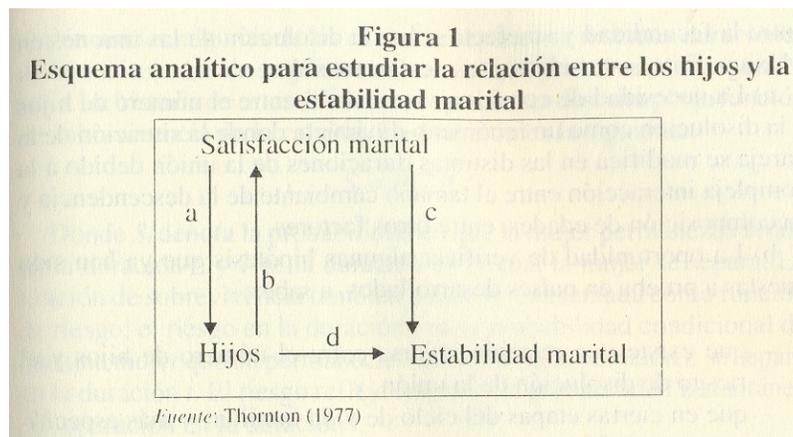
La información de la Encuesta Mexicana de Fecundidad, levantada entre 1976 y 1977, ha permitido explorar algunos de los factores asociados a la disolución de las primeras uniones en nuestro país. Con la aplicación de técnicas de tabla de vida, Ojeda (1986) encontró que las mujeres pertenecientes a las generaciones más recientes, unidas a edades tempranas, residentes en localidades urbanas, más escolarizadas y que conforman una unión consensual, registran una mayor propensión a disolver su primera unión.

Sin embargo, la relación entre la fecundidad dentro de la unión y el riesgo de disolución ha recibido escasa atención en la socio demografía mexicana. Esto a pesar de que la búsqueda del efecto del tamaño y las características de la descendencia sobre la disolución de las uniones ha ocupado un lugar importante en estudios realizados en varios países industrializados, que debido a la alta incidencia de este fenómeno cuentan con mayor investigación en torno al tema.

En este trabajo exploramos, desde una perspectiva sociodemográfica, la relación entre el número y la composición étnica de la descendencia y la disolución de las primeras uniones en México. Para esto, revisamos algunas de las perspectivas más representativas en la literatura sobre el tema y presentamos la evidencia que se deriva de la *Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995*, la más reciente fuente de información a nivel nacional sobre fecundidad y divorcialidad.

Marco conceptual

Al revisar la investigación sobre el divorcio y la separación generada en Estados Unidos durante la década de los ochenta, White (1990) destaca la presencia y el número de hijos entre los factores más frecuentemente asociados a la disminución del riesgo de disolución marital. Los mecanismos a través de los cuales opera esta relación son diversos, ya que los hijos pueden incidir directa o indirectamente en la estabilidad de las uniones, tal como lo ilustra la figura 1 (Thornton, 1977). El impacto directo (señalado con "d" en la figura 1) ha sido atribuido principalmente a tres razones: En primer lugar, muchas personas perciben que la separación o el divorcio son dañinos para los hijos y, por tanto, permanecen unidas "por el bien de los niños", a pesar de los problemas conyugales. En segundo lugar, se ha sugerido que el costo económico de los hijos puede multiplicarse si los padres se separan, y este "costo extra" puede inhibir las tentativas de disolución. Finalmente, el temor de alguno o ambos cónyuges de perder o debilitar los lazos afectivos genuinos con sus hijos puede desalentar los intentos de divorcio o separación.



Otra forma en que los hijos pueden disminuir el riesgo de disolución de las parejas es a través del incremento de la satisfacción marital ("b"), la cual, a su vez, propicia una mayor estabilidad ("c"). Si bien este último mecanismo postula una relación positiva entre el número de hijos y la satisfacción marital, diversos estudios realizados en Estados Unidos han encontrado que se presenta una relación inversa (Glenn y McLanahan, 1982). No obstante, algunas dificultades metodológicas han impedido obtener resultados concluyentes. [2]

El desarrollo de las perspectivas del ciclo de vida familiar y el curso de vida y la utilización de técnicas estadísticas como los modelos de riesgos proporcionales han influido notablemente en los estudios que analizan el efecto de la fecundidad sobre la disolución de las uniones. Cherlin (1977) en Estados Unidos, y posteriormente Fergusson y otros en Nueva Zelanda (1990) y Bracher y otros en Australia (1993) han encontrado que, además del total de hijos, la presencia de hijos en edades preescolares también reduce el riesgo de separación. Estos resultados obligan a considerar entre los factores asociados al riesgo de disolución de las uniones no sólo el número de hijos, sino también su composición de edades y la integración de estos dos componentes en la conformación de diversas etapas y transiciones del ciclo de vida familiar.

