

**IMPORTANCIA DE LA PARTICIPACIÓN
LABORAL COMO DETERMINANTE
DEL DIVORCIO EN ESPAÑA**

Carles Simó i Montserrat Solsona

210

**IMPORTANCIA DE LA PARTICIPACIÓN
LABORAL COMO DETERMINANTE
DEL DIVORCIO EN ESPAÑA**

Carles Simó i Montserrat Solsona

210

Ponència presentada al
VII Congreso de la Federación Española de Sociología.
Salamanca, 19-22 de setembre de 2001.

Centre d'Estudis Demogràfics

2002

Resum.- El potencial de la informació retrospectiva recollida en l'Enquesta sobre Fecunditat i Família (1995) ens ha animat a realitzar una nova exploració de la participació laboral com a variable explicativa de la propensió, a Espanya, de la ruptura de la parella en les cohorts unides entre 1966 i 1999. El nostre propòsit és evaluar el poder predictiu relatiu d'aquesta variable en un model explicatiu que inclou tres dimensions: la socialització dels individus, les característiques de la unió i els recursos educatius i professionals. Els resultats són inequívocs, la participació laboral per les dones i la no participació pels homes, s'associa positivament amb la ruptura d'una unió. L'efecte net d'aquesta variable, junt amb la condició de ser cohabitant i la d'haver crescut en una gran ciutat, presenten un alt poder predictiu en el nostre model de regressió exponencial de factors determinants del divorci a Espanya.

Paraules clau.- Divorci, Determinants, Participació laboral, Espanya, FFSS.

Resumen.- El potencial de la información retrospectiva recogida en la Encuesta sobre Fecundidad y Familia (1995) nos ha animado a realizar una nueva exploración de la participación laboral como variable explicativa de la propensión a la ruptura de una unión en España de las cohortes de unión de 1966 a 1999. Nuestro propósito es evaluar el poder predictivo relativo de esta variable en un modelo explicativo que incluye tres dimensiones: la socialización de los individuos, las características de la unión y los recursos educativos y profesionales. Los resultados son inequívocos, la participación laboral para las mujeres y la no participación para los hombres, se asocia positivamente con la ruptura de una unión. El efecto neto de esta variable, junto con la condición de ser cohabitante y la de haber crecido en una gran ciudad, presentan un alto poder predictivo en nuestro modelo de regresión exponencial de factores determinantes del divorcio en España.

Palabras clave.- Divorcio, Determinantes, Participación laboral, España, FFSS.

Abstract.- The retrospective information in the Spanish Family and Fertility Survey of 1995 has an enormous potential to investigate labour participation as a explicative covariate of union dissolution. We have studied the propensity of such a determinant for the 1966-1995 union cohorts, while evaluating its relative predictive power within an explicative model including three dimensions: the socialization of the partners, their educative and professional skills and the union characteristics. The results are robust: for women being employed and for male being unemployment have a positive relationship with union break-down. The net effect of labour participation, living in a consensual union, and growing up in a large cities shows a high predictive power in our the exponential regression models.

Key words.- Divorce, Determinants, Employment, Spain, FFS

Résumé.- Grâce à la qualité de l'information rétrospective de l'Enquête Espagnole de Fécondité et Famille de 1995 nous pouvons utiliser la participation au marché du travail comme variable explicative des ruptures d'unions constituées dans la période 1966-1995. L'objectif est d'étudier le pouvoir prédictif relatif de ce déterminant dans un modèle explicatif incluant trois type de variables: la sociabilité des partenaires, les caractéristiques de l'union ainsi que les ressources éducatives et professionnelles. Les résultats sont intéressants. Être employée pour les femmes et être au chômage pour les hommes est associé positivement avec la rupture des unions. L'effet net de cette variable, le type d'union consensuelle, ainsi que grandir dans une grande ville, présentent un fort pouvoir prédictif dans notre modèle de régression exponentielle des facteurs des ruptures d'union en Espagne.

Mots clés.- Divorce, Déterminants, Emploi, Espagne, FFS.

ÍNDICE

| | |
|--|----|
| 1.- Antecedentes | 1 |
| 2.- Discusión teórica y selección de variables | 2 |
| 3.- Hipótesis | 4 |
| 4.- Datos y metodología | 5 |
| 5.- Variables | 7 |
| 6.- Discusión de los resultados | 8 |
| 7.- Reflexiones finales | 15 |
| Bibliografía | 17 |

ÍNDICE DE TABLAS

| | |
|--|----|
| 1. A.-Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995) | 11 |
| 1.B.-Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995) | 12 |
| 1.C.-Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995) | 13 |
| 2. Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995) | 14 |

IMPORTANCIA DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL COMO DETERMINANTE DEL DIVORCIO EN ESPAÑA¹

1.- Antecedentes

Este trabajo se encuadra en los estudios demográficos de las biografías (Courgeau & Lelievre, 1989). Desde esta perspectiva, contrariamente a la práctica del análisis demográfico clásico que analiza los fenómenos demográficos aislando los efectos perturbadores de otras variables, se considera que los acontecimientos demográficos, en este caso la ruptura de una unión, son el resultado de la trayectoria vital anterior de los individuos. Se asume además que estos acontecimientos no dependen únicamente de las características individuales en el momento del evento, sino del medio en el que las personas se han socializado y del contexto en el que desarrollan su vida cotidiana. Todo ello permite establecer una explicación causal del fenómeno que supera ampliamente las posibilidades de interpretación que ofrecen los estudios, descriptivos, de la demografía clásica sobre el fenómeno de las rupturas de uniones.

