

LOS DETERMINANTES SOCIODEMOGRÁFICOS Y FAMILIARES DE LAS RUPTURAS DE UNIONES EN ESPAÑA: LA NORMALIZACIÓN DEL FENÓMENO¹

Rocío Treviño*
Montserrat Solsona*
Carles Simó**
René Houle*

Resumen

La ley de divorcio de 1981 supuso el primer paso de la normalización de las rupturas de las uniones en España, a pesar de que los niveles son bajos en el contexto del Mundo Occidental. A partir de una explotación de los datos biográficos la Encuesta Sociodemográfica de 1991 se aborda la cuestión de si se ha producido un cambio en los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones que denote una cierta «democratización» del fenómeno. Para ello se ha considerado cómo actúan dichos determinantes en tres promociones de unión de mujeres (1941-60, 1961-75 y 1976-90) distinguiendo diferentes dimensiones (la de las características contextuales, la de las características individuales de estatus y la de las características familiares). Los resultados indican que se está produciendo una reducción del proceso selectivo ascendente de la población susceptible de experimentar

1 Este trabajo fue financiado parcialmente por el Institut Català de la Dona y los resultados preliminares fueron expuestos en el marco del "III Seminari Urbà" organizado por el *Centre de Cultura Contemporània* en Barcelona el 23 y 24 de octubre de 1998.

* Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona

** Bielefeld Universität, Alemania

una ruptura de la unión inherente al progresivo aumento de las rupturas en España. El análisis se ha efectuado en base a estandarización indirecta y a modelos de riesgo de tiempo discreto, en ambos casos utilizando la regresión logística.

Palabras clave: Separación, divorcio, familia, España, uniones, análisis biográfico, encuesta sociodemográfica.

Abstract

The divorce law of 1981 was first step towards the normalisation of union disruption in Spain, in spite of the fact that Spanish divorce rates are low in comparison with other Western countries. Using the biographical data of the 1991 socio-demographic survey, we ask whether a change has happened in the effects of some socio-demographic determinants on separation, and to see if some kind of «democratisation» of the phenomenon is now taking place. To do that, we consider three female union cohorts (1941-60, 1961-75 and 1976-90) and we distinguish three dimensions (contextual, individual/status and family characteristics). Results indicate that a reduction of the ascendant selective process of separation is taking place, which goes hand in hand with the progressive increase of divorce/separation rates in Spain. The analysis was done using indirect standardisation and discrete-time hazard model, in both cases logistic regression.

Key words: Separation, divorce, family, Spain, event history analysis, sociodemographic survey.

Résumé

La loi du divorce de 1981 a signifié le premier pas vers la normalisation des ruptures d'union en Espagne, et ce malgré les faibles niveaux de divorce en relation aux autres pays occidentaux. À partir d'une exploitation de l'information biographique de l'enquête sociodémographique de 1991, nous nous demandons si il s'est produit un changement de l'effet des déterminants socio-démographiques des ruptures d'union qui puisse dénoter une certaine «démocratisation» du phénomène. Pour ce faire, nous avons considéré l'effet d'un certain nombre de déterminants de trois promotions d'union (1941-60, 1961-75 et 1976-90), tout en distinguant différentes dimensions (caractéristiques contextuelles, individuelle/statut et familiales). Les résultats indiquent qu'il s'est produit une réduction du processus sélectif ascendant de la population susceptible de faire l'expérience d'une rupture d'union en Espagne, qui va de pair avec

l'accroissement progressif des ruptures d'unions en Espagne. L'analyse s'est effectuée par standardisation indirecte et régression sur les risques en temps discret, dans les deux cas au moyen de la régression logistique.

Mots clé: Séparation, divorce, famille, Espagne, unions, analyse des biographies, enquête socio-démographique.

Introducción

En España, las separaciones de uniones y el divorcio son poco frecuentes en comparación con otros países europeos. Durante la Segunda República Española se votó una ley de divorcio que era considerada como una de las más de las progresistas de la época. Sin embargo, la ley no provocó ninguna oleada de separaciones y divorcios. Según datos reproducidos por Nash (1983), se registraron 7.830 demandas de separación y divorcio entre 1931 y 1933 en España, lo que representaba una tasa anual media de separación/divorcio del 6,07 por 10.000 matrimonios existentes (según las cifras del censo de 1930). Esta cifra es muy inferior a la que señala el cálculo de la misma tasa para el año 1983 o 1998, de un 43,2 y 95,0 por 10.000 matrimonios respectivamente. Con la dictadura, el divorcio fue prohibido por ley y sólo se podía disolver el matrimonio por vía de anulación canónica, hecho que impedía a muchas parejas casadas poner fin a su matrimonio en razón del carácter excepcional y, probablemente, costoso, de este procedimiento. No obstante, las separaciones de hecho no fueron un caso tan excepcional antes de la aprobación de la ley de divorcio de 1981. De hecho, se estima que unos 100.000 matrimonios se rompieron entre 1976 y 1980 (Solsona, Houle y Simó, 1999) a pesar de que la introducción de la ley de divorcio tendrá un impacto importante en el aumento de propensión a la ruptura,² como se expondrá más adelante.

2 En un trabajo paralelo sobre el divorcio realizado en el ámbito de Cataluña se constata que en esta última Comunidad la tendencia de aceleración de las rupturas de las uniones a partir de 1975 es más notable que en el caso de España, dónde el impacto de la ley de divorcio parece ser más acusado (Solsona i alt. (1999).

Pero la información que, a partir de la promulgación de la ley de divorcio, recoge el Consejo del Poder Judicial en sus *Memorias Anuales* sobre los procesos de separación y de divorcio que se inician cada año en España, permite observar la evolución más reciente del fenómeno. En 1982, se iniciaron 17.879 procesos de separación y 22.578 de divorcio; dieciséis años más tarde, en 1998, se registran 56.837 de separación y 36.073 de divorcio (ver tabla 1). De manera general, el número de procesos de separación es superior al de divorcios porque los procedimientos judiciales hacen de la separación un prerequisite para iniciar el proceso de divorcio, salvo casos excepcionales. No obstante, en el año 1982, y también ocurre lo mismo en 1981,³ el número de procesos de divorcio es más alto que el de las separaciones y ello se explica en razón de que la nueva legislación reconoce la validez de las separaciones de hecho anteriores al año de promulgación de la ley como condición suficiente para iniciar directamente una demanda de divorcio (Alberdi, 1995). Así es que, entre 1984, una vez regularizado el fenómeno, y 1998, el número de procesos crece de manera bastante regular: durante esos catorce años, el número de procesos de separación se ha multiplicado por 2,5 y el de divorcios por 2,0.

Esta tendencia regularmente ascendente de la evolución de las rupturas matrimoniales también es perceptible a través de los indicadores sintéticos, que permiten comparar la intensidad del fenómeno entre poblaciones con estructuras matrimoniales por duración de unión diferentes. Cabe recordar que el indicador sintético estima el número de separaciones y de divorcios que se producen por cada 100 matrimonios que han cumplido un determinado número de años de duración.⁴ En la tabla 1, se ha calculado por 100 matrimonios con 40 años de duración de la unión. El indicador sintético se calcula como la suma de la tasas específicas de separación o divorcios por duración del matrimonio, y da una medida de cuantos matrimonios acabarían en ruptura al cabo de 40 años de unión

3 Cabe recordar que la ley de divorcio es de 1981 y que sólo estuvo vigente durante los últimos 4 meses de ese año, por lo que se han obviado los datos de dicho año.

4 No confundir con la tasa anual media que proporciona el número de rupturas de uniones por 100 matrimonios o 100.000 matrimonios existentes, sin tener en cuenta la estructura por duración matrimonial.

si lo hicieran según los patrones de ruptura por duración de la unión del año en cuestión. Es un indicador de periodo, como la tasa global de fecundidad y, por tanto, sensible a las variaciones coyunturales del fenómeno.

TABLA 1

*Procesos y indicador sintético de separación y divorcio,
España, 1982-1998*

año	Procesos de		porcentaje de separaciones de común acuerdo	porcentaje de divorcios consensuados	Indicador sintético por 100 matrimonios*	
	separación	divorcio			separación	divorcio
1982	17879	22578	33,3	39,2	8,6	10,5
1983	19651	19306	35,4	39,1	9,3	9,0
1984	22834	17656	38,7	40,5	10,8	8,2
1985	25046	18291	39,6	40,6	11,8	8,4
1986	27553	19234	41,7	41,7	12,9	8,8
1987	31153	21326	42,8	40,9	14,5	9,7
1988	33240	22449	45,4	43,1	15,3	10,1
1989	34672	23063	46,1	43,1	15,9	10,3
1990	36272	23191	47,2	43,2	16,5	10,3
1991	39758	27224	48,8	43,7	18,0	12,0
1992	39918	26783	49,3	45,2	18,0	11,8
1993	43491	28854	49,5	44,3	19,6	12,6
1994	47546	31522	49,1	43,8	21,4	13,8
1995	49371	33104	51,5	45,0	22,1	14,4
1996	51317	32571	53,1	46,0	23,0	14,2
1997	54317	34147	55,6	48,4	24,5	14,8
1998	56837	36072	57,5	49,6	25,2	15,5

FUENTE: Memorias del Consejo General del Poder Judicial y elaboración propia por los indicadores sintéticos

* Indicador sintético al cabo de 40 años de matrimonio

Pero, como se ha dicho, es el indicador apropiado para comparar la intensidad del fenómeno entre España y otros países europeos, dado que está estandarizado por la duración matrimonial. Según los cálculos de Monnier (1999), en el año 1995 el indicador era de 53,9 divorcios por 100 matrimonios en Suecia y de 43,0% en Inglaterra y Gales; España, con 14,4%, se agruparía agrupado con los países de niveles más bajos, todos los del sur del Europa: Italia (8%), Portugal (16,3%) o Grecia (15%). Francia y Alemania, presentarían unos niveles intermedios con valores de 39,0% y 30,9% respectivamente.

A pesar de que los niveles de divorcio y separación en España sean de los más bajos de Europa, sin duda, la ley del divorcio de 1981 fue el primer paso hacia una normalización del fenómeno en España (Alberdi, 1995) y ello se constata no sólo por la mencionada tendencia regular de ascenso del fenómeno sino, también, por la progresión continua del porcentaje de procesos de separación y divorcio que se inician de común acuerdo o consensuado: de una tercera parte en los inicios de los ochenta, hemos pasado a la mitad a finales de los noventa (tabla 1).