Estos hallazgos ofrecen elementos para aproximarnos a la relación entre la fecundidad y su efecto sobre la disolución de las uniones en México. Entre estos elementos destacamos dos:

a) La necesidad de considerar la relación entre el número de hijos y la disolución como un fenómeno dinámico, donde la situación de la pareja se modifica en las distintas duraciones de la unión debido a la compleja interacción entre el tamaño cambiante de la descendencia y su composición de edades, entre otros factores.

b) La oportunidad de verificar algunas hipótesis que ya han sido puestas a prueba en países desarrollados, a saber:

-que existe una relación inversa entre el número de hijos y el riesgo de disolución de la unión, y

-que en ciertas etapas del ciclo de vida familiar, y más específicamente en la etapa de crianza temprana de los hijos -cuando éstos se encuentran en edades preescolares-, se reduce temporalmente el riesgo de disolución marital, mientras que en etapas anteriores -cuando todavía no se tienen hijos- y en etapas posteriores -cuando todos los hijos tienen más de 6 años- ese riesgo se incrementa.

La utilización de modelos de riesgos proporcionales permite contrastar estas hipótesis y a la vez considerar al número de hijos y la etapa de crianza temprana como fenómenos que varían con el tiempo. En los párrafos siguientes presentamos una breve introducción a estos modelos, para después proceder a la descripción de la fuente de datos y la presentación de los resultados.

Métodos

Una de las aproximaciones tradicionales al análisis demográfico de la disolución de uniones es la utilización de tablas de vida (Smith, 1981). Esta técnica permite estimar la probabilidad de disolución de la unión en sus distintas duraciones para diversos subgrupos poblacionales, manejando la censura o truncamiento de la información. No obstante, al igual que el análisis de contingencia, es "consumidora de datos", esto es, sólo permite incorporar variables de control dividiendo sucesivamente la muestra, lo cual puede derivar en serias imprecisiones en la estimación (Cortés y Ruvalcaba, 1993).

La utilización de modelos de regresión tipo Cox (1972) extiende la técnica de la tabla de vida, incorporando la heterogeneidad del riesgo de disolución de la unión de los distintos grupos poblacionales sin necesidad de "partir la muestra". Considérese una cohorte de mujeres recién unidas, algunas de las cuales se separan en distintas duraciones de la unión (antes de su primer aniversario, al primer año, al segundo, etc.). La historia de estas

disoluciones puede ser descrita por la función de supervivencia de la cohorte. La ecuación es la siguiente:

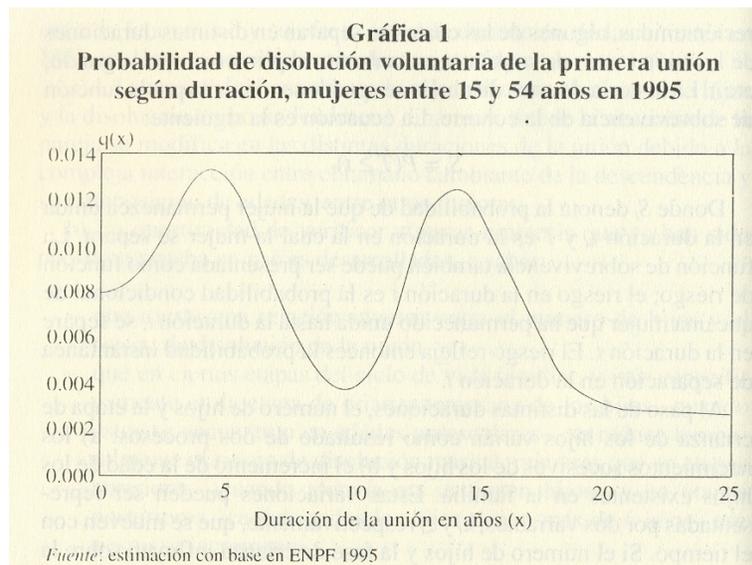
$$S_t = P(T \geq t)$$

donde S_t , denota la probabilidad de que la mujer permanezca unida en la duración t , y T es la duración en la cual la mujer se separa. La función de supervivencia también puede ser presentada como función de riesgo; el riesgo en la duración t es la probabilidad condicional de que una mujer que ha permanecido unida hasta la duración t , se separe en la duración t . El riesgo refleja entonces la probabilidad instantánea de separación en la duración t .

Al paso de las distintas duraciones, el número de hijos y la etapa de crianza de los hijos varían como resultado de dos procesos: a) los nacimientos sucesivos de los hijos y b) el incremento de la edad de los hijos existentes en la familia. Estas variaciones pueden ser representadas por dos variables, x_t y z_t , respectivamente, que se mueven con el tiempo. Si el número de hijos y la fase de crianza influyen sobre la probabilidad de la disolución de la unión, entonces esperaríamos que el riesgo de separación cambiara en forma sistemática con las variaciones de x_t y z_t . Estos antecedentes sugieren el siguiente modelo:

$$\lambda(t, x_t, z_t) = \lambda_0(t) e^{\gamma x_t + \alpha z_t}$$

donde $\lambda(x_t, y z_t)$ denota el riesgo de separación, al tiempo t para una mujer. En la gráfica 1 se ilustra el comportamiento de esta función por duración de la primera unión para las mujeres mexicanas de 15 a 54 años de edad en 1995. Esta función de riesgo está caracterizada por cierto nivel de exposición al número de hijos (x_t) y a la fase de crianza de los mismos (z_t), dos variables que cambian conforme avanza la duración de la unión. En el lado derecho de la ecuación $\lambda_0(t)$ es el riesgo de una población de referencia para la cual el valor de x_t y z_t es igual a cero, mientras que γ y α son coeficientes de regresión que reflejan el efecto que tiene el número de hijos y la etapa de crianza en el aumento o la disminución del riesgo de disolución de la unión, respecto de la población de referencia. Es decir, que el nivel de la curva que se muestra en la gráfica 1 cambia en la misma proporción en todas las duraciones al modificar el número de hijos y la fase de crianza de los mismos.



El modelo anterior puede ser resuelto utilizando métodos de verosimilitud parcial, con los cuales se obtienen estimaciones de los coeficientes γ y α , así como de sus errores estándar. Tiene como límite, sin embargo, que no toma en cuenta el efecto de variables "confusoras" que pueden estar asociadas tanto con la disolución de uniones como con diferencias en el número de hijos y la fase de crianza de los mismos. Estas variables "confusoras" pueden ser de dos tipos: a) variables fijas asociadas a la mujer, tales como sus características educativas o socioeconómicas; y b) variables que cambian con la duración de la unión, tales como la propia edad de la mujer. La falta de control de estas variables puede llevar a establecer asociaciones equívocas entre el tamaño de la descendencia, la fase de crianza de los hijos y la disolución de uniones. Por tanto, es necesario extender el modelo para incluir sus efectos. Este modelo puede ser reformulado como sigue:

$$\lambda(t; y, x_t, z_t, v_t) = \lambda_0(t) e^{\delta y + \gamma x_t + \beta v_t}$$

donde $\lambda(t; y, x_t, z_t, v_t)$ denota el riesgo a la duración t para una mujer con determinadas características fijas y , número de hijos x_t etapa de crianza z_t y nivel de exposición a otros factores que cambian con el tiempo v_t . También es posible reformular la ecuación anterior de la siguiente manera:

$$\lambda(t; y, x_t, z_t, v_t) = \lambda_0(t) e^{\delta y + \gamma x_t + \alpha z_t + \beta v_t}$$

De la que puede inferirse que el modelo asume que los efectos de los cambios en el número de hijos y en la fase de crianza de los mismos afectan el riesgo de disolución en un modo proporcional en las distintas duraciones de la unión. Resolviendo este modelo es posible estimar los efectos de los cambios en el número de hijos y la etapa del ciclo de vida familiar sobre el riesgo de disolución de la primera unión, tomando en cuenta tanto los atributos fijos y como los atributos cambiantes v_t de la mujer. El objeto central de este artículo es resolver este modelo con base en los datos de la *Encuesta Nacional de Planificación Familiar 1995* (ENPF-95). [3]