En estudios anteriores hemos comprobado reiteradamente que existe un efecto positivo muy claro en la propensión a la ruptura de una unión, de variables fáciles de definir y medir en los análisis biográficos porque no se modifican con el tiempo, tales como la edad temprana al casarse, las uniones de cohabitantes frente a las matrimoniales, la existencia de un precedente de divorcio de los padres, o el hecho de residir en una gran ciudad. En España, este efecto, en general, varía en función de la generación o la cohorte de matrimonio de pertenencia. Además, otras variables, como el nivel educativo, muestran fuertes disparidades territoriales (Houle *et alii*, 1999, Simó *et alii*, 2000)

Ahora bien, la medición del efecto de la participación laboral siempre nos ha resultado más escurridizo. Una razón es que ésta puede variar en el tiempo y su medición o captación en las encuestas, en la Encuesta Sociodemográfica (1991) por ejemplo, plantea desafíos metodológicos

¹ Este artículo es un paso más en una línea de investigación que iniciamos hace unos años en el Centre d'Estudis Demogràfics sobre los factores determinantes y las consecuencias del divorcio en España. Los autores agradecemos a nuestros compañeros de equipo, René Houle y Rocío Treviño el trabajo compartido y las discusiones mantenidas durante largo tiempo.

complejos para inferir si su efecto debe ser considerado como determinante o como consecuencia de la ruptura². Otra razón es que la actividad laboral es como un poliedro de muchas caras que puede provocar efectos en direcciones convergentes o divergentes. Desde la perspectiva de la mujeres, por ejemplo, trabajar como ayuda familiar no significa alcanzar autonomía económica sino reforzar la dependencia de las mujeres respecto de su pareja. La estabilidad laboral, en ciertas ocupaciones de baja remuneración no es suficiente para garantizar la autonomía económica individual (Solsona et Houle, 1999). A pesar de ello, en nuestros estudios anteriores hemos podido comprobar, *grossso modo*, que, para las mujeres, la experiencia laboral tiene un efecto positivo en la propensión a la ruptura de una unión (Solsona *et alii*, 1999). ¿Por qué entonces insistir en el tema de la participación laboral y que es lo que ofrece de nuevo la Encuesta de Fecundidad y Familia de 1995?

La FFS, que tiene un montón de inconvenientes –como el tamaño de la muestra para un estudio de fenómenos todavía emergentes como es el caso del divorcio en España; o la pobreza de las variables que pueden considerarse como explicativas del fenómeno- razón por la cual, muchos investigadores se mantienen a distancia. Pero la FFS tiene también una ventaja que conviene recordar: se puede medir la participación laboral (y el nivel educativo) de forma precisa en el tiempo, de manera que es posible conocer la situación de los entrevistados en el instante anterior a la ocurrencia de la ruptura de la unión. Procedamos a la formalización de las hipótesis antes de entrar con más detalle en el potencial de nuestros datos.

2.- Discusión teórica y selección de variables

En nuestra pretensión de aproximarnos a los factores determinantes de la propensión a la ruptura de las uniones nos centramos en tres dimensiones teóricas: el contexto de socialización de los individuos, las características de la unión y las características individuales referentes a su capital humano (estudios y ocupación). La selección de variables a incluir en cada una de estas tres dimensiones viene marcada tanto por nuestro empeño en rescatar aspectos que ilustren las desigualdades de género, como por las limitaciones de la propia Encuesta de Fecundidad y Familia (1995), en lo que se refiere al tamaño de la muestra y la información recogida en ella.

Para definir el contexto en el que se han socializado los individuos además de conocer el tamaño del municipio, hubiera sido muy útil conocer otras características de la familia de origen, como la clase social o el nivel educativo de los padres, pero la FFS no nos ofrece estos

² Véase la discusión metodológica en Solsona & Houle (1999)

datos. Por otra parte, puesto que nos proponemos explicar la incidencia de las rupturas en España, donde la frecuencia del divorcio es bastante baja en comparación con el contexto europeo, nos parece justificado contemplar por lo menos el precedente de divorcio de los padres como variable explicativa. No pretendemos abordar el tema de la transmisión intergeneracional de las rupturas de las uniones en profundidad, simplemente apuntar que esperamos un efecto positivo de esta variable, porque el haber vivido esta experiencia en la propia familia reduce enormemente la estigmatización del evento y nos informa de que el concepto “heredado” y vivido de unión o matrimonio no es el de que se tiene que mantener a toda costa. En esta dimensión de transmisión intergeneracional también incluiremos información respecto a la convivencia con los dos padres hasta los 15 años, porque pensamos que todavía queda por dilucidar si es el precedente de divorcio de los padres o la convivencia con un solo progenitor lo que puede tener un rol más determinante en la propia separación.

Las características de la pareja, desde el tipo de unión, la diferencia de edad entre los esposos, el reparto del trabajo asalariado y doméstico entre los miembros de la pareja, a la presencia y edad de los hijos (tema que no incluimos en este trabajo porque requiere una aproximación teórica distinta) son claves para explicar el grado de estabilidad de una pareja. En efecto, una situación de homogamia, respecto a la edad de los cónyuges, por ejemplo, parece generar una mayor capacidad de consenso entre los miembros de la pareja, en particular si la forma de heterogamia es un desafío al modelo patriarcal, es decir, cuando ella es mayor que él³. Por otra parte, los cohabitantes tienen una mayor propensión a la ruptura de la unión que los casados con *papeles*. En España, a pesar de que la cohabitación empieza a ser un práctica frecuente en determinados sectores de las grandes ciudades, si consideramos todas las uniones, y no sólo las de más reciente creación, las diferencias entre los cohabitantes y los matrimonios son notables. Diferencias no solamente respecto al concepto del amor y el compromiso sino respecto a cuestiones más tangibles como la división sexual del trabajo (Solsona, 2002).

La FFS sólo proporciona información del cónyuge actual de los entrevistados, por lo tanto, no es posible conocer el grado de homogamia o la equidad de los miembros de la pareja disuelta respecto al nivel educativo o la división del trabajo. Sin embargo, vamos a aproximarnos al tema de las relaciones de género en el seno de la pareja de dos maneras. Una, directamente conociendo el tipo de unión: matrimonio o cohabitación. Y la segunda, incluyendo el tema de la participación laboral entre las variables de capital humano.

³ Estos son los resultados a los que apuntan la mayoría de observaciones empíricas. Véase por ejemplo: Houle et alii (1999) y Treviño et alii. (2000).