Ahora bien, cabe preguntarse si este incremento de la intensidad del fenómeno que, a su vez, se ha acompañado por un menor dramatismo judicial (dada la progresión de los acuerdos consensuados en relación con el total de procesos, sea de separación o de divorcio) ha supuesto una «democratización» del fenómeno, entendida ésta como una reducción de la del carácter selectivo de la población susceptible de experimentar la ruptura de una unión. En definitiva, nos proponemos abordar aquí el análisis de los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones en España por promociones de uniones en aras a dilucidar si éstos han cambiado en las cohortes más recientes en relación a las más antiguas. Para ver si se ha producido este cambio y, en tal caso, el sentido que adquiere, se han considerado diferentes determinantes sociodemográficos que abarcarían tres dimensiones del fenómeno: a) la de los determinantes contextuales, en particular, la clase social de la familia de origen, el precedente paterno de ruptura de una unión y el tamaño del municipio de residencia a los 15 años, entendido como municipio de socialización; b) la de los determinantes familiares, la edad en la que se constituyó la unión, el tipo de unión, la duración de la unión, la diferencia de edad entre cónyuges y la existencia y edad de los hijos; c) las variables de estatus propiamente individuales, la situación de ocupación y el nivel de instrucción.

Esta cuestión será analizada en referencia a las mujeres que han vivido o viven en una primera unión formada en el período 1941-1990 y que en 1991 fueron encuestadas sobre su biografía matrimonial. La elección de un universo de análisis femenino viene determinada porque, como sucede en otros países (Bumpass, Castro Martín y Sweet, 1991), las mujeres declaran mejor sus historias matrimoniales que la población masculina. Se consideran tres promociones de unión 1941-60, 1961-75 y 1976-90. En primer lugar, se

presentarán los resultados que hacen referencia al análisis univariado de los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones en estas tres promociones y, en segundo lugar, se expondrán los resultados del análisis multivariado de dichos determinantes. En el primer caso, se captará el *efecto bruto*, con la ayuda de la representación gráfica, de aquellos determinantes de las rupturas que muestran más complejidad en relación a las modalidades que toma la variable. El análisis multivariado mostrará el *efecto neto* cada determinante, en el sentido de que el efecto de cada covariable introducida en el modelo de análisis está condicionado por el efecto conjunto de factores incluidos en el mismo. Este análisis se realizará en base a dos modelos, el primero incluirá exclusivamente las variables consideradas en el análisis univariado y el segundo, abarcará nuevas variables, cuyo efecto bruto no se cree necesario presentar, pero sí su efecto neto.

Datos y metodología

Este trabajo se basa en la explotación de un fichero de datos constituido a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991 (ESD). La ESD se llevó a cabo al mismo tiempo que el censo de 1991 y constituye una muestra representativa de la población española de aquel año. La muestra contempla la población de 10 años y más, tanto hombres como mujeres. Su principal originalidad es la de recoger la información biográfica de toda la población encuestada (unos 156.000 individuos). Los temas biográficos incluyen, entre otros, la biografía familiar y los itinerarios de residencia, de educación y de actividad.

La tasa de riesgo, del inglés Hazard Rate, o riesgo anual de ruptura expresa una propensión a la ruptura de una unión. Este es el indicador utilizado para la observación de la incidencia de cada determinante o variable en la ruptura de una unión. Nos referimos a él indistintamente con los términos de probabilidad, propensión, tasa y riesgo. En concreto, por tanto, nuestra variable a explicar es la tasa anual de ruptura de la unión que presentan las mujeres unidas en primera unión entre 1941 y 1990.

En tiempo discreto, la tasa se define como la probabilidad de que un individuo experimente el evento durante un intervalo de

tiempo definido (un año), sabiendo que estaba en riesgo justo al inicio de dicho intervalo. En la notación de Courgeau y Lelièvre (1989), la probabilidad (o tasa de «riesgo») al tiempo t , $h(t)$, es:

$$h(t) = P(T < t+1 / T \geq t),$$

donde T representa la ocurrencia del acontecimiento y t el tiempo. Así expresada, la probabilidad o el «riesgo» de ocurrencia del acontecimiento, es una proporción, es decir un número contenido entre 0 y 1. En efecto, el riesgo está calculado como el número de mujeres que se separan durante un año dado (el intervalo) dividido por el número de mujeres (todavía) en riesgo al empezar el intervalo, incluyendo tanto a las mujeres que se separarán durante el mismo intervalo como a las mujeres cuyo cónyuge fallece durante ese intervalo. La mujer deja de estar a riesgo el año siguiente a su separación o a la defunción de su cónyuge. Una mujer que ni se separa ni cuyo cónyuge fallece durante su biografía de unión está a riesgo todo el tiempo y forma parte, por lo tanto, de la población en riesgo desde su unión hasta el momento de la encuesta.

Para el análisis del efecto de cada determinante sociodemográfico en la probabilidad de ruptura de una unión ha sido necesaria la elaboración de un fichero biográfico en tiempo discreto en el que se contabilizan los años en curso (Allison, 1984). Es decir, que ha sido diseñado con el objetivo de poder seguir los cambios, año a año, de cada mujer en unión desde el inicio de la unión hasta el momento de la encuesta (1991) o hasta el momento en que esa unión deja de existir ya sea por ruptura, ya sea por defunción del cónyuge. Para una mujer en unión, cada año constituye un año en riesgo de separación. El fichero nos permite evaluar este riesgo en cada momento (de duración anual) teniendo en cuenta las características demográficas, familiares y socioeconómicas de la mujer en ese momento de su biografía. Este aspecto es de especial relevancia, ya que, por ejemplo, permite operar con variables que cambian en el tiempo, como la presencia de hijos menores de edad en la pareja, o la ocupación de la mujer, etc.

El fichero biográfico en tiempo discreto se ha elaborado, como ya se ha mencionado, con la información aportada por todas las mujeres que estaban en primera unión durante el período 1941-1990 y que fueron entrevistadas en 1991. En total son 51.707 mujeres. De estas, 2.316 rompieron su unión, 8.742 vivieron el falleci-

miento de su cónyuge y la gran mayoría, 40.649, conservan intacta su unión en el momento en que son encuestadas. En consecuencia, el porcentaje de mujeres separadas en la ESD es de 4,5%. En términos de años-mujeres, el fichero contiene 1.206.128 registros. Cada uno representa un año en riesgo (en unión) de una mujer: si una mujer se casó en 1941 y todavía sigue en unión en el momento de la encuesta, su contribución al fichero es de 51 ($= 91-41+1$) registros (años-mujeres). En promedio, hay 23,3 registros por cada mujer en la muestra seleccionada. La tasa anual media de ruptura se calcula como el número de separaciones dividido por el número de años-mujeres: 19,2 por 10.000 por el conjunto de la muestra. Se trata de un riesgo bajo. Sin embargo, como se podrá comprobar a continuación, esta probabilidad no se ha mantenido constante a lo largo del tiempo y además puede variar mucho según las características de las uniones y de las encuestadas. Por otro lado, el riesgo o probabilidad se expresa con un número comprendido entre 0 y 1, y como se trata de una proporción, la escala logística se nos presenta como la más adecuada para el cálculo de riesgos estandarizados y para la construcción de modelos multivariados (Toulemon, 1995).

Además de las variables matrimoniales, el fichero contiene toda la información biográfica disponible en la ESD sobre la presencia de hijos menores de edad en la pareja, el nivel de educación de la mujer, su situación de ocupación, su residencia y las características sociodemográficas de sus padres. El fichero permite seguir pues, año a año, la situación y la evolución de esas características, en el caso de que éstas cambien en el tiempo. De esta manera, se pueden calcular las probabilidades de separación de las mujeres en unión a cada momento (riesgo anual) según las características consideradas cada una por separado o en conjunto. Algunas de las variables o determinantes de la ruptura de las uniones cambian a lo largo de la biografía de la unión de las mujeres (como presencia de hijos, la situación de ocupación, etc.) mientras que otras no lo hacen (como el municipio de residencia a los 15 años, la edad en la que se inició la unión, la diferencia de edad entre los cónyuges, etc.).

Dado que la propensión a la ruptura varía muchísimo en función de la duración de la unión y para que este factor no interfiera en el análisis del resto de variables, en la mayoría de los casos, se ha procedido a estandarizar esta variable. En el caso del análisis de

la influencia que tiene la diferencia de edad entre los miembros de la pareja y los diferentes niveles educativos en la probabilidad de que las mujeres rompan su unión, se ha hecho, además una estandarización controlando la edad de inicio de la unión, ya que las diferencias de constitución de la unión están claramente interfiriendo en el nivel educativo que se asuma y en la diferencia de edad entre los miembros de la pareja.

Si para el análisis univariado de la incidencia de cada determinante en la ruptura de uniones hemos utilizado como indicador la tasa de riesgo anual de ruptura, para proceder a un análisis multivariado de estos determinantes se utilizará la regresión logística, que nos proporcionará las probabilidades de ruptura relativas de cada determinante. La regresión logística utiliza una variable independiente dicotómica, que indica si hay o no una ruptura en un año dado: el año de separación se indica con un «1», los otros años con un «0». Como la variable a explicar es una proporción, la escala logística es la ideal para las proporciones, porque asegura que los resultados estén siempre contenidos entre el 0 y el 1 (Toulemon, 1995). La función estimada por la regresión logística, según el criterio de máxima verosimilitud, es

$$\text{Probabilidad (ruptura)} = 1 / (1 + \exp(-(b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_pX_p))),$$

donde los b son los coeficientes estimados por la regresión y los X son las variables explicativas (o covariables) que pueden ser fijas en el tiempo o pueden cambiar con él. La función estimada es lineal sobre los *logits* de las proporciones. El *logit* se define como el logaritmo natural de $p/(1-p)$, donde p es una proporción. Los coeficientes corresponden a los *log-odds* (o distancia logística) y su exponencial a los *odds-ratios* (o ratios de las propensiones) (Toulemon, 1995).

Finalmente cabe mencionar que la ESD plantea algunas limitaciones, tanto en relación al fenómeno en estudio como en relación a la metodología utilizada. En primer lugar, las historias matrimoniales son incompletas. Las preguntas relacionadas con las uniones no permiten conocer la fecha de matrimonio, sino sólo la fecha de inicio de la unión. Las consecuencias son que, por una parte, no podemos estudiar las rupturas de matrimonios en relación a la fecha del matrimonio mismo. Por otra parte, no podemos estudiar los efectos de la cohabitación prematrimonial sobre las rupturas de

matrimonios. En segundo lugar, la fecha de los acontecimientos normalmente aparece a escala anual y esto constituye un factor de imprecisión en los cálculos de la tasa de riesgo, sobre todo en lo que se refiere a determinar el orden de sucesión de los eventos y las relaciones causa/efecto que podrían establecerse entre ellos.