Datos y variables incluidas en el análisis

La ENPF-95 fue levantada por el Consejo Nacional de Población en el segundo semestre de 1995, con el fin de obtener información sociodemográfica de relevancia para el diseño y la puesta en práctica de políticas de población. Ésta recoge la historia de uniones para todas las mujeres de 15 a 54 años de edad residentes en aproximadamente 12 mil viviendas seleccionadas en la muestra. No obstante, el análisis se limitó a las mujeres que ya habían experimentado su unión y lo habían hecho antes de los 30 años, con lo que el tamaño de muestra se redujo a 8602 mujeres, de las cuales 7908 son residentes de nueve entidades federativas consideradas como prioritarias en la política de población, y 694 forman parte de un complemento levantado en el resto del país. [4]

La historia de uniones que se incluye en la encuesta permite obtener información retrospectiva en torno al momento de la primera unión y la duración exacta a la cual se presentó la separación o el divorcio (considerados en este trabajo como un mismo evento). Esta información fue codificada en años. Las mujeres que enviudaron y las que permanecían unidas en el momento de la entrevista fueron consideradas como casos truncados. Las variables independientes incluidas en este trabajo son las siguientes: [5]

Cuadro 1
Descripción de las variables independiente
incluidas en el análisis

Variable	Tipo	Descripción
Número de hijos	Cambiante con el tiempo Categoría	1. 0-1 hijos (referencia) 2. 2-3 hijos 3. 4 o más hijos
Fase de crianza de los hijos	Cambiante con el tiempo Categoría	1. Antes del nacimiento 1er. hijo (referencia) 2. Después del nacimiento del primer hijo y antes de que el hijo menor cumple 6 años de edad 3. Después de que el hijo menor cumple 6 años de edad
Cohorte de la unión	Fija Categoría	1. Antes de 1970 2. 1970-1979 3. 1980-1992 4. 1993-1995
Trabajó antes de la unión	Fija Categoría	1. No trabajó (referencia) 2. Trabajó
Localidad y escolaridad	Fija Categoría	1. < a 2,500 hab. sin escolaridad (referencia) 2. < a 2,500 hab. primaria incompleta 3. < a 2,500 hab. primaria completa 4. > a 2,500 hab. sin escolaridad 5. > a 2,500 hab. primaria incompleta 6. > a 2,500 hab. primaria completa
Tipo de Unión	Fija Categoría	1. Unión civil y religiosa (referencia) 2. Unión civil o religiosa 3. Unión consensual
Edad de la unión	Fija Categoría	1. Antes de los 16 años 2. Entre 16 y 19 años 3. Después de los 20 (referencia)
Edad	Cambiante con el tiempo Continua	_____

1. *Número de hijos de la mujer.* Con base en la agrupación del número de hijos que la mujer tenía en cada duración, se construyó una variable que se mueve con el tiempo, la cual cataloga a las mujeres en tres grupos: sin hijos o sólo con un hijo (categoría de referencia), con dos o tres hijos y con cuatro o más hijos

2. *Etapas de crianza de los hijos.* A partir de la edad del primer y del último hijo de la mujer en cada duración de la unión, se construyó la etapa de crianza como una variable que se mueve con el tiempo, Esta variable divide a las mujeres en tres grupos: mujeres que aún no comienzan su vida reproductiva (categoría de referencia), mujeres que se encuentran en la fase de crianza temprana de los hijos (las que ya comenzaron su vida reproductiva y cuyo hijo menor tiene menos de 6 años) y mujeres que se encuentran en etapas posteriores (aquél las cuyo hijo menor tiene más de 6 años).