Respecto a las características individuales en esta ocasión no incluiremos la edad de inicio a la primera unión, porque ya se ha demostrado en reiteradas ocasiones que existe una asociación muy fuerte entre la precocidad y la inestabilidad, que, a pesar de que su relación no ha sido objeto de suficiente atención en los modelos interpretativos de los estudios empíricos realizados, normalmente se explica por la mayor incidencia a edades tempranas de *shot gun marriage*, matrimonios *de policía*, o *de penalti* en nuestro argot. Vamos a incluir en esta tercera dimensión la educación y la participación laboral, ambas variables haciendo el supuesto de que a mayor autonomía económica real o potencial de las personas, mayor capacidad para tomar decisiones, mayor capacidad de negociación y, por ende, relaciones de género más equitativas.

A nuestro entender, existen muchas personas que conviven en parejas infelices y que difícilmente pueden plantearse la idea de una ruptura porque al día siguiente se encontrarían en la calle o dejarían de tener asegurada su subsistencia. Si bien, cabe mencionar que la supervivencia no depende sólo de tener un sueldo a final de mes, sino que depende además del patrimonio, de la posibilidad de disponer de una vivienda propia, de la ayuda familiar, y de las políticas públicas. En España, el modelo dominante de la división sexual del trabajo en el seno de las parejas es la especialización de roles. Los datos indican que las parejas de doble carrera no son todavía la norma, ni siquiera entre las parejas adultas jóvenes. Para principios de los noventa, son los siguientes: En España, en 1991, de las mujeres de 26 a 45 años viviendo en unión, solamente un 32% formaban parte de parejas de doble carrera (González, 1998). Además, las políticas públicas de apoyo financiero a las mujeres u hombres divorciados son inexistentes, razón por la cual pensamos que el factor de la actividad laboral debe jugar y mucho en la decisión de acabar por romper una unión poco atractiva. Sin embargo, en el año 2000, en la región metropolitana de Barcelona, más de la mitad de las parejas son de doble carrera (Solsona, 2002).

3.- Hipótesis

En resumen, podemos expresar nuestra primera hipótesis del siguiente modo. La decisión de romper una unión está influenciada tanto por la estigmatización percibida hacia el fenómeno del divorcio, como por la capacidad económica de afrontar una nueva vida en solitario, como por el tipo de unión. Más concretamente esperamos que los factores asociados con la desestigmatización del fenómeno presentes durante el proceso de socialización del individuo, así como la capacidad de independencia económica determinada por el capital humano adquirido, y la mayor o menor inestabilidad o flexibilidad que deriva del tipo de unión,

consensual o matrimonial, son factores claves a la hora de establecer cualquier modelo explicativo del divorcio.

Nuestra segunda hipótesis es la del comportamiento diferencial de hombres y mujeres. Por las razones anteriormente mencionadas de diferencia de roles de género en el seno de la pareja, también presentes en el seno de la familia de origen, esperamos que tanto el contexto de la socialización de los individuos -que puede incidir en la desestigmatización del fenómeno-, como el capital humano, entendido como el potencial adquirido para una eventual independencia económica, actúan de forma diferente como determinantes del divorcio para hombres y mujeres.

4.- Datos y metodología

Los datos empleados en este análisis provienen de la Encuesta Española de Fecundidad y Familia de 1995. Esta encuesta se basó en una muestra de hogares representativa a nivel nacional. Un total de 4.021 mujeres y 1.991 hombres de edades entre 18 y 49 años fueron entrevistados (Delgado y Castro Martín 1999). Esta encuesta contiene amplia información retrospectiva sobre historia contraceptiva, historia de uniones, biografía de la maternidad, biografía de la educación y biografía laboral (sólo los períodos de ocupación de 3 meses o más), organizada en episodios con fecha inicial y final –mes y año– y con una importante batería de variables que informan sobre cada episodio. Para el estudio de cualquier evento o proceso dependiente, toda esta información retrospectiva puede organizarse de forma que se conozca con detalle en qué situación laboral, matrimonial, educativa, reproductiva, etc., estaba el individuo en el momento de producirse el evento y cuáles son los factores más importantes que caracterizan dichas situaciones.

Para analizar los determinantes del divorcio hemos utilizado la biografía de la educación y la biografía laboral como información que cambia en el tiempo. Nuestro análisis se ha restringido a las 2826 mujeres y los 1181 hombres que en el momento de la encuesta habían formado por lo menos una unión y para los que la información retrospectiva es completa. Así nuestras unidades de observación han sido las 4007 primeras uniones protagonizadas por estos individuos⁴, de las cuales 312 acabaron en una ruptura de separación o divorcio. En este estudio el divorcio o la separación constituyen la variable dependiente, de forma que el tiempo a

⁴ La información retrospectiva permite centrarnos en las primeras uniones de estos individuos. Justificamos esta decisión con el argumento de que en las segundas y ulteriores uniones el precedente de divorcio suele presentarse como una variable fuertemente explicativa cuyo fundamento teórico se aparta considerablemente del que aquí nos preocupa.

riesgo empieza en el momento de constituir la unión y acaba en el mes en que se produce dicho evento, en el mes de fallecimiento del cónyuge o en el mes de la encuesta.

La Encuesta Española de Fecundidad y Familia presenta una serie de limitaciones que dificultan el estudio de los determinantes del divorcio y que conviene mencionar aquí. En primer lugar cabe subrayar que la encuesta sólo recoge las características de la pareja que tienen los individuos entrevistados en el momento de la encuesta, por lo que resulta imposible conocer característica alguna de los hombres y mujeres que formaron una unión con los individuos entrevistados que posteriormente se rompió. En segundo lugar, cabe subrayar que, por razones de diseño del cuestionario, sólo es posible conocer el estado civil previo a la formación de la unión de los hombres y mujeres que iniciaron una vida en común con los individuos encuestados sin casarse. Finalmente es imprescindible citar algunas limitaciones que afectan a la construcción de otras variables con cierto poder explicativo. Citemos por ejemplo, la ausencia de información relativa al tipo de contrato de trabajo y la imposibilidad de distinguir entre desempleo voluntario e involuntario, limitaciones que restringen sustancialmente la construcción de variables socio-laborales; y, finalmente, la falta de información sobre la región de residencia, condición que imposibilita apreciar la influencia de la diversidad política, socio-económica y cultural de la geografía española.