Resultados y discusión

a) Análisis univariado de los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones por promociones de unión

En demografía, los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones más analizados en la literatura especializada hacen referencia a aquellos que hemos agrupado como familiares, especialmente los que son definitorios de las características de la unión. Empezaremos por exponer los resultados del análisis de los determinantes que se consideran más significativos de este grupo. Como veremos enseguida, excepto en el comportamiento de la variable edad y calendario de los hijos, la mayoría de estas variables actúan en España en el sentido esperado, es decir, según las pautas que otros estudios han puesto de manifiesto como propias de la sociodemografía del divorcio de otros países con niveles de ruptura mucho más elevados que en España (Roussel et al. 1983; Bumpass et al. 1991; Tzeng, 1992). Se ha creído importante presentar también los resultados que hacen referencia a la única variable de tipo contextual contemplada en el análisis univariado: el tiempo histórico, sobre todo por lo reciente de la aprobación de ley del divorcio en España y por considerarla como el primer paso de la normalización del fenómeno. Pero son los factores de tipo individual definitorios del estatus social, en concreto los analizados en este apartado hacen referencia al nivel educativo,⁵ los que actúan de un

5 El determinante de la actividad laboral de la mujer es, por supuesto, crucial en la explicación de la propensión a la ruptura de la unión de las mujeres en España y en la cuestión de la «democratización del fenómeno», pero dado que este es uno de los temas más difícil de explorar con los datos de la *Encuesta Sociodemográfica*, no se ha avanzado hasta muy recientemente en esta línea y los resultados expresan la complejidad del análisis y la necesidad de una exploración todavía mayor (ver Solsona y Houle, 1999). En esta ocasión, se ha contemplado exclusivamente la variable ocupación en el análisis multivariado.

modo diferente en España que en esos otros contextos donde el fenómeno está mucho más extendido. Es decir, en España, al igual que ocurre en Italia, son las mujeres de mayor nivel educativo las que muestran mayores probabilidades de romper la unión. El análisis por promociones de unión nos servirá para constatar si los determinantes sociodemográficos de las rupturas actúan de modo diferencial en las promociones más recientes y, para, por tanto, despejar la incógnita de si el efecto de selección social de las mujeres que van a protagonizar una ruptura se está reduciendo y hay otras variables ahora más determinantes.

La duración de la unión

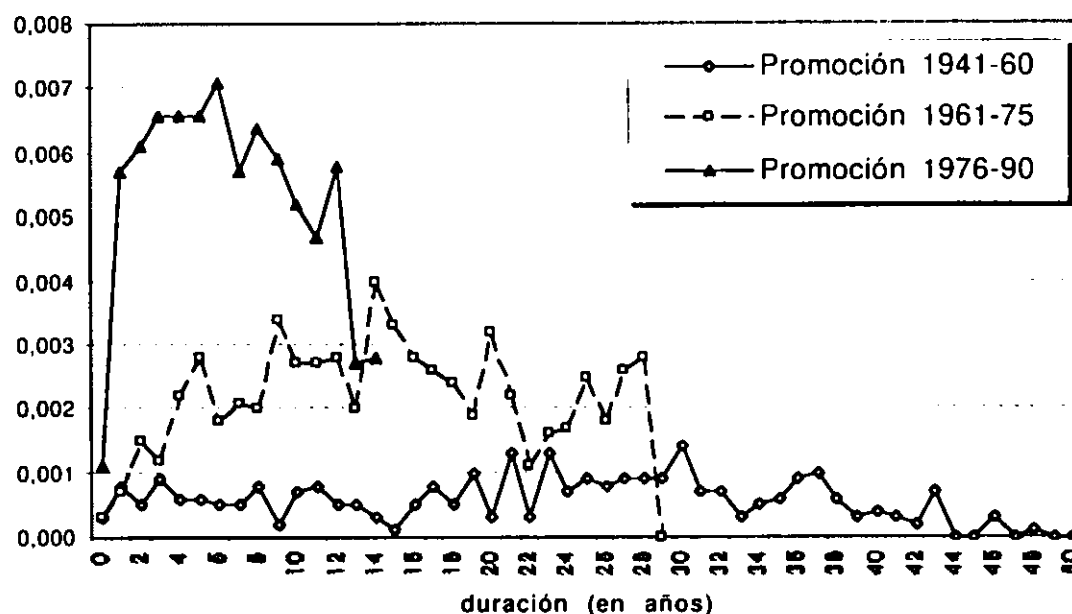
La duración de la unión es una variable explicativa de la propensión a la ruptura de una unión de primer orden. En la primera promoción de uniones observadas, las formadas en el período 1941-60, la duración de la unión no parece tener ningún efecto en la determinación de las probabilidades de la ruptura, ya que éstas se mantienen muy bajas a cualquier duración. Sin embargo, para las promociones de 1961-75, la duración inicia un patrón de comportamiento que la tercera promoción, la de las formadas en el período 1976-90, concreta y acentúa. En este patrón las tasas aumentan desde niveles medios hasta niveles que alcanzan su máximo a la duración 5-9 años y a partir de la duración 10-14 ó 15-19, inician un descenso (gráfico 1).

Este patrón de ruptura según duración, observable nítidamente en la última promoción, es el mismo que el registrado en países como Suecia, Inglaterra-Gales, Finlandia, Dinamarca, Bélgica, Países Bajos y Francia, en los cuales la frecuencia del fenómeno es mucho más alta que en España (Roussel et al., 1983).

La edad en la formación de la unión tiene una relación negativa muy bien definida con las rupturas de las parejas: cuanto más jóvenes se casan las mujeres, más alta es la tasa de ruptura de sus uniones. Esta relación negativa es generalmente muy fuerte, tanto cuando se observa aisladamente como cuando se hace teniendo en cuenta el efecto de otras variables (Castro y Bumpass, 1989). Ha sido observada en países tan diferentes como Italia (De Rose, 1992), Canadá (Le Bourdais y Neill, 1998) o Estados Unidos (Castro y Bumpass, 1989). El caso de España no es ninguna excepción, aun-

GRÁFICO 1

*Probabilidad anual de ruptura según la duración de la unión,
por promoción de unión (mujeres)*



FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991
Edad a la que se constituye la unión

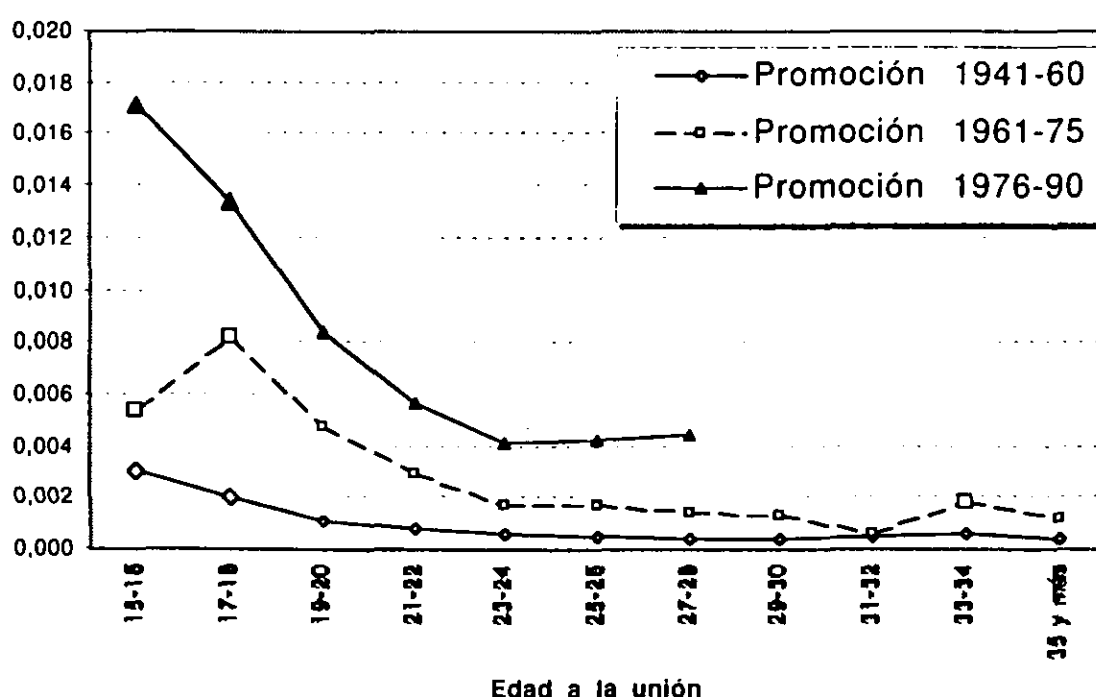
que presente unas características específicas. En la literatura se aducen distintas razones asociadas a la idea de precocidad o precipitación para dar cuenta de esta relación negativa. Se argumenta que pueden tratarse de uniones forzadas por un embarazo no deseado, o de uniones en las que la precocidad lleva asociada un conocimiento deficiente del cónyuge con el que se ha formado la unión, también se arguye que pueden caracterizar situaciones en las que se ha accedido a la unión con falta de madurez para afrontar la vida en común o, finalmente, en que la falta de recursos económicos, educativos y emocionales sea más frecuente que en uniones formalizadas a edades más avanzadas.

En el gráfico 2, presentamos las tasas de ruptura según la edad a la primera unión para las tres promociones de unión, a duración de unión comparable (riesgos estandarizados por las duraciones). De entrada, vemos como las diferencias de riesgo entre las promociones se mantienen para cada edad a la unión. De una promoción a la otra, el patrón de ruptura según la edad a la unión es muy parecido y esto sugiere que no hay cambios importantes de cómo

actúa esta variable en el tiempo. En las uniones más antiguas y en las constituidas más recientemente, la tasa de ruptura es más alta a edades jóvenes y va disminuyendo hasta las edades medias de formalización de la primera unión (entre 23 y 25 años) y a partir de estas edades, el riesgo se mantiene estable.

GRÁFICO 2

*Probabilidad anual de ruptura según la edad a la primera unión,
por promoción de unión (mujeres)
valores estandarizados por la duración de la unión*



FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991
Diferencia de edad entre cónyuges

Los resultados de los trabajos especializados que incluyen esta variable de estudio para explicar el divorcio no son siempre muy claros, e incluso pueden llegar a ser contradictorios (Tzeng, 1992). En general, se considera que la diferencia elevada de edad entre los cónyuges, sobre todo cuando la mujer es mayor que el hombre, vista como uno de los aspectos de heterogamia de las parejas, puede ser fuente de conflicto e inducir, eventualmente, a la ruptura de la pareja, o que esa heterogamia puede generar menos consensos dentro de la pareja que en el caso de una unión homogámica (Bumpass, Castro Martín y Sweet, 1991:34, Tzeng, 1992:609).