3. *Variables de control.* La investigación en torno a la disolución de uniones en México ha identificado una serie de factores que se asocian con el incremento del riesgo de separación o divorcio (Ojeda, 1986). Con el fin de controlar su efecto se han incluido en el análisis. Éstos son la cohorte de la unión, la experiencia laboral de la mujer antes de la unión, el tamaño de la localidad de residencia y el nivel de escolaridad, la edad a la primera unión y el tipo de unión. A estas variables se suma una variable que se mueve con el tiempo: la edad de la mujer en cada duración de la unión. Al momento del levantamiento de la encuesta, 10.6% de las mujeres unidas por primera ocasión antes de los 30 años habían disuelto su primera unión, 4.1 % habían enviudado y el 85.3% restante permanecían unidas. Otras características de estas mujeres aparecen en el cuadro 2. En el análisis que se presenta enseguida las comparaciones se centran en el riesgo diferencial de disolución de la unión, de acuerdo con el número de la descendencia y la etapa de crianza de los hijos.

Resultados

En el cuadro 3 se presentan los resultados del ajuste de modelos de riesgos proporcionales tipo Cox, incluyendo en forma individual el número de hijos y la fase de crianza en la que se encuentran las mujeres. El cuadro presenta estimaciones de los exponentes de los coeficientes para cada categoría, que pueden ser interpretados como riesgos relativos: la exponencial de los coeficientes representa la razón del riesgo instantáneo de disolución de la unión para el grupo correspondiente, respecto del riesgo del grupo de referencia. En el caso del número de hijos, el grupo de referencia son las mujeres sin hijos o con sólo un hijo; respecto de la fase de crianza de los hijos, el grupo de referencia está formado por las mujeres que todavía no inician su vida reproductiva.

El cuadro muestra cómo el riesgo de disolución de la unión decrece en la medida en que las mujeres incrementan el número de hijos. El riesgo de disolución de la unión se reduce 45% cuando las mujeres tienen dos o tres hijos respecto de cuando no tienen hijos o sólo tienen uno, mientras que cuando tienen cuatro o más hijos, disminuye 65%. Los coeficientes de regresión asociados a cada categoría son significativos con $p < .05$.

En cuanto a las etapas de crianza de los hijos, los coeficientes obtenidos indican que cuando las parejas se encuentran en la fase de crianza temprana de los hijos, el riesgo de separación se reduce prácticamente a la mitad. En contraste, el coeficiente asociado a las fases posteriores no resultó estadísticamente significativo. Esto parece apoyar la hipótesis de que el riesgo de separación disminuye temporalmente cuando las parejas se encuentran en la fase de crianza temprana de los hijos.

Cuadro 2
Tamaños muestrales y características de las mujeres
incluidas en el análisis*

Características	Distr. Porcentual	Tamaño de la muestra
Situación actual respecto de la primera unión		
Permanece unida	85.3	7451
Enviudó	4.1	344
Separación o divorcio	10.6	807
Cohorte de la unión		

Antes de 1970	15.8	1541
1970-1979	28.1	2345
1980-1992	47.0	4911
1993-1995	9.1	705
Trabajó antes de la unión		
No trabajó	42.7	4081
Si trabajó	57.3	4521
Localidad y escolaridad		
Rural-sin escolaridad	4.4	1113
Rural-primaria incompleta	8.6	1935
Rural-primaria completa	12.0	2131
Urbana-sin escolaridad	5.0	368
Urbana-primaria incompleta	14.8	783
Urbana-primaria completa	55.2	2272
Edad de la primera unión		
Antes de los 16 años	17.4	1924
16-19 años	53.9	4614
20-29 años	28.7	2064
Tipo de unión		
Unión civil y religiosa	55.0	4550
Unión civil o religiosa	28.4	2452
Unión consensual	16.6	1600
Año de nacimiento		
1940-1949	13.7	1191
1950-1959	25.4	2253
1960-1964	17.1	1418
1965-+	43.8	3740

* Mujeres cuya primera unión ocurrió antes de los 30 años. La distribución porcentual corresponde a la muestra ponderada, por lo que no necesariamente coincide con los valores del tamaño de muestra que aparecen en la columna de la derecha.