En este trabajo hemos utilizado una aproximación causal inspirada en la metodología de análisis de biografías, que encuentra su equivalente en inglés con la expresión Event History Analysis –análisis de historia de eventos– (Blossfeld & Rohwer, 2001). Más concretamente, hemos utilizado la técnica de regresión exponencial constante por períodos de duración, conocida en la literatura anglosajona por Piecewise Constant Exponential Models. Este modelo se basa en la división del eje temporal en diferentes períodos o duraciones y asume que las tasas de transición son constantes en cada uno de los intervalos pero que pueden cambiar entre ellos (Blossfeld & Rohwer, 2001).

Hemos calculado modelos separados para hombres y mujeres con la finalidad de recoger la influencia de la dimensión de género, de forma que para cada modelización hay una versión para cada sexo. Para cada aproximación teórica hemos aplicado diferentes modelos con la finalidad de evaluar el coeficiente de cada covariante de forma aislada estimando su valor bruto. Tras identificar la variable con mayor poder predictivo que corresponde a cada una de las formalizaciones teóricas, hemos construido diferentes modelos de forma que el resto de variables se incluyen progresivamente. Finalmente hemos procedido al cálculo de dos modelos generales en los que se incluyen todos los grupos de variables, el primero sin controlar la influencia de la cohorte de formación de la unión, y el segundo controlándola. Veamos ahora con más detalle la operacionalización de las variables.

5.- Variables

Dada la relativa baja frecuencia del divorcio en España, el tamaño de la muestra de esta encuesta no asegura un número suficiente de eventos con los que se pueda construir un complejo cuadro de covariables explicativas. Este problema nos ha disuadido en el momento de elaborar un modelo para cada cohorte de unión, de diseñar variables combinando la situación respecto al mercado laboral, el número de horas dedicadas al trabajo, y el hecho de estar estudiando o no; o, por citar otro ejemplo, de utilizar una covariable con cinco categorías de clases ocupacionales. Como consecuencia hemos tenido que abstenernos de realizar variables complejas y nos hemos visto obligados a reducir al máximo el número de categorías utilizadas para cada variable.

Tras diferentes tentativas hemos obtenido el mejor ajuste de la curva de duración en la regresión exponencial dividiendo el eje temporal en 5 períodos quinquenales de duración que corresponden a las siguientes duraciones de la unión: 0-4 años, 5-9, 10-14, 15-19 y 20 años o más. Para apreciar la influencia del tiempo histórico hemos creado tres cohortes de formación de la unión que corresponden a tres períodos diferentes en el proceso de normalización del divorcio en España. De esta manera las uniones se distribuyen según se hayan formado durante el período 1966-75, que en nuestros modelos constituye la cohorte de referencia y que representa las uniones formadas durante la dictadura; durante el período 1976-85, que se corresponde con la etapa de la transición democrática, la aprobación de la Ley del Divorcio y su aplicación; y finalmente, durante el período 1986-95, durante el cual la separación se convierte en un fenómeno normal, sin estigmatización social, aunque no llega a alcanzar la frecuencia que conocemos para otros países que cuentan con más años de legalización y práctica.

Para la modelización causal hemos construido tres grupos de variables independientes o covariables. El primero se refiere a las características relativas a la socialización del individuo y que, en primer lugar, cubre la información sobre el precedente de divorcio de los padres con dos variables que indican respectivamente que *los padres no se separaron* (grupo de referencia) o que se separaron; en segundo lugar, la información sobre el tamaño del municipio de residencia hasta los 15 años (que consideramos como el municipio de socialización del individuo) se formaliza con tres variables que agrupan los *municipios de menos de 10.000 habitantes* (grupo de referencia), *de 10.000 a 100.000 habitantes*, y *de más de 100.000*; finalmente, la información sobre la convivencia con los padres hasta los 15 años se ha formalizado en dos variables que expresan respectivamente que el individuo *no convivió con ambos padres* (grupo de referencia), o que sí convivió con ellos.

El segundo grupo de covariables explicativas se refiere a las características de la unión. Este grupo reúne dos informaciones: el tipo de unión, con las variables *unión que se inicia con matrimonio* (grupo de referencia), y *unión que se inicia con cohabitación*, respectivamente; y la diferencia de edad del sujeto respecto a su pareja que hemos formalizado en tres variables, *2 años mayor o más* (grupo de referencia), *hasta 1 año de diferencia*, y *por lo menos 2 años menor*.

Finalmente el tercer grupo de covariables se corresponde con la aproximación teórica que se centra en el capital humano como determinante del divorcio. Este último grupo reúne también dos informaciones: el nivel de educación, con las variables *nivel primario* (grupo de referencia), *secundario y terciario o universitario*, respectivamente; y la posición en el mercado laboral, con las variables *no se encuentra trabajando* (grupo de referencia), y *se encuentra trabajando*.

6.- Discusión de los resultados

Por lo que se refiere a las variables relacionadas con la socialización del individuo, tests previos a la realización de modelos multivariados han mostrado que el efecto bruto de las variables *Precedente de divorcio de los padres* y *Más de 100000 habitantes* perteneciente al grupo *Tamaño del municipio de residencia hasta los 15 años*, presentan una relación positiva estadísticamente significativa con la propensión al divorcio, tanto para hombres como para mujeres. Mientras que el efecto bruto de la variable *No convivió con ambos padres* no muestra significación estadística alguna.

En la Tabla 1. A. presentamos los modelos de nuestra aproximación teórica relacionada con la socialización del individuo. En primer lugar podemos destacar que la robustez del valor predictivo del factor *Precedente de divorcio de los padres* (los individuos cuyos padres se divorciaron tienen un riesgo relativo de divorcio de cerca del 150% más alto que los individuos cuyos padres no se divorciaron) disminuye cuando controlamos por *Tamaño del municipio de residencia hasta los 15 años* (las mujeres y los hombres que se socializaron en las grandes ciudades tienen un riesgo relativo de divorcio 183% y 153% más alto que las mujeres y los hombres que hasta los 15 años vivieron en municipios de menos de 10.000). Esta disminución parece ser más fuerte para las mujeres que para los hombres sugiriendo que para ellas tiene más peso el estilo de vida urbano que la experiencia de divorcio de los padres en la desestigmatización del fenómeno (modelos 1 y 2). Este orden de factores no se modifica de forma relevante cuando controlamos por la variable *Convivencia con ambos padres hasta los 15 años*. Sin embargo, cuando introducimos la *Cohorte de formación de la unión* en nuestros

modelos, la influencia del *precedente de divorcio de los padres* disminuye substancialmente de importancia en las mujeres, mostrando que para ellas la cohorte de formación de la unión, tiene una importante influencia como factor explicativo (las mujeres de la cohorte de unión 1986-95 tienen un riesgo relativo de 112% más alto que las que formaron su primera unión en el período 1966-75). Si bien, para ellos la cohorte de formación de unión a la que pertenecen no parece jugar un papel de tal relevancia.