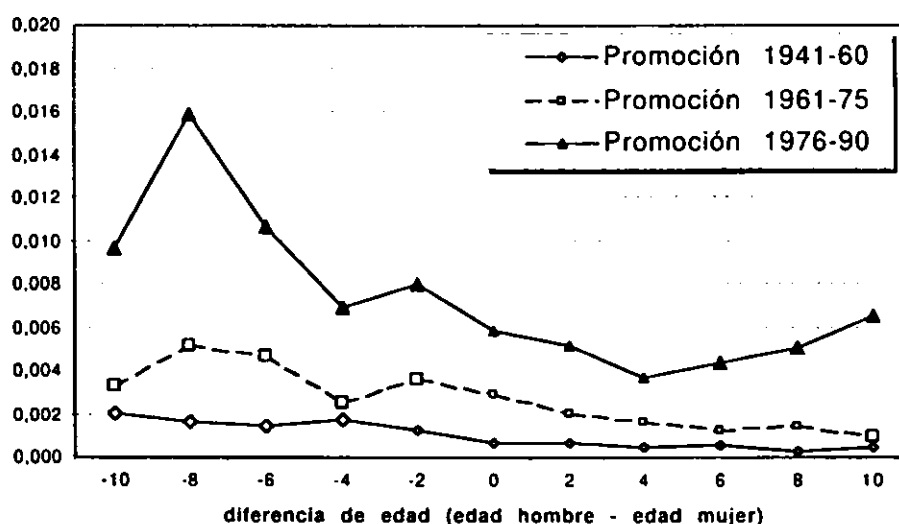
El gráfico 3 se presentan las tasas de ruptura según la diferencia de edad entre cónyuges, a duración de unión y edad a la primera unión comparables.⁶ De nuevo se constatan las diferencias de niveles por promociones. Los patrones de riesgo según la diferencia de edad son parecidos entre las promociones, si bien más nítidos en la última, que presenta las tasas más altas. Los riesgos son más elevados cuando la mujer es mayor que el hombre, cuando no se sigue la «norma» jerárquica propia de las sociedades patriarcales según la cual él es mayor que ella. En el caso de España, no hay ninguna duda respecto al sentido del efecto de la diferencia de edad entre cónyuges sobre la tasa de ruptura. Éste es un resultado que ya habíamos observado en trabajos anteriores (Houle i alt., 1999), y que aquí se confirma más adecuadamente (desde el punto de vista metodológico). En la última promoción, se observa, además, que cuando la diferencia de edad a favor del hombre se hace excesiva según la «norma», también se incrementan las mujeres sus probabilidades de ruptura de las uniones.

GRÁFICO 3

Probabilidad anual de ruptura según la diferencia de edad entre cónyuges, por promoción de unión (mujeres)

valores estandarizados por la duración y la edad a la unión

(los valores de diferencia de edad son agrupados por 2. Pero 0=-1,0 y 1; -10=-10 y menos; 10=10 y más)



FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991

6 El efecto de esa variable, como se pudo comprobar en el estudio de Bumpass, Castro y Sweet (1991), es mucho más significativo una vez controlada la edad a la unión, porque en las uniones donde la mujer es mayor que el hombre aparecen sobre-representadas las mujeres casadas a edades más elevadas.

La presencia y edad de los hijos

Hasta la década de los 50 se pensaba que la relación entre la presencia de hijos y el divorcio era negativa y que, por tanto, la presencia de hijos reducía la propensión al divorcio (Cherlin, 1977). El lema «los hijos unen», pareció mantenerse en vigor hasta que en el contexto de los 50, los datos empezaron a evidenciar la reducción de esas diferencias. Más tarde Cherlin (1977) demostró que la presencia de hijos sólo reduce la probabilidad de que la unión se disuelva mientras los niños se encuentran en edades preescolares.

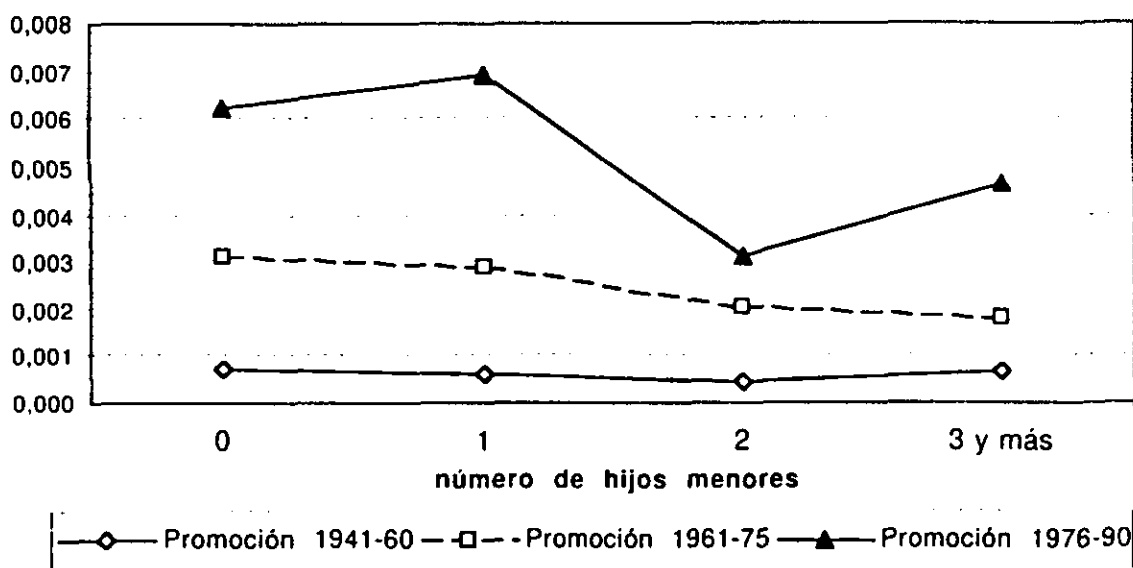
Toulemon (1994) y Andersson (1997) estudiaron el efecto combinado de la presencia y la edad de los hijos sobre la propensión al divorcio en Francia y Suecia respectivamente. Observaron que las uniones sin hijos se rompen con más frecuencia que las uniones con hijos y que esta diferencia era sobre todo importante en los primeros 10 años de la unión. En este trabajo se constataba también que, más que la presencia de un hijo, lo que «protegía» a la familia del divorcio es la presencia de un hijo pequeño. Durante el embarazo y el nacimiento de un hijo, los riesgos de divorcio eran muy bajos pero aumentaban rápidamente a medida que el niño cumplía años.

Al abordar el análisis de cómo este determinante actuaba en las probabilidades de ruptura de las uniones en España se tuvo en cuenta el efecto combinado tanto de la llegada de los hijos, es decir, de su presencia, como el de la edad que éstos tuvieran en el momento de la ruptura. Se calcularon los riesgos estandarizados para las diferentes duraciones de la unión con la finalidad de neutralizar el efecto perturbador de la duración, observando únicamente a las mujeres que constituyeron su unión antes de los 35 años de edad y que convivieron durante menos de 20 años.

Pero veamos en primer lugar el efecto de la presencia de hijos menores (de menos de 18 años de edad) en las probabilidades de ruptura sin tener en cuenta su edad. Los resultados, además de concordar hasta cierto punto con los de Toulemon y Andersson, lo hacen con los encontrados en Italia en el estudio de De Rose (1992) sobre las rupturas de matrimonios. En este país la probabilidad de ruptura es muy alta cuando no ha habido ningún nacimiento. Con la llegada del primer hijo, ésta se reduce notablemente. Pero es sobre todo con la llegada del segundo nacimiento, cuando más se reduce esta propensión.

GRÁFICO 4

Probabilidad anual de ruptura según el número de hijos menores por promoción de unión (mujeres)*
valores estandarizados por la duración de la unión



* Mujeres unidas antes de los 35 años que convivieron durante menos de 20 años.

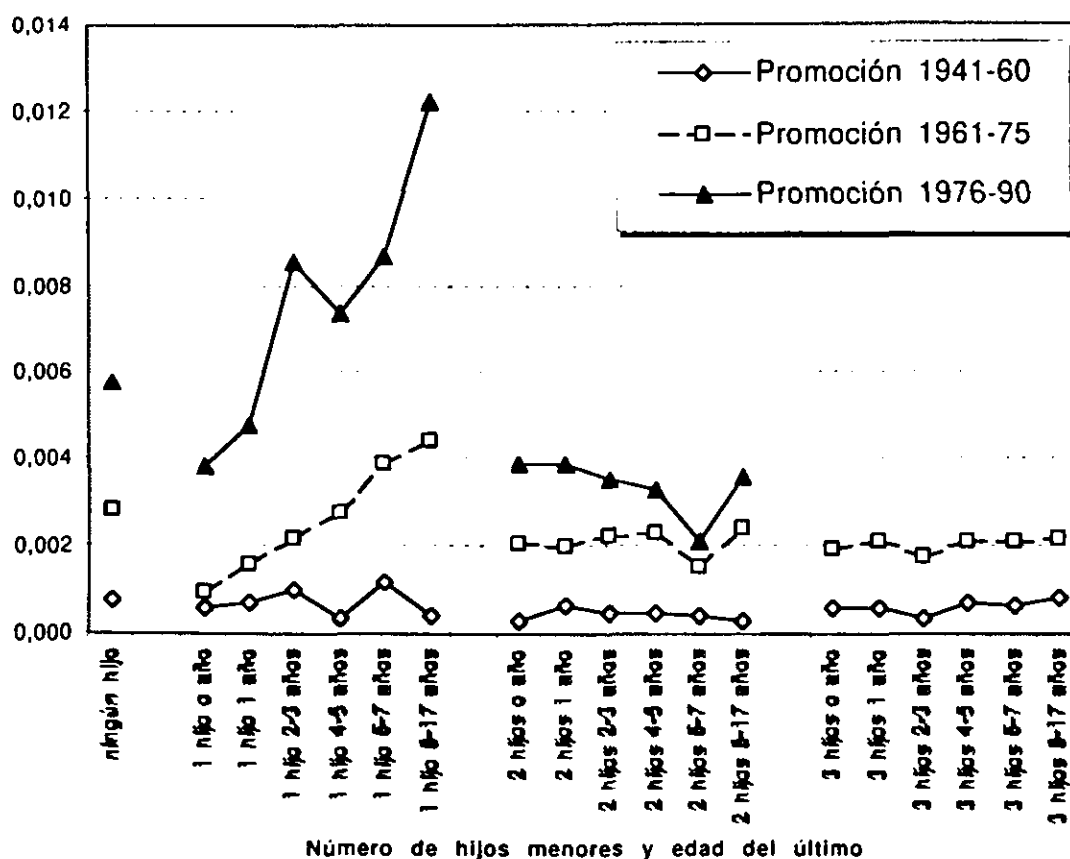
FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991.