Cuadro 3
Coefficientes de riesgo proporcional no ajustados
para el número de hijos y la fase de crianza de los hijos,
relativos al riesgo de disolución de la primera unión*

Variable y categoría	eBeta	Signif.
Número de hijos		
0-1 hijo	1	
2-3 hijos	0.55	p<0.05
4 o más hijos	0.35	p<0.05
Fase de crianza de los hijos		
Precrianza	1	
Crianza temprana	0.51	p<0.05
Poscrianza temprana	0.83	p<0.05

* Los coeficientes se obtuvieron al ajustar individualmente cada una de las dos variables en modelos de riesgo proporcional tipo Cox, tomando como variable dependiente el número de años entre la primera unión y la disolución.
Fuente: Estimación con base en ENPF-1995

Estos resultados presentan evidencia inicial que respalda las hipótesis en torno al efecto del número y la fase de crianza de los hijos en el riesgo de disolución de las uniones. No obstante, es necesario considerar el potencial efecto "confusor" de ciertas variables, para lo cual se ajustó un modelo que incluye simultáneamente el número de hijos, la fase de crianza de los mismos y las variables de control resumidas en el cuadro I. En el análisis preliminar de los datos se encontraron razones para sospechar que las diferencias en el riesgo de disolución de la unión entre las distintas cohortes maritales no son proporcionales en todas las duraciones; debido a que esto constituye una violación a los supuestos del modelo y puede introducir sesgos en la estimación de los coeficientes, se decidió ajustar un modelo estratificado por cohorte, esto es, estimar diferentes funciones λ o (t) para cada cohorte de uniones (Norusis, 1993).

En el cuadro 4 aparecen los coeficientes que se obtienen al ajustar ese modelo. Al analizar los resultados se observa que, incluso cuando se controlan algunos de los factores con mayor asociación al riesgo de separación, se mantiene la relación del número y la fase de crianza de los hijos con la propensión a la disolución. Los coeficientes ajustados señalan que el riesgo de disolución de la unión disminuye en más de 20% y 40% cuando las mujeres tienen dos o tres hijos y cuatro o más hijos, respectivamente, en relación a cuando no tienen hijos o tienen sólo uno, y que la propensión a la separación es considerablemente menor en la etapa de crianza temprana de los hijos, respecto de fases previas y posteriores del ciclo de vida familiar.

Cuadro 4
Coefficientes de riesgo proporcional ajustados para el número de hijos y la fase de crianza de los hijos, relativos al riesgo de disolución de la primera unión*

Variable y categoría	eβ	Signif.
Número de hijos		
0-1 hijo	1	
2-3 hijos	0.78	p<0.05
4 o más hijos	0.55	p<0.05
Fase de crianza de los hijos		
Precrianza	1	
Crianza temprana	0.63	p<0.05
Poscrianza temprana	0.80	p<0.05
Variables de control		
Trabajó antes de la unión		
No trabajó	1	p<0.05
Si trabajó	1.53	p<0.05
Localidad y escolaridad		
Rural-sin escolaridad	1	
Rural-primaria incompleta	2.62	p<0.05
Rural-primaria completa	3.29	p<0.05
Urbana-sin escolaridad	2.50	p<0.05
Urbana-primaria incompleta	2.81	p<0.05
Urbana-primaria completa	5.25	p<0.05
Tipo de unión		
Civil y religiosa	1	
Civil o religiosa	2.55	p<0.05
Consensual	9.49	p<0.05
Edad a la unión		
Después de los 20 años	1	
16-19 años	1.11	p<0.05
Antes de los 16 años	1.54	p<0.05
Edad de la mujer	1.02	p<0.05

* Los coeficientes se obtuvieron al ajustar modelos de riesgo proporcional tipo Cox, estratificados por cohorte de la unión, tomando como variable dependiente la duración en años entre la primera unión y la disolución.
Fuente: Estimación con base en ENPF-I 095.

Discusión

Los resultados de este estudio sugieren que en México, al igual que en otros países, el incremento de la descendencia y la ubicación temporal de la pareja en la fase de crianza temprana de los hijos disminuyen el riesgo de disolución de la primera unión. Esta asociación, que parece atribuir a los hijos cierto efecto de "colchón" ante la eventual inestabilidad de las parejas, persiste incluso cuando se controlan diversos factores vinculados tanto a la fecundidad, como al riesgo de separación voluntaria de las uniones.