En cuanto a la modelización de las características de la unión en el estudio de la transición al divorcio, los tests previos han mostrado que el efecto bruto del *tipo de unión* es robusto para ambos sexos (muy robusta relación positiva del tipo de unión consensual con el proceso dependiente) y que la *diferencia de edad entre cónyuges* sólo aparece fuerte y con significación estadística en los hombres *por lo menos 2 años más jóvenes que sus parejas*. Sin embargo, cuando controlamos por el *tipo de unión*, el efecto neto de la *diferencia de edad entre cónyuges* (Tabla 1. B., modelo 2), pierde importancia y toda significación estadística, sin que el efecto positivo y estadísticamente significativo de la variable *unión que se inicia con cohabitación* se vea alterado substancialmente (las mujeres y los hombres que inician su primera unión con una cohabitación tienen un riesgo 850% y 1158% más alto que las mujeres y los hombres que la inician casándose). Sin embargo, cuando introducimos la *cohorte de la unión* en nuestro modelo (Tabla 1. B., modelo 3), el efecto altamente predictivo de las *uniones que se inician con cohabitación* disminuye, aunque sólo para las mujeres y no de forma relevante, ante el efecto positivo y con escasa significación estadística de *la cohorte de unión 1986-95*.

Por lo que a la influencia de los factores relacionados con el capital humano se refiere, mencionemos que los tests previos han mostrado que tanto el *nivel educativo* como la presencia activa en el mercado laboral (*se encuentra trabajando*) presentan coeficientes robustos. La relación positiva de los niveles de educación *secundario* y *terciario* en comparación con los del nivel *primario* se manifiesta muy robusta (Tabla 1. C., modelo 1); siendo el riesgo relativo de las mujeres con nivel *secundario* y *terciario* 49% y 204% más alto que las mujeres con nivel primario, mientras que para los hombres estos valores son 164% (nivel secundario) y 294% (nivel terciario) más altos que para los que sólo tienen el nivel primario de educación. Cuando controlamos por posición en el mercado laboral (Tabla 1. C., modelo 2), por un lado, los coeficientes de los niveles educativos disminuyen substancialmente para las mujeres, mientras que aumentan para los hombres; y por otro lado, el hecho de *estar trabajando* muestra un fuerte efecto positivo para las mujeres (las mujeres que trabajan tienen un riesgo relativo de divorciarse de casi 100% más alto que las que no trabajan), mientras que en el modelo de los hombres esta variable muestra una muy fuerte relación negativa (los hombres que trabajan tienen un riesgo relativo 75% más bajo que los que no trabajan), indicando que para las mujeres tanto el nivel

educativo como el hecho de estar en el mercado de trabajo están asociados positivamente con el divorcio, mientras que, para los hombres, si bien el nivel educativo también guarda una relación positiva, el hecho de estar trabajando muestra una fuerte relación negativa con el proceso dependiente, evidenciando que es la situación de desempleo, como factor importante de inestabilidad al seno de la pareja, la que presenta más propensión de divorcio para los hombres. Finalmente, el modelo 3 (Tabla 1. C.), evidencia que las mujeres de las cohortes de unión más recientes presentan una mayor propensión al divorcio en contraste con las de las *cohortes 1966-75* (un riesgo relativo 97% más alto), y que el efecto de estos coeficientes disminuye la importancia del efecto de los niveles educativos (restando toda significación estadística al nivel secundario), mientras que en los hombres la *cohorte de la unión* no manifiesta ningún efecto relevante.

Finalmente, combinamos en un mismo modelo las variables de las tres aproximaciones teóricas, primero sin controlar por *cohorte de formación de la unión* (Tabla 2, modelo 1), y después introduciéndola en el modelo (Tabla 2, modelo 2). En primer lugar cabe mencionar que la variable *Los padres se divorciaron* disminuye su efecto positivo y pierde toda significación estadística tanto para los hombres como para las mujeres, y que por lo que a la socialización del individuo se refiere sólo el efecto de la variable *Municipio de residencia de más de 100000 habitantes* parece mantener un efecto robusto para las mujeres (con un riesgo relativo 128% más alto, comparado con el grupo de referencia). En cuanto a las características de la unión, subrayemos la pérdida de efecto y de significación estadística de la *diferencia de edad entre cónyuges* y esto tanto para el modelo de las mujeres como para el de los hombres. Mientras que la *cohabitación* mantiene su alto poder predictivo tanto para los hombres como para las mujeres, de 831% y 697% más alto respectivamente, comparado con las uniones que se establecen con el matrimonio. En último lugar, las variables de capital humano siguen mostrando su diferente comportamiento para las mujeres respecto a los hombres.

Si bien el *nivel de educación* pierde importancia y significación estadística en las mujeres, en el caso de los hombres los niveles secundario y terciario siguen mostrando una mayor propensión al divorcio que los hombres con *nivel primario de educación* (con riesgos relativos respectivos 102% y 133% más altos), mientras que la posición en el mercado laboral (*se encuentra trabajando*) mantiene un alto poder predictivo, mostrando que para ellas una participación activa en el mercado laboral aumenta la propensión al divorcio (en un 80%), mientras que para ellos el hecho de estar trabajando disminuye, y de forma importante esta propensión (en un 55%). Estos valores no sufren alteraciones al incluir las cohortes de unión en nuestro modelo, perdiendo estas últimas mucho poder predictivo y toda significación estadística.