En el gráfico 4 observamos esta variable. Restringiéndonos al primer grupo de promociones, se observa que no existe ningún efecto del número de hijos menores en la probabilidad de disolver la unión. El hecho de que las rupturas del primer grupo de promociones estén muy distribuidas entre las diferentes duraciones repercute en esta ausencia de efecto. El efecto del número de hijos menores como determinante de la ruptura empieza a ser evidente a partir del segundo grupo de promociones (1961-75) y conforma un modelo de dos características: por un lado, altas tasas de ruptura ante la ausencia de hijos o la presencia de un solo hijo menor; y, por otro lado, riesgos relativamente más bajos ante la presencia de dos hijos menores o tres y más hijos menores. El paso de no tener hijos a tener uno afecta poco el riesgo en el grupo de promociones 1961-75 y lo sube, también de manera poco significativa, en el grupo de promociones más recientes. Sin embargo el paso de tener un hijo a tener más si que produce una reducción importante de los niveles de riesgo.

Se obtiene otra imagen muy distinta de cómo afecta la variable hijos en las probabilidades de ruptura de las uniones cuando se hace intervenir de manera combinada el número de hijos y la edad de éstos (gráfico 5). Exceptuando el primer grupo de promociones, en el que no se detecta ningún efecto, se constata que más que el hecho de tener un hijo, lo que tiene más impacto sobre la tasa de ruptura de la unión es el nacimiento y los primeros años de vida del hijo. Esto ya fue señalado por Toulemon al estudiar el caso francés (Toulemon, 1994). En los dos últimos grupos de uniones se dibuja un modelo en el que la ausencia de hijos en el seno de la unión está asociado a una alta tasa de ruptura. Con el nacimiento del primer

GRÁFICO 5

Probabilidad anual de ruptura según el número de hijos menores y la edad del último hijo, por promoción de unión (mujeres)*
valores estandarizados por la duración de la unión



3 hijos = 3 o más hijos

* Mujeres unidas antes de los 35 años que convivieron durante menos de 20 años

FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991

hijo disminuye considerablemente respecto a la de la situación anterior, pero a medida que el hijo va creciendo, y siempre en edades infantiles, las probabilidades de ruptura van aumentando considerablemente, llegándose al máximo cuando los hijos son de 6-7 años de edad. Cuando acontece el segundo nacimiento, las tasas bajan considerablemente y se mantienen sin apenas alterarse cuando nace el tercer hijo. De manera que el efecto de la edad de los hijos es mucho menos visible a partir del segundo hijo. Cabe mencionar el efecto de selección que podría estar produciéndose: las uniones que no se disuelven podrían tener preferencia por un tamaño de familia mayor, mientras que aquéllos que tienen relaciones difíciles, necesariamente postergan o se mantienen en una familia de hijo único.

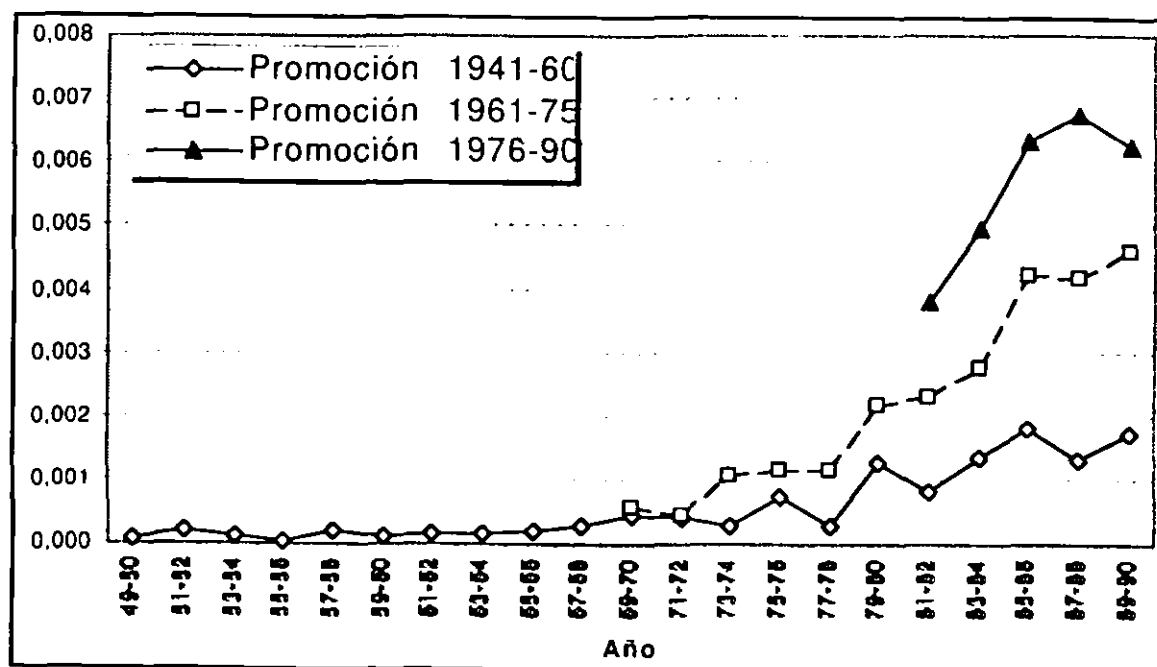
El tiempo histórico

Con el fin de observar cómo ha afectado el tiempo histórico en la determinación de los niveles de ruptura, se presenta un gráfico (gráfico 6) representando los riesgos de ruptura por promociones. Las probabilidades se han estandarizado por duración de la unión según el año en que se produjo la ruptura, ya que tal como se ha comentado, éstas se ven afectadas de forma diferente por las distintas duraciones.⁷ El aumento de la tasa de ruptura a lo largo del tiempo histórico es visible en todos los grupos de promociones, incluso en el primero, que también está afectado por los cambios políticos y sociales. En efecto, en este gráfico identificamos un efecto de período hacia los años 1977-1979 aproximadamente, en que todas las promociones parten de una tasa muy parecida y baja para, a partir de entonces, experimentar un aumento muy rápido e intenso. En la igualdad de niveles entre los tres grupos de promociones durante el período 1977-79, vemos una expectativa y una espera en la toma de decisión ante la forma de resolución que tomaría la legislación referente a las rupturas matrimoniales en aquellos años de inicio de la Transición Democrática.

7 Sobre el método de estandarización utilizado, ver Hoem (1991) y Toulemon (1992).

GRÁFICO 6

*Probabilidad anual de ruptura según el año de la separación,
por promoción de unión (mujeres)
valores estandarizados por la duración de la unión*



FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991

Otros estudios han tratado de analizar en otros países la relación que se establece entre las modificaciones o innovaciones legislativas en materia de divorcio y la evolución de la intensidad del fenómeno (Commaille i altr., 1983; Stateson, G i Wright, 1975). Para el grupo de países europeos analizados los resultados indicaban que los cambios legislativos podían haber acelerado la evolución de los indicadores de divorcio pero en ningún caso ser la causa de dicha evolución. En el caso de España, no se trataba de una modificación de la ley sino de su introducción y su efecto en la evolución del divorcio fue, como cabría esperar, importante, ya detectable en el año inmediatamente anterior a su promulgación.

El nivel educativo

Éste es un determinante importante de las rupturas de uniones. El nivel educativo determina en gran parte la edad a la que se establece la unión, ya que muchas mujeres empiezan los períodos

productivos y reproductivos después de haber finalizado el período de estudio. Además, tanto la duración de la unión como el nivel educativo, pueden ser considerados unos determinantes importantes en el proceso de inserción en el mercado laboral y en las condiciones socioeconómicas que se derivan de la participación en dicho mercado. Por lo tanto, este factor juega, sin lugar a dudas, un papel importante no sólo en el contexto en que se genera la decisión de una ruptura, sino también en los posibles escenarios que los individuos separados tendrán que afrontar posteriormente.

Esta característica ha sido tratada como una variable que cambia a lo largo de la biografía de las mujeres, si bien, con posterioridad a la formación de la unión y por las razones previamente argumentadas, los cambios del nivel educativo son despreciables cuando se opera con grandes categorías de niveles de educación.

Los cuatro niveles educativos contemplados son: «sin diploma», «con diploma primario», «con diploma secundario» y «con diploma universitario» y se ha considerado necesario estandarizar los riesgos tanto por duración de la unión, para permitir la comparaciones de las probabilidades de ruptura de los tres grupos de promociones, como según la edad a la que se formalizó la unión, ya que, como hemos argumentado, las diferentes edades a la unión esconden de hecho diferencias de niveles educativos.

GRÁFICO 7

*Probabilidad anual de ruptura según el diploma y la duración de la unión
por promoción de unión (mujeres)
valores estandarizados por la edad a la unión*