El cambio en la fecundidad en México ha implicado, además de la disminución de la descendencia, un importante decremento en el número de años que dedican las parejas a la crianza temprana de los hijos. Entre 1976 y 1995 la tasa global de fecundidad ha pasado de 5.64 a 2.85 hijos por mujer y el tiempo que pasan las mujeres con hijos menores de 6 años ha disminuido de 18.1 a 12.3 años. [6] Si, tal como lo indican los resultados de este trabajo, tener menos hijos y situarse fuera de la fase de crianza temprana se asocian a un mayor riesgo de disolución de la unión, es posible afirmar que la transición en la fecundidad experimentada durante los últimos 30 años constituye uno de los factores que han propiciado el incremento en el divorcio y la separación en México.

La asociación entre el número de hijos, su fase de crianza y el riesgo de disolución de la primera unión en México, puede deberse a diversos mecanismos, cuyo *modus operandi* también puede variar en distintos grupos sociales o cohortes de uniones. Es claro, sin embargo, que estos mecanismos se asocian estrechamente con el papel que juegan los hijos en las percepciones y valoraciones de los miembros de la pareja.

Así, por ejemplo, en algunos grupos sociales la elevada fecundidad dentro de la unión sigue siendo valorada positivamente, por lo que puede esperarse que el incremento en el número de hijos aumente la satisfacción marital y, por consiguiente, la estabilidad de la pareja. A este mecanismo "indirecto" puede sumarse el efecto directo que pueden tener los hijos en la estabilidad de las uniones. No es difícil suponer que en una sociedad en transición hacia menores niveles de fecundidad, donde las familias suelen preocuparse cada vez más por el bienestar de los hijos (Aries, 1980; Caldwell, 1978), las parejas orienten sus decisiones en el rumbo que consideren más provechoso para aquéllos. Si a esto sumamos que en nuestro país la separación y el divorcio son vistos mayoritariamente como eventos dañinos para "el desarrollo" de los hijos, es posible suponer que en México muchas parejas con hijos eviten separarse, o al menos pospongan su separación, mientras los hijos son pequeños.

Los resultados de este trabajo no permiten profundizar en torno a estos y otros posibles mecanismos de interacción entre la descendencia, la fase de crianza de los hijos y la propensión a la disolución de las parejas. No obstante, sí sugieren la necesidad de emprender estudios que, a través del uso de métodos y técnicas específicas, confirmen o reformulen estas interacciones y esclarezcan el modo en que operan en los diversos grupos sociales. El desarrollo de trabajos de carácter cualitativo, enfocados al análisis de la relación entre el número de hijos, su composición de edades y la toma de decisiones familiares, así como de estudios longitudinales que permitan acompañar a las parejas en las distintas etapas y transiciones familiares, son herramientas que permitirían avanzar en ese rumbo.

La utilización de modelos de riesgos proporcionales con variables que cambian en el tiempo ha constituido una herramienta útil para poner a prueba el efecto del tamaño de la descendencia y la fase de crianza de los hijos sobre el riesgo de disolución de las primeras uniones en México. No obstante, es necesario recordar que estos modelos operan bajo una serie de supuestos que, de no cumplirse, pueden llevar a conclusiones erróneas en torno a sus resultados. Entre estos supuestos, el más importante es el de

proporcionalidad de los riesgos, según el cual el efecto del número y la fase de crianza de los hijos sobre el riesgo de disolución de la unión es el mismo independientemente de la duración de la unión. Si bien en este trabajo hemos dado por cierto este supuesto, no es posible descartar que en México, como ha sido demostrado en otros contextos (South y Spitze, 1986; Morgan y Rindfuss, 1990), tener pocos o muchos hijos, o situarse en la fase de crianza temprana de los mismos, se asocien en forma diferente al riesgo de disolución de la unión en sus distintas duraciones. Es necesario, por tanto, desarrollar trabajos que permitan profundizar en el análisis del efecto diferencial de la fecundidad y otros factores sobre la estabilidad de las uniones en las distintas duraciones de la unión.

CITAS

[*] Consejo Nacional de Población.

[1] En este trabajo aplicamos indistintamente los términos disolución voluntaria, disolución o separación para hacer referencia a la ruptura de la relación de pareja por separación o divorcio en oposición a la separación por viudez.