Tabla 1. A. Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995).

a) Aproximación teórica relacionada con la socialización del individuo

| Períodos (intervalos de duración de la unión) | Modelo 1 | | | | Modelo 2 | | | | Modelo 3 | | | | Modelo 3 | | | |
|---|-------------|-------|-------------|--------|-------------|-------|-------------|--------|-------------|-------|-------------|--------|-------------|-------|-------------|--------|
| | Mujeres | Coef. | Hombres | Riesgo |
| 0-4 | -7,3793 *** | | -6,9380 *** | | -7,9130 *** | | -7,4435 *** | | -7,9225 *** | | -7,4518 *** | | -8,2825 *** | | -7,6494 *** | |
| 5-9 | -7,5363 *** | | -7,6346 *** | | -8,0427 *** | | -8,1080 *** | | -8,0536 *** | | -8,1161 *** | | -8,2823 *** | | -8,2565 *** | |
| 10-14 | -8,1132 *** | | -7,9811 *** | | -8,5927 *** | | -8,4455 *** | | -8,6055 *** | | -8,4535 *** | | -8,7208 *** | | -8,5455 *** | |
| 15-19 | -8,2806 *** | | -8,9220 *** | | -8,7589 *** | | -9,4001 *** | | -8,7715 *** | | -9,4080 *** | | -8,8203 *** | | -9,4423 *** | |
| 20 años y más | -7,8851 *** | | -7,5088 *** | | -8,3199 *** | | -7,9829 *** | | -8,3327 *** | | -7,9952 *** | | -8,2989 *** | | -7,9798 *** | |
| Precedente de divorcio de los padres | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Los padres no se divorciaron (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Los padres se divorciaron | 0,9553 *** | 160 | 1,0972 *** | 200 | 0,9083 *** | 148 | 0,9752 *** | 165 | 0,8521 *** | 134 | 0,9516 *** | 159 | 0,7480 *** | 111 | 0,9391 *** | 156 |
| Tamaño del municipio de residencia hasta los 15 años | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Menos de 10000 habitantes (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| De 10000 a 100000 habitantes | | | | | 0,2830 | 33 | 0,2941 | 34 | 0,2756 | 32 | 0,2975 | 35 | 0,2424 | 27 | 0,2795 | 32 |
| Más de 100000 habitantes | | | | | 1,0389 *** | 183 | 0,9235 *** | 152 | 1,0398 *** | 183 | 0,9289 *** | 153 | 0,9853 *** | 168 | 0,9088 *** | 148 |
| Convivencia con ambos padres hasta los 15 años | | | | | | | | | | | | | | | | |
| No convive con ambos padres (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Convive con ambos padres | | | | | | | | | | | | | 0,2202 | 25 | 0,1195 | 13 |
| Cohorte de la unión | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1966-75 (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1976-85 | | | | | | | | | | | | | 0,2447 | 28 | 0,1720 | 19 |
| 1986-95 | | | | | | | | | | | | | 0,7526 *** | 112 | 0,3552 | 43 |
| Log likelihood (valores iniciales) | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | |
| Log likelihood (valores estimados con el modelo) | -1801,6746 | | -813,6948 | | -1779,7651 | | -805,7491 | | -1779,4172 | | -805,7128 | | -1772,8247 | | -805,0431 | |

Nº de eventos: mujeres 212, hombres 100

Nº de episodios: mujeres 7182, hombres 3247

* >= 0,9 ; ** >= 0,95 ; *** >= 0,99

Fuente: Elaboración propia a partir de la FFS (1995)

Tabla 1. b. Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995).

b) Aproximación teórica relacionada con las características de la unión

| Períodos (intervalos de duración de la unión) | Modelo 1 | | | | Modelo 2 | | | | Modelo 3 | | | |
|---|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Mujeres | | Hombres | | Mujeres | | Hombres | | Mujeres | | Hombres | |
| | Coef. | Riesgo |
| 0-4 | -7,8675 *** | | -7,8994 *** | | -7,8747 *** | | -7,9746 *** | | -8,0621 *** | | -8,0129 *** | |
| 5-9 | -7,8740 *** | | -8,3919 *** | | -7,8811 *** | | -8,4648 *** | | -7,9796 *** | | -8,4994 *** | |
| 10-14 | -8,3465 *** | | -8,5973 *** | | -8,3500 *** | | -8,6633 *** | | -8,3841 *** | | -8,6904 *** | |
| 15-19 | -8,4419 *** | | -9,4877 *** | | -8,4442 *** | | -9,5573 *** | | -8,4624 *** | | -9,5692 *** | |
| 20 años y más | -8,0840 *** | | -7,8434 *** | | -8,0659 *** | | -7,9248 *** | | -8,0613 *** | | -7,9254 *** | |
| Tipo de unión | | | | | | | | | | | | |
| Unión que se inicia con matrimonio (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | |
| Union que se inicia con cohabitación | 2,2575 *** | 856 | 2,5660 *** | 1201 | 2,2511 *** | 850 | 2,5244 **: | 1148 | 2,1894 *** | 793 | 2,5223 *** | 1146 |
| Diferencia de edad del sujeto respecto a su pareja | | | | | | | | | | | | |
| 2 años mayor o más (grupo de referencia) | | | | | | | | | | | | |
| 1 año de diferencia | | | | | 0,2909 | 34 | 0,1771 | 19 | 0,2904 | 34 | 0,1802 | 20 |
| Por lo menos 2 años menor | | | | | -0,0674 | -7 | 0,2836 | 33 | -0,0555 | -5 | 0,2794 | 32 |
| Cohorte de la unión | | | | | | | | | | | | |
| 1966-75 (grupo de referencia) | | | | | | | | | 0,0683 | 7 | 0,0452 | 5 |
| 1976-85 | | | | | | | | | 0,4172 * | 52 | 0,0487 | 5 |
| 1986-95 | | | | | | | | | | | | |
| Log likelihood (valores iniciales) | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | |
| Log likelihood (valores estimados con el modelo) | -1713,5625 | | -744,0273 | | -1711,6595 | | -743,3675 | | -1709,3344 | | -743,3524 | |

Nº de eventos: mujeres 212, hombres 100

Nº de episodios: mujeres 7182, hombres 3247

* >= 0,9 ; ** >= 0,95 ; *** >= 0,99

Fuente: Elaboración propia a partir de la FFS (1995)