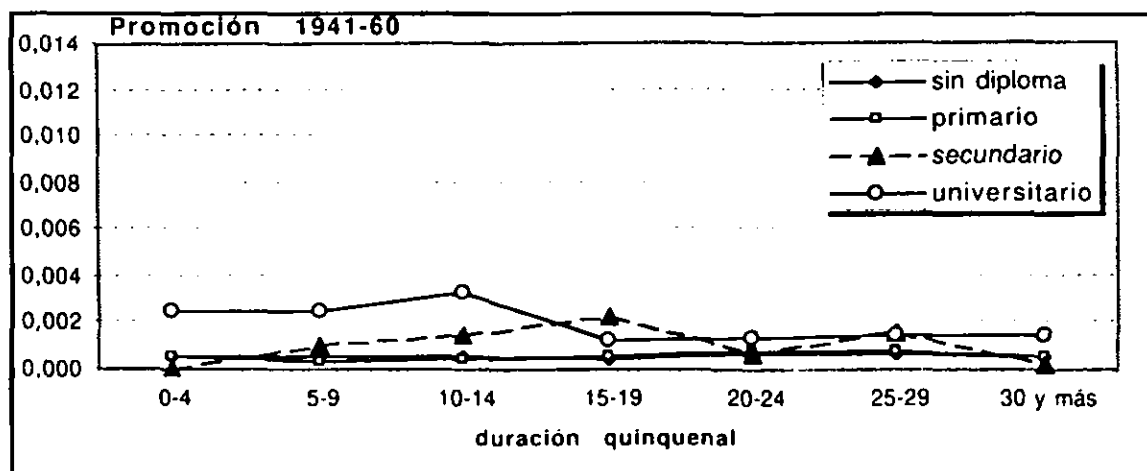
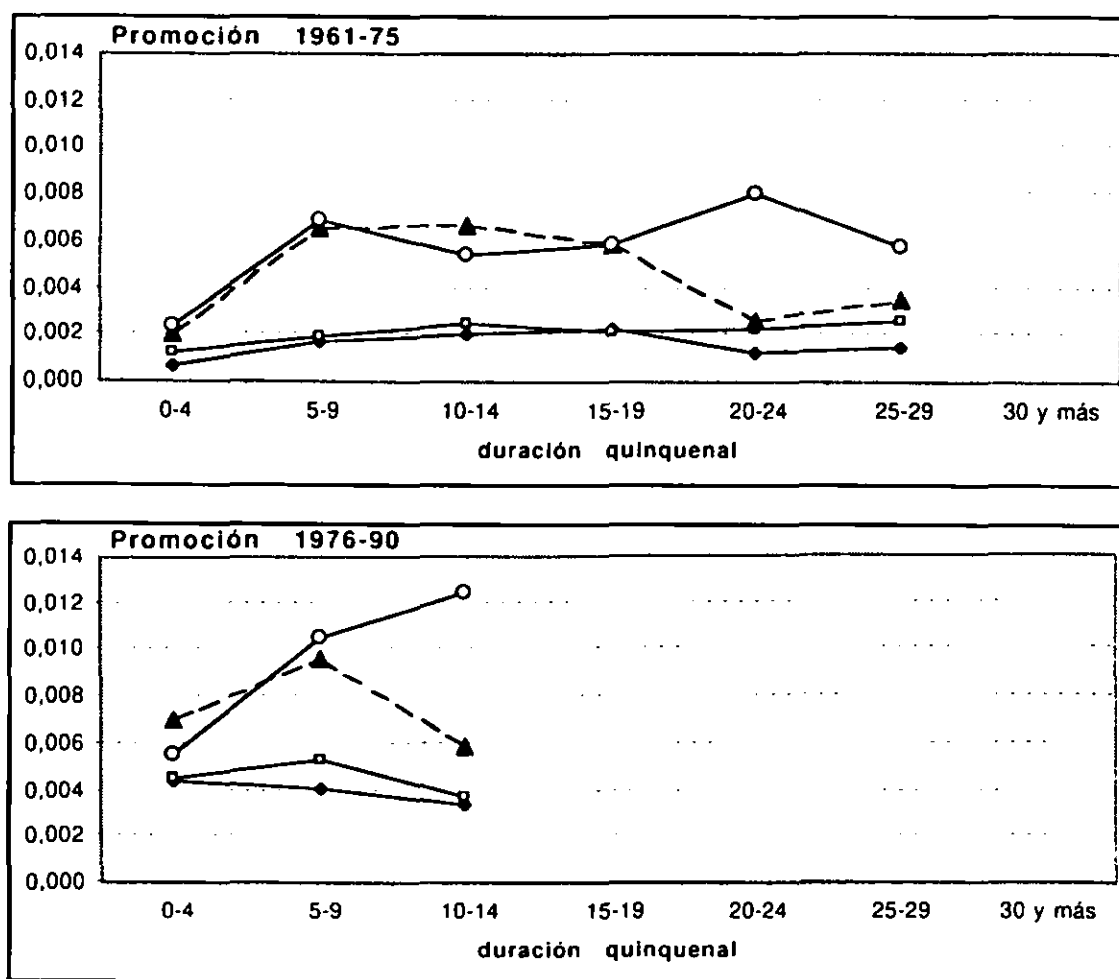


GRÁFICO 7 (continuación)



FUENTE: INE, Encuesta Sociodemográfica, 1991

El resultado muestra que la influencia de este determinante en el divorcio se traduce en una relación positiva: a más educación, más alta es la probabilidad de ruptura; y en las promociones anteriores a 1975, la diferencia la marca claramente el haber completado los estudios secundarios. El sentido de esta relación es una especificidad de España y de países como Italia (Barbagli, 1990; De Rose, 1992) en los que los niveles de ruptura de las uniones son comparativamente bajos. En Estados Unidos, Canadá, Gran Bretaña, Suecia, Noruega, Finlandia, Alemania, Suiza o Australia, donde el fenómeno se encuentra más extendido, la educación no está relacionada positivamente con el divorcio (Castro y Bumpass, 1989; Barbagli, 1990; Blossfeld, Hans-Peter, Jan Hoem, Alessandra De Rose y Götz Rohwer (1995); Blossfeld, 1991; Hoem, 1997; Le Bourdais y Neill, 1998).

Como en el resto de las variables estudiadas, la promoción de uniones más antigua considerada, en la que los niveles de ruptura son tan bajos, no muestra grandes alteraciones en las probabilidades de ruptura de unión según el nivel de instrucción: sólo las universitarias presentan mayor propensión a la ruptura en los primeros grupos de duración considerados. En cambio, en los dos grupos de promociones siguientes, las uniones de mujeres que han realizado estudios universitarios o de nivel secundario presentan probabilidades de ruptura de la unión más elevadas que las mujeres con nivel de instrucción inferior y ello se observa a cualquier duración de la unión, si bien con diferencias menores en los primeros y en los últimos grupos de duración (gráfico 7).

Respecto al interrogante planteado en relación a la democratización del divorcio en España, el gráfico muestra que sigue siendo un fenómeno que selecciona a los grupos de instrucción superiores pero que las diferencias relativas disminuyen. De una promoción a otra, es decir, de la de 1961-75 a la de 1976-90, las probabilidades de ruptura incrementan en las mujeres de todos los niveles de instrucción, pero más en las de niveles bajos. Por tanto, a la luz de las tendencias más recientes, el incremento de la ruptura se ha producido a expensas del aumento de las tasas que han protagonizado las mujeres con niveles educativos más bajos, al tiempo que se mantienen altas las tasas de ruptura propias de los niveles educativos medio y universitario. Este resultado nos conduce a la idea de que el incremento de la ruptura se ha producido por la difusión de comportamientos que anteriormente estaban restringidos a un perfil más específico de individuos. Se detectan así síntomas de una cierta «democratización» del fenómeno.

b) Análisis multivariado de los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones por promociones de unión

El análisis multivariado de los determinantes sociodemográficos de las rupturas de las uniones va a permitir señalar cuál es la incidencia de cada determinante en la propensión a la ruptura en las tres promociones de unión consideradas, teniendo en cuenta el efecto del resto de determinantes incluidos en cada modelo de análisis. Es decir, se captará el efecto neto de cada variable. Por otro lado, el análisis multivariado realizado presenta otro rasgo que también enriquece el análisis y supone, por tanto, otro avance res-

pecto al univariado presentado: la inclusión de nuevos determinantes o variables.

Se han considerado tres nuevas variables de tipo contextual que ayudan a definir el origen social de la mujer: la clase socioeconómica del padre (alta, media alta, media baja, baja), el precedente o no de divorcio paterno y, finalmente, el tamaño de municipio de residencia cuando las mujeres tenían 15 años, considerándolo como municipio de socialización. La ampliación de los determinantes de tipo contextual permite acercarnos más a la cuestión de la «democratización» o «normalización» del fenómeno. La hipótesis de partida era que en un espacio social en el que la ruptura no está normalizada, este tipo de determinantes contextuales y, podríamos decir, «impuestos», tendrán un fuerte impacto determinante en la selección de la población femenina susceptible de experimentar un divorcio.

Otra de las variables incluidas en el análisis multivariado no considerada en el univariado hace referencia a una característica de la unión: si es una unión matrimonial o de tipo consensual. Esta es una variable que la literatura demográfica constata que está relacionada positivamente con la ruptura de las uniones, pero dados los inconvenientes de la encuesta para tratar esta cuestión⁸ y que los niveles de cohabitación en España son muy bajos, no se ha creído necesario su consideración en el análisis univariado. Finalmente, en el grupo de características individuales tenidas en cuenta, se ha añadido la situación de ocupación de las mujeres en el momento de la encuesta.⁹

Pero antes de dar paso al análisis de las probabilidades relativas, resultado de la regresión logística, se presentan en la tabla 2 las tasas anuales medias de riesgo de ruptura de una unión según cada una de las variables consideradas y, además, los totales de años vividos por las mujeres en unión en la situación señalada por cada variable desde el momento de constitución de la unión hasta el momento de la ruptura de la misma o, en su caso, de la encuesta. El efecto bruto (no estandarizado) de tener padres de clase social alta, separados o divorciados, de haberse socializado en un medio urbano, de

8 Tales inconvenientes han sido referidos en el apartado metodológico.

9 Ver nota 5.

estar en una unión consensual y de ser ocupada es positivo sobre la probabilidad de ruptura. Las otras variables, como el nivel de educación o la edad a la primera unión, actúan en el sentido esperado a la luz de los resultados ya expuestos. Por otro lado, en términos absolutos, las probabilidades de ruptura se incrementan de una promoción a otra en cada categoría de variable que se considere y las diferencias de probabilidades de ruptura entre los valores que asume cada variable también toman la misma dirección en cada promoción.

Ahora bien, una herramienta más útil para dar sentido a las diferencias de los determinantes de las rupturas por cohortes de unión es examinar las probabilidades relativas resultantes de la regresión logística, en la que se enfatizan los efectos de cada determinante teniendo en cuenta todos los demás. En la tabla 3 se presentan estas probabilidades relativas para cada promoción de unión según dos modelos analíticos. El Modelo 1 incluye exclusivamente las variables consideradas en el análisis univariado y el Modelo 2, incluye, además, las cinco nuevas variables mencionadas.

Los resultados del Modelo 1 confirman con matices los del análisis univariado. La conformación de un modelo en el que las probabilidades de ruptura de las uniones son más elevadas en la duración 5-9 años, sólo es claramente perceptible en la segunda promoción, mientras que en la tercera se desdibuja y en la primera no lo es. En el caso del tiempo histórico se reafirma la importancia de los tiempos recientes y también el impacto de la ley del divorcio. La precocidad de la constitución de la unión, por otro lado, también confirma su efecto: las probabilidades de ruptura de las uniones formadas a edades inferiores a los 20 años triplican, multiplican por 4 y duplican respectivamente en cada promoción las constituidas a partir de los 26 años respectivamente. Tampoco hay duda respecto al sentido del efecto de la diferencia de edad entre los cónyuges sobre las probabilidades de ruptura, es decir, que cuando éstas se alejan en mayor medida de la «norma» impuesta en las sociedades patriarcales, mayor propensión hay a que la unión se rompa. Pero, ahora, puede confirmarse mucho más claramente que este efecto disminuye con el tiempo, de una promoción a la siguiente. Respecto a nivel educativo, en términos de probabilidades relativas se aprecia, de la promoción de uniones más antigua a la más reciente, que las diferencias entre niveles educativos disminuyen. Respecto a las sin diploma, las universitarias de la promoción de uniones de 1941-

60 multiplicaban por dos las probabilidades de que su unión se rompa mientras que las universitarias de la última promoción sólo la doblan. Respecto a la variable de presencia y edad de los hijos, se confirma así mismo que lo que tiene más impacto en la reducción de la tasa de ruptura de las uniones en todas las promociones es el nacimiento y los primeros años de vida de un niño en el caso de un solo hijo. Por último, si a través del análisis univariado parecía que las bajas probabilidades de ruptura de las uniones de la primera promoción se repartían aleatoriamente, la finura del análisis de regresión logística permite comprobar como los determinantes sociodemográficos de las rupturas de estas promociones actúan en el mismo sentido que en las promociones más recientes.