[2] Uno de los principales problemas metodológicos en el análisis de la relación entre el número de hijos y la satisfacción marital, lo ocasiona la selectividad que produce el efecto directo de los hijos sobre la estabilidad marital. Dado que las parejas insatisfechas sin hijos se separan más frecuentemente que las que tienen hijos, es más usual encontrar parejas insatisfechas entre las que tienen hijos que entre las que no los tienen (pues las parejas insatisfechas sin hijos ya se separaron), Esto deriva en una relación espuria entre la presencia de hijos y la insatisfacción marital (Glenn y McLanahan, 1982),

[3] Una explicación más detallada de las características de los modelos Cox puede ser encontrada en Cox. 1972. También puede revisarse Norusis (1973). En cuanto a la aplicación de este tipo de modelos para explorar la relación entre la fecundidad y la disolución de uniones, véase Fergusson *et. al.* (1990) y Braeher *et al.* (1993).

[4]. Las nueve entidades prioritarias son Chiapas, Guanajuato, Guerrero. Hidalgo, estado de lo México. Michoacán. Oaxaca, Puebla y Veracruz. La exclusión de las mujeres unidas después de los treinta años pretende disminuir los problemas de selectividad y el truncamiento de la información; cabe señalar que este "filtro" sólo excluye a un limitado número de mujeres (3% del total de las mujeres unidas en el total de la muestra).

[5] En el cuadro 1 se presenta una breve descripción de estas variables.

[6] Las estimaciones de la tasa global de fecundidad se obtuvieron de CONAPO (1996); el número de años que pasan las mujeres con hijos menores de 6 años es una estimación propia, utilizando la metodología que aparece en Freedman y Blanc (1991).

BIBLIOGRAFÍA:

Aries, Ph. (1980). "Two successive motivations for the declining birth rate in the west", *Population and Development Review*, 6-4:645-650.

Bracher, M., G. Santow, P. Morgan y J. Trussell (1993). "Marriage dissolution in Australia: models and explanations", *Population Studies*, 47:403-425.

Caldwell, J. (1978). "A Theory of Fertility: from High Plateau to Destabilization", *Population and Development Review*, 4-4:553-577.

CONAPO (1996). "Proyecciones de población 1995-2010", Documento inédito.

- Cortés, F. y R. M. Ruvalcaba. (1993). "Algunos determinantes de la inserción laboral en la industria maquiladora de exportación en Matamoros", *Estudios Sociológicos*, IX-31:59-91.
- Cox, D. (1972). "Regression models and life-tables", *Journal of the Royal Statistical Society*, 34:187-202.
- Cherlin, A. (1977). "The effect of children on marital dissolution", *Demography*, 14:265-272.
- Fergusson, D., J. Horwood y M. Lloyd (1990). "The effect of preschool children on family stability", *Journal of Marriage and the Family*, 52:531-538.
- Freedman, R.; A. K. Blanc (1991). "Fertility Transition: An Update". Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference, vol. 1: 5-24.
- Glenn, N. y S. McLanahan. (1982). "Children and marital happiness: a further specification of the relationship" , *Journal of Marriage and the Family*, 44:63-72.
- Guest, P. (1992). "Marital Dissolution and Development in Indonesia", *Journal of Comparative and Family Studies*, 23:95-113.
- Koo, H. y B. Janowitz. (1983). "Interrelationships between fertility and marital dissolution: results of a simultaneous logit model", *Demography*, 20:129-145.
- Morgan, S. y R. Rindfuss (1990). "Marital disruption: structural and temporal dimensions", *American Journal of Sociology*, 90:1055-1077.
- Norusis, M. (1973). *SPSS for Windows. Advanced Statistics. Release 6.0*, SPSS Inc. EUA.
- Ojeda, N. (1986). "Separación y divorcio en México: una perspectiva demográfica", *Estudios Demográficos y Urbanos*, 1:227-265, El Colegio de México.
- South, S. y G. Spitze (1986). "Determinants of divorce over the marital life course", *American Sociological Review*, 51:583-590.
- Smith, D. (1981). *Illustrative analysis: marriage dissolution and remarriage in Sri Lanka and Thailand*, World Fertility Survey, Scientific Report, núm. 17.
- Thornton, A. (1977). "Children and marital stability", *Journal of Marriage and the Family*, 39:531-540.
- White, L. (1990). "Determinants of divorce: a review of the research in the eighties", *Journal of Marriage and the Family*, 52:904-912.