Tabla 1. C. Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995).
c) Aproximación teórica relacionada con el capital humano

| | Modelo 1 | | | | Modelo 2 | | | | Modelo 3 | | | |
|---|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| | Mujeres | Hombres |
| Períodos (intervalos de duración de la unión) | Coef. | Riesgo |
| 0-4 | -7,6036 *** | | -7,5960 *** | | -7,8607 *** | | -6,5043 *** | | -8,1160 *** | | -6,6305 *** | |
| 5-9 | -7,7505 *** | | -8,2577 *** | | -7,9803 *** | | -7,1043 *** | | -8,0992 *** | | -7,2064 *** | |
| 10-14 | -8,3095 *** | | -8,5544 *** | | -8,5497 *** | | -7,4311 *** | | -8,5659 *** | | -7,5045 *** | |
| 15-19 | -8,4550 *** | | -9,4914 *** | | -8,7119 *** | | -8,3927 *** | | -8,6984 *** | | -8,4270 *** | |
| 20 años y más | -8,0090 *** | | -8,0226 *** | | -8,2534 *** | | -7,0021 *** | | -8,2099 *** | | -7,0011 *** | |
| Nivel de educación | | | | | | | | | | | | |
| <i>Nivel primario (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Secundario | 0,4012 *** | 49 | 0,9713 *** | 164 | 0,2943 ** | 34 | 1,0710 **: | 192 | 0,2187 | 24 | 1,0510 *** | 186 |
| Terciario | 1,1132 *** | 204 | 1,3706 *** | 294 | 0,8840 *** | 142 | 1,4793 **: | 339 | 0,7583 *** | 113 | 1,4935 *** | 345 |
| Posición en el mercado laboral | | | | | | | | | | | | |
| <i>No se encuentra trabajando (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | | | | | |
| Se encuentra trabajando | | | | | 0,6878 *** | 99 | -1,3952 **: | -75 | 0,6613 *** | 94 | -1,3828 *** | -75 |
| Cohorte de la unión | | | | | | | | | | | | |
| <i>1966-75 (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | | | | | |
| 1976-85 | | | | | | | | | 0,1200 | 13 | 0,1173 | 12 |
| 1986-95 | | | | | | | | | 0,6774 *** | 97 | 0,1989 | 22 |
| Log likelihood (valores iniciales) | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | |
| Log likelihood (valores estimados con el modelo) | -1798,8349 | | -807,4092 | | -1786,8952 | | -793,0367 | | -1780,9034 | | -792,8345 | |

Nº de eventos: mujeres 212, hombres 100

Nº de episodios: mujeres 7182, hombres 3247

* >= 0,9 ; ** >= 0,95 ; *** >= 0,99

Fuente: Elaboración propia a partir de la FFS (1995)

Tabla 2. Modelos de regresión exponencial (piecewise constant exponential models) de transición al divorcio. España (FFS, 1995).

Modelos que combinan las tres aproximaciones teóricas.

| | Modelo 1 | | | | Modelo 2 | | | |
|---|-------------|--------|-------------|------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Mujeres | | Hombres | | Mujeres | | Hombres | |
| | Coef. | Riesgo | Coef. | Riesgo | Coef. | Riesgo | Coef. | Riesgo |
| Períodos (intervalos de duración de la unión) | | | | | | | | |
| 0-4 | -8,6588 *** | | -7,9682 | | -8,7054 *** | | -8,0337 *** | |
| 5-9 | -8,5827 *** | | -8,3054 | | -8,5730 *** | | -8,3894 *** | |
| 10-14 | -9,0208 *** | | -8,5211 | | -8,9766 *** | | -8,6048 *** | |
| 15-19 | -9,1288 *** | | -9,4804 | | -9,0932 *** | | -9,5285 *** | |
| 20 años y más | -8,6868 *** | | -7,7803 | | -8,6588 *** | | -7,7914 *** | |
| A) variables relativas a la socialización del individuo | | | | | | | | |
| Precedente de divorcio de los padres | | | | | | | | |
| <i>Los padres no se divorciaron (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| Los padres se divorciaron | 0,3004 | 35 | 0,4685 | 60 | 0,2678 | 31 | 0,4752 | 61 |
| Tamaño del municipio de residencia hasta los 15 años | | | | | | | | |
| <i>Menos de 10000 habitantes (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| De 10000 a 100000 habitantes | 0,2417 | 27 | 0,1287 | 14 | 0,2283 | 26 | 0,1193 | 13 |
| Más de 100000 habitantes | 0,8237 *** | 128 | 0,4296 | 54 | 0,8123 *** | 125 | 0,4253 | 53 |
| Convivencia con ambos padres hasta los 15 años | | | | | | | | |
| <i>No convive con ambos padres (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| Convive con ambos padres | 0,3677 | 44 | 0,2294 | 26 | 0,3677 | 44 | 0,2410 | 27 |
| B) características de la unión | | | | | | | | |
| Tipo de unión | | | | | | | | |
| <i>Unión que se inicia con matrimonio (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| Union que se inicia con cohabitación | 2,0757 *** | 697 | | 2,2314 *** | 831 | | 2,0479 *** | 675 |
| Diferencia de edad del sujeto respecto a su pareja | | | | | | | | |
| <i>2 años mayor o más (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| 1 año de diferencia | 0,2752 | 32 | 0,0572 | 6 | 0,2675 | 31 | 0,0634 | 7 |
| Por lo menos 2 años menor | -0,0085 | -1 | 0,2486 | 28 | -0,0138 | -1 | 0,2452 | 28 |
| C) capital humano | | | | | | | | |
| Nivel de educación | | | | | | | | |
| <i>Nivel primario (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| Secundario | -0,0048 | 0 | 0,7010 *** | 102 | -0,0150 | -1 | 0,7123 *** | 104 |
| Terciario | 0,2429 | 27 | 0,8447 ** | 133 | 0,2040 | 23 | 0,8964 ** | 145 |
| Posición en el mercado laboral | | | | | | | | |
| <i>No se encuentra trabajando (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| Se encuentra trabajando | 0,5891 *** | 80 | -0,8057 *** | -55 | 0,5832 *** | 79 | -0,8056 *** | -55 |
| Cohorte de la unión | | | | | | | | |
| <i>1966-75 (grupo de referencia)</i> | | | | | | | | |
| 1976-85 | | | | | -0,0185 | -2 | 0,1164 | 12 |
| 1986-95 | | | | | 0,2183 | 24 | 0,0086 | 1 |
| Log likelihood (valores iniciales) | -1818,6722 | | -831,0704 | | -1818,6722 | | -831,0704 | |
| Log likelihood (valores estimados con el modelo) | -1684,7496 | | -730,6254 | | -1683,8546 | | -730,4879 | |