El Modelo 2 enriquece los resultados al incluir en el análisis nuevas variables. Al estudiar el efecto de la categoría socioeconómica del padre, resalta con claridad la relación positiva entre la ruptura y el hecho de haber pertenecido a una familia de la clase socioeconómica alta en las tres promociones: en la última las probabilidades de ruptura de la unión de las mujeres cuyo padre era de categoría socioeconómica alta eran un 65% más altas que las que tenían un padre situado en la base de la pirámide social. Sin embargo, en esta última promoción (1976-1990), se observa una generalización de las rupturas en las otras clases sociales, especialmente en la «media alta» y, en una proporción menor, incluso, en la «media baja» también.

La variable de precedencia de divorcio paterno juega a lo largo del tiempo un efecto cada vez más selectivo, contrariamente a lo que hemos visto que sucede en la mayoría de las variables. Efectivamente, para las primeras promociones, el hecho de haber tenido padres divorciados no parece jugar ningún papel significativo una vez tenido en cuenta el efecto de las otras variables. Sin embargo, para las promociones más recientes se evidencia un efecto positivo, siendo los riesgos relativos de experimentar un divorcio de alrededor de 2 veces más grandes para las mujeres que son hijas de padres divorciados respecto a las que no lo son.

Por lo que se refiere al tamaño del municipio de residencia a los 15 años del sujeto, lo que más destaca es el sentido positivo de la relación del riesgo con el número de habitantes. El sentido de esta relación se manifiesta con cierta regularidad a lo largo del tiempo, aunque, si bien se puede afirmar que las formas urbanas de vida se hacen difusoras de los comportamientos nuevos, este efecto de difu-

sión se va reduciendo con el tiempo, especialmente en las dos últimas promociones.

Por último, un tipo de unión consensual¹⁰ y una situación laboral de ocupación favorecen las probabilidades de ruptura de la unión.

En relación a las probabilidades relativas de las variables ya incluidas en el modelo 1, resulta interesante comparar los resultados de dichas probabilidades en el Modelo 1 y el Modelo 2, porque puede detectarse el efecto de la interacción entre variables. Un caso paradigmático es lo que ocurre con la variable educación, que reduce considerablemente su efecto en el Modelo II al introducir nuevas variables. Probablemente, dicha variable sufre una fuerte interacción con la condición de actividad o ocupación y, quizás también, con la clase socioeconómica del padre. Es decir, el efecto de la educación sobre las probabilidades de divorcio dependería de la situación de ocupación.

El tema de la actividad laboral como variable «proxy» de la independencia económica de la mujer, parece ser fundamental en nuestro contexto, dada la ausencia de ayudas del Estado a las mujeres en esta situación y la falta de servicios públicos de cuidado de la población dependiente. Ahora bien, los avances realizados últimamente en esta línea,¹¹ señalan que la cuestión de la independencia económica es un tema complejo, y por ello los resultados obtenidos en relación al efecto del tipo de contrato o de relación laboral sobre las probabilidades de divorcio no son los esperados. La independencia económica va más allá de no tener o tener trabajo (Solsona y Houle, 1999).

En relación al efecto de las variables familiares de duración de la unión, edad a la unión e hijos en el caso de las dos primeras promociones, y de la variable tiempo histórico, no parece producirse ninguna interacción con las nuevas variables introducidas en el modelo pues las probabilidades relativas resultantes en el Modelo 1 y el Modelo 2 son similares. No ocurre lo mismo con la variable edad de los hijos en la tercera promoción.

10 El efecto del tipo de unión puede estar subestimado dado que la Encuesta Sociodemográfica codifica como matrimonios aquellas uniones que empezaron como uniones consensuales.

11 Ver nota 5.

TABLA 2

Probabilidad anual bruta de ruptura (por 10.000 uniones)
según diferentes variables explicativas y número de casos (años vividos)
correspondiente, por promociones de unión

		Promoción 1941-60		Promoción 1961-75		Promoción 1976-90	
Variable	categoría	Prob. anual	Casos	Prob. anual	Casos	Prob. anual	Casos
Duración de la unión #							
	0-4 años	6	103395	12	65577	51	81696
	5-9 años	5	101841	24	64198	64	51645
	10-14 años	6	100011	28	62281	46	20951
	15-19 años	6	97780	26	54832	-	
	20-24 años	8	94497	21	34226	-	
	25-29 años	8	89711	22	15313	-	
	30 y más años	6	166457	-		-	
Tiempo histórico #							
	1941-45	2	13532	-		-	
	1946-50	5	38126	-		-	
	1951-55	5	64349	-		-	
	1956-60	5	90870	-		-	
	1961-65	5	99797	3	13806	-	
	1966-70	6	97432	8	34172	-	
	1971-75	7	93626	15	55294	-	
	1976-80	7	88563	23	63358	23	16501
	1981-85	9	81649	30	61108	50	47160
	1986-90	9	85748	30	68689	64	90631
Edad a la unión							
	19 años y menos	11	157961	40	76585	75	54538
	20-25 años	6	378955	17	138526	42	73904
	26 y más años	5	216776	12	81316	47	25850
Dif. edad entre cónyuges							
	el es al menos 5 años mayor	6	243433	21	89334	58	36352
	el es 2-4 años mayor	7	256245	21	103311	51	58408
	el y ella se llevan un año	6	191036	25	80015	53	48255
	ella 2 y más años mayor	10	62978	23	23767	68	11277
Nivel de educación							
	sin diploma	6	390744	16	102449	45	27570
	primaria	6	346230	21	163752	48	79534
	secundaria	11	6204	53	16612	77	29945
	universidad	19	10514	48	13614	68	17243

TABLA 2 (continuación)

Probabilidad anual bruta de ruptura (por 10.000 uniones)
según diferentes variables explicativas y número de casos (años vividos)
correspondiente, por promociones de unión

		Promoción 1941-60		Promoción 1961-75		Promoción 1976-90	
Variable	categoría	Prob. anual	Casos	Prob. anual	Casos	Prob. anual	Casos
Hijos #							
	mujer<40 años sin hijos	7	59719	20	30682	54	41942
	1 hijo de 0-1 año	6	33565	8	21131	40	26488
	1 hijo de 2-6 años	8	38160	20	22254	86	29263
	1 hijo de 7 y más años	7	131278	39	31361	107	6033
	2 hijos	5	190318	22	104698	36	39906
	mujer>= 40 años sin hijos	4	126574	16	18532	56	2720
Clase social del padre							
	alta	10	44041	39	19638	81	12647
	media alta	6	95339	30	43862	74	24867
	media baja	8	99178	25	54792	60	40572
	baja	6	483362	17	166306	38	71157
Padres divorciados							
	no	6	752361	22	293268	53	151476
	sí	13	1331	59	3159	170	2816
Tamaño mun. a los 15 años							
	menos de 5000	4	278726	8	78920	26	29861
	5001-20000	5	168206	15	65305	41	30340
	20001-100000	7	122050	20	54915	51	33061
	más de 100000	11	179992	37	93786	76	59122
Matrimonio							
	sí	6	751452	22	295480	51	150830
	unión consensual	110	2240	139	947	248	3462
Ocupada #							
	no	5	551991	14	206445	39	79881
	sí	12	201701	41	89982	72	74411

Indica una variable que cambia con el tiempo

- Indica «sin objeto»

NOTA: Las probabilidades se calcularon a partir de los datos elevados, los casos son los observados (no elevados).

TABLA 3

Probabilidad relativas (1) de ruptura según diferentes variables explicativas estimadas por regresión logística, por promociones de uniones

<i>Promociones</i> <i>Variable/categoría</i>	<i>Módulo 1</i>			<i>Módulo 2</i>		
	<i>1941-60</i>	<i>1961-75</i>	<i>1976-90</i>	<i>1941-60</i>	<i>1961-75</i>	<i>1976-90</i>
	<i>Odd- ratio</i>	<i>Sig</i>	<i>Odd- ratio</i>	<i>Sig</i>	<i>Odd- ratio</i>	<i>Sig</i>
<i>Duración de la unión#</i>						
(0-4 años)	1		1		1	
5-9 años	0,67 *		1,24 +	0,98 **	1,22	1,05 *
10-14 años	0,53 **		0,96	0,41 **	0,98	0,73
15-19 años	0,39 **		0,71	0,29 **	0,72	-
20-24 años	0,37 **		0,51 *	0,26 **	0,57 +	-
25-29 años	0,30 **		0,50 *	0,23 **	0,57	-
30 y más años	0,18 *		-	0,15 **	-	-
<i>Tiempo histórico#</i>						
1941-45	0,03 **		-	0,02 **	-	-
1946-50	0,10 **		-	0,08 **	-	-
1951-55	0,10 **		-	0,08 **	-	-
1956-60	0,11 **		-	0,10 **	-	-
1961-65	0,15 **		0,07 **	0,14 **	0,10 **	-
1966-70	0,25 **		0,20 **	0,18 **	0,25 **	-
1971-75	0,38 **		0,33 **	0,34 **	0,37 **	-
1976-80	0,43 **		0,52 **	0,41 **	0,58 **	0,37 **
1981-85	0,74 *		0,77 **	0,68 **	0,78 *	0,80 **
(1986-90)	1		1	1	1	1
<i>Edad a la unión</i>						
19 años y menos	2,99 **		4,17 **	2,35 **	4,06 **	2,35 **
20-25 años	1,38 *		1,51 **	1,09	1,58 **	1,11
(26 y más años)	1		1	1	1	1
<i>Dif. edad entre cónyuges</i>						
(el es al menos 5 años mayor)	1		1	1	1	1
el es 2-4 años mayor	1,33		1,21 **	0,94	1,18	0,97
el y ella se llevan un año	1,41 *		1,81 **	1,15	1,41 +	1,16
ella 2 y más años mayor	2,94 **		2,14 **	1,68 **	2,97 **	1,62 **
<i>Nivel de educación#</i>						
(sin diploma)	1		1	1	1	1
primaria	0,96		1,16 **	1,14	1,01	1,04
secundaria	1,54 **		2,67 **	1,76 **	1,21 *	1,30
universidad	3,23 **		3,14 **	2,00 **	1,90 *	1,23