Nº de eventos: mujeres 212, hombres 100

Nº de episodios: mujeres 7182, hombres 3247

* >= 0,9 ; ** >= 0,95 ; *** >= 0,99

Fuente: Elaboración propia a partir de la FFS (1995)

Para resumir, podríamos señalar que tres variables se muestran siempre significativas y con fuerte poder predictivo (tamaño municipio, tipo de unión y participación laboral) lo cual responde favorablemente a nuestra primera hipótesis, mostrando que la decisión de romper una unión depende tanto de la ausencia de estigmatización hacia el divorcio, como de la capacidad económica de afrontar una nueva vida en solitario, como por el tipo más flexible de unión (cohabitación). El efecto de estos determinantes es diferente para hombres y mujeres. Para una mujer, ser cohabitante, haber crecido en una gran ciudad y estar trabajando aumenta la

propensión a la ruptura de la primera unión. Sin embargo, un hombre, cohabitante y en situación de desempleo, tiene una propensión mayor a divorciarse. Este resultado da apoyo empírico a nuestra segunda hipótesis, en el sentido de que la diferencia de roles de género, tanto en el seno de la pareja como en la familia de origen, deben tener un papel primordial al momento de explicar por qué el contexto de socialización de los individuos y el capital humano inciden de forma muy diferente para las mujeres y para los hombres como determinantes del divorcio.

7.- Reflexiones finales

El divorcio es un fenómeno relativamente reciente en España y forma parte del desarrollo de la segunda transición demográfica, la cual comprende también una expansión de la cohabitación, los nacimientos fuera del matrimonio y el aumento de las familias monoparentales y reconstruidas y los hogares de solitarios. Las nuevas formas de convivencia suponen una redefinición de los roles y las relaciones de género, visibles, en principio, especialmente entre las generaciones adultas jóvenes, si bien el factor generacional está perdiendo fuerza.

Con los datos de la FFS hemos podido analizar cohortes de matrimonios bastante recientes (hasta 1995), año de realización de la encuesta, y la pérdida del poder explicativo de las cohortes en nuestro modelo general, nos hace pensar que las promociones más recientes no se comportan de forma muy distinta a las anteriores, lo cual nos ha sorprendido porque en estudios anteriores, el factor generacional siempre tuvo un poder predictivo muy fuerte. Es evidente, que estamos asistiendo a una normalización del fenómeno del divorcio en España.

El fuerte efecto de la posición laboral en el mercado de trabajo como variable explicativa de la propensión a la ruptura de una unión, no se ve erosionado cuando en el modelo general introducimos las promociones de matrimonio como variable de control. Sin embargo, los resultados indican claramente la pérdida de poder explicativo del nivel educativo para las mujeres, cuando comparamos su efecto neto con el efecto bruto, lo cual refuerza la evidencia de que el divorcio es cada vez menos selectivo socialmente para las mujeres. En consecuencia, es evidente que de las características consideradas de capital humano, no es la educación sino la participación laboral la variable que más influye en el momento de tomar una decisión de divorcio.

Aunque no hemos podido analizar el fenómeno tomando a la pareja que protagoniza una ruptura como unidad de análisis, sino que nos hemos tenido que contentar con las características de un sólo cónyuge, a partir de nuestros resultados podemos inferir, que en

España, una desviación o alejamiento del modelo de especialización de roles, convierte las uniones en más inestables, tanto si el protagonista es el hombre como la mujer, es decir, tanto si es el hombre el que no tiene un empleo, como si es la mujer la que está trabajando.

Bibliografía

- BLOSSFELD, H.P. & ROHVER, G. (2001), *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to causal analysis*, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, Mahwah, New Jersey.
- COURSEAU, D. & LELIEVRE L. (1989), *Analyse démographique des biographies*, Éditions de l'INED, París.
- DELGADO PÉREZ, M. & CASTRO MARTÍN, T. (1998), *Encuesta de Fecundidad y Familia 1995 (FFS)*, Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid.
- GONZALEZ, M.J. (1998), "Do Modern Welfare States Foster Democratic Family Arrangements? Comparative Case Studies of Britain and Spain". In M.J.GONZALEZ, T. JURADO & M. NALDINI (eds.): *Gender Inequalities in Southern Europe: Women, Work and Welfare in the 1990s*, Frank Cass, London, pp.195-222.
- HOULE, R., SIMO, C., SOLSONA, M. y TREVIÑO, R. (1999), "Análisis biográfico del divorcio en España", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* nº 88 (Oct. Dic.), pp.11-35.
- SOLSONA, M. (2002) "Família" in Giner, S. (Dr.): *Enquesta de la Regió de Barcelona 2000*, Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans, Cap. VI, pp.139-162, http://campus.uab.es/iermb/enquesta_2000/indexerb.htm
- SOLSONA, M., HOULE R., & SIMO C. (1999): "Separation and Divorce in Spain", *Southern European Society and Politics*, vol. 4/2, pp.194-221.
- SOLSONA, M. & HOULE R. (1999): "Women's Employment: a Determinant Factor or a Consequence of Union Disruption in Spain?", Seminari de la IUSSP *Women in the Labour Market in Changing Economies: Demographic Issues*, Roma.
- SIMO, C., SOLSONA M., HOULE, R. & TREVIÑO, R. (2000): "Els determinants sociodemogràfics de les ruptures de les unions a Catalunya", *Revista Catalana de Sociologia*, nº 12, pp. 87-110.
- TREVIÑO, R., SOLSONA, M.; SIMO, C. & HOULE R. (2000): "Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España: La normalización del fenómeno", *Boletín de la Asociacion de Demografia Histórica*, XVIII, I, pp.101-135.