TABLA 3 (continuación)

Probabilidad relativas (1) de ruptura según diferentes variables explicativas estimadas por regresión logística, por promociones de uniones

Promociones Variable/categoría	Módulo 1			Módulo 2		
	1941-60	1961-75	1976-90	1941-60	1961-75	1976-90
	Odd- ratio	Sig ratio	Odd- ratio	Sig ratio	Odd- ratio	Sig ratio
Hijos#						
(mujer<40 años sin hijos)	1		1		1	
1 hijo de 0-1 año	0,84		0,40 **	0,74 *	0,82	0,42 **
1 hijo de 2-6 años	1,27		0,75	1,40	1,69 *	0,86
1 hijo de 7 y más años	0,77		1,39	1,95 *	1,19 +	1,77 +
2 hijos	0,63		0,68 **	0,62 **	0,97	0,88 +
3 y más hijos	1,01		0,67 **	0,99	1,69 *	0,91
mujer>= 40 años sin hijos	0,47		0,85	1,47	0,72	0,89
Clase social del padre						
alta				1,48 *	1,56 **	1,65 **
media alta				0,87	1,19 *	1,50 **
media baja				0,91 *	0,99	1,22 +
(baja)				1	1	1
Padres divorciados						
(no)				1	1	1
sí				0,02	1,73 *	2,31 **
Tamaño mun. a los 15 años						
(menos de 5000)				1	1	1
5001-20000				1,31	1,74 **	1,50 *
20001-100000				1,60 *	2,08 **	1,66 **
más de 100000				2,68 **	3,50 **	2,22 **
Matrimonio						
(sí)				1	1	1
unión consensual				14,32 **	3,40 **	3,65 **
Ocupada#						
(no)				1	1	1
sí				2,78 **	2,51 **	1,65 **
- 2 log verosimilitud	8662	10781	11209	7671	9504	10225
Nivel de sig. del khi2 del modelo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

(1) De hecho, es el valor del ratio de los propensiones (odds-ratio).

Aquí, los riesgos son tan bajos que no hay diferencia importante entre la probabilidad relativa y el odds-ratio.

Indica una variable que cambia con el tiempo

- Indica «sin objeto»

** Significativo a 0,01

* Significativo a 0,05

+ Significativo a 0,1

NOTA: Las probabilidades relativas se calcularon a partir de los datos elevados, los tests de hipótesis a partir de los datos no elevados.

Conclusión

A partir de algunas características sociodemográficas y de las biografías de las mujeres que en la Encuesta Sociodemográfica de 1991 habían iniciado al menos una experiencia de vida en unión, hemos analizado los determinantes sociodemográficos de rupturas de las uniones en España con el objetivo de ver si la «normalización» del fenómeno ha alterado el sentido de estos determinantes y su carácter selectivo. Con toda esta información se examina las historias de unión de hasta 50 años de duración protagonizadas por promociones posteriores a 1940 y anteriores a 1991.

Los determinantes seleccionados han abarcado diferentes dimensiones sociodemográficas de las rupturas de uniones: características contextuales, características familiares y características individuales de las mujeres. Los efectos de los determinantes se han analizado por promociones con el fin de observar la evolución de los mismos a lo largo del tiempo.

La mayoría de las variables han mostrado una clara incidencia sobre la tasa de ruptura en el análisis univariado en las tres promociones estudiadas, si bien en la primera promoción las probabilidades de ruptura parecían seguir una pauta más aleatoria. Todos los determinantes de tipo familiar (duración de la unión, edad a la que se constituye la unión y diferencia de edad de los cónyuges), a excepción de la presencia y edad de los hijos, actúan en España en el sentido que cabría esperar siguiendo las pautas que otros estudios manifiestan que se producen en la sociodemografía del divorcio de países donde los niveles que asume el fenómeno son más elevados. En cambio, el nivel educativo de las mujeres, actúa en sentido inverso al esperado, seleccionando a la población con mayor nivel de instrucción como la más susceptible de experimentar una ruptura. Cabe, decir no obstante que el carácter selectivo de esta variable se reduce en el tiempo, de una promoción a la siguiente, y se matiza cuando en el análisis multivariado se tiene en cuenta el efecto de la condición de actividad.

El análisis multivariado, por otro lado, ha introducido nuevas variables en el análisis y ha permitido matizar los resultados del análisis univariado y, sobre todo, apreciar el efecto de cada determinante en el tiempo. Cabe decir que sólo la precedencia de divorcio paterno incrementa su efecto selectivo en el tiempo y que el

tiempo histórico, la duración de la unión y la edad a la que se constituye la unión, son determinantes importantes cuyo efecto no disminuye de una promoción a la siguiente. Las variables contextuales de clase socioeconómica del padre y tamaño de municipio disminuyen su carácter selectivo de una promoción a la siguiente, al igual que lo hacen la diferencia de edad entre los cónyuges o las variables de estatus de tipo individual, como el nivel de instrucción o la condición de actividad. Finalmente, la variable presencia y edad de los hijos parece cambiar el efecto sobre las probabilidades de ruptura de las uniones en la última promoción, de forma que adquiere más importancia el número de hijos que la edad de éstos.

La observación de los determinantes cuya incidencia cambia con el tiempo parece sugerirnos un cuadro interpretativo inherente al progresivo aumento de las rupturas en España, lo cual nos permite hablar de una tendencia hacia la «normalización» del fenómeno traducida en una reducción del carácter selectivo del mismo. El tiempo histórico, la duración de la unión, la edad a la que se constituye y la precedencia de divorcio de los padres empiezan a situarse como los determinantes más selectivos de la población susceptible de experimentar un divorcio. En este sentido, lo más destacable sería la progresiva democratización de las rupturas, dado que las variables de estatus social empiezan a perder peso a medida que el fenómeno adquiere más relevancia. No se aprecia, no obstante, una inversión del sentido que toman los determinantes de estatus social (educación, condición de actividad, condición socioeconómica del padre) que iguale las pautas del divorcio a la de aquellos otros países con niveles de divorcio mucho más elevados y en los que se observa una relación negativa entre ruptura y estatus social.

Bibliografía

- Alberdi, Inés (Ed.) (1995), *Informe sobre la familia en España*, Madrid, Ministerio de Asuntos Sociales
- Allison, Paul D. (1984), *Event History Analysis*, Beverly Hills, Sage Publications.
- Amato, Paul R. (1996) «Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce», *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 58, N° 3, pp. 628-640.

- Andersson, Gunnar (1997), «The Impact of Children on Divorce Risks of Swedish Women», *European Journal of Population*, Vol. 13, Nº 2, pp. 109-145
- Barbagli, Marzio (1990) *Provando i Riprovando*. Bologna: il Mulino
- Becker, Gary (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.
- Blossfeld, Hans-Peter, Jan Hoem, Alessandra De Rose y Götz Rohwer (1995), «Education, Modernization and the Risk of Marriage Dissolution: Differences in the Effect of Women's Educational Attainment in Sweden, West Germany and Italy», en K. O. Mason y A. M. Jensen (Eds), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford, Oxford University Press.
- Bumpass, Larry, Teresa Castro Martín y James A. Sweet (1991), «The Impact of Family Background and Early Marital Factors on Marital Disruption», *Journal of Family Issues*, Vol. 12, Nº 1, pp. 22-42.
- Castro Martín, Teresa y Larry Bumpass (1989), «Recent Trends in Marital Disruption», *Demography*, Vol. 26, Nº 1, pp. 37-51.
- Commalle, i altr. (1983). *Le divorce en Europe Occidentale: la Loi et Le Nombre*. Paris: INED
- Courgeau, Daniel y Éva Lelièvre (1989), *Analyse démographique des biographies*, París, Éditions de l'INED.
- Cherlin, Andrew (1977), «The effects of Children on Marital Dissolution», *Demography*, Vol. 14, Nº 3, pp. 265-272.
- De Rose, Alessandra (1992), «Socio-Economic Factors and Family Size as Determinants of Marital Dissolution in Italy», *European Sociological Review*, Vol. 8, Nº 1, pp. 71-91.
- Hoem, Jan M. (1991), «La standardisation indirecte améliorée et son application à la divorcialité en Suède», *Population*, 46, 6, pp. 1551-1568.
- Hoem, Jan M. (1997), «Educational Gradients in Divorce Risks in Sweden in Recent Decades», *Population Studies*, Vol. 51, Nº 1, pp. 19-27.
- Houle, René, Carlos Simó, Montserrat Solsona y Rocío Treviño (1999), «Análisis biográfico del divorcio en España», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, Vol. 88, 11-35.
- Le Bourdais, Céline y Ghyslaine Neill (1998), «Are Mom and Dad Married? And Does it Matter for the Future of the Family?», Paper presented at the 1998 *Annual Meeting of the Population Association of America*.
- Monnier, Alain (1999), «La conjonture démographique», *Population*, Vol. 54, Nº 4-5, pp. 745-774
- Nash, Mary (1983), *Mujer, familia y trabajo en España, 1875-1936*, Barcelona, Anthropos Editorial del Hombre
- Solsona, Montserrat y Houle, René (1999), «Women Employment: a Determinant Factor or a Consequence of Union Disruption in Spain?»,

- comunicación presentada en el seminario de la IUSSP *Women in the Labour Market in Changing Economies: Demographic Issues*, Roma
- Solsona, Montserrat, René Houle y Carles Simó (1999), «Separation and Divorce in Spain», Gonzalez i altr. (eds) *Gender inequality in Southern Europe*. London: Frank Cass, 195-222.
- Stateson, M y Wright, G. (1975) «The effects of laws on Divorce in American States in *Journal of Marriage and Family*, august.
- Toulemon, Laurent (1992), «Population-type et autres méthodes de standardisation: application à la mesure du recours à l'avortement selon la PCS», *Population*, 47, 1, pp. 192-203.
- Toulemon, Laurent (1994), «La place des enfants dans l'histoire des couples», *Population*, 49, 6, pp. 1321-1346.
- Toulemon, Laurent (1995), *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, París, INED, Dossiers et Recherches n° 46.
- Tzeng, Meei-Shenn (1992), «The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages», *Journal of Marriage and the Family*, 54, pp. 609-619.