

# Els determinants sociodemogràfics de les ruptures d'unions a Catalunya

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

Centre d'Estudis Demogràfics  
Universitat Autònoma de Barcelona  
*msolsona@cedserver.uab.es*

---

**Resum** El treball que aquí es presenta sobre la ruptura, per separació o divorci, de primeres unions a Catalunya és el resultat de l'anàlisi de la informació de la història de les unions de l'Enquesta Sociodemogràfica del 1991. La ruptura de la unió és la variable dependent, que s'explica a partir de certs factors socials, demogràfics i familiars que fan referència a variables contextuals (de la família d'origen i altres), a característiques de la unió i a característiques individuals de les dones. La percepció de canvi al llarg del període s'observa mitjançant l'anàlisi dels factors determinants de les unions formades entre el 1941 i el 1990 per promocions d'unió. D'altra banda, l'examen transversal del període 1986-1990 assegura un acostament a les tendències més recents. L'última part d'aquest estudi ofereix uns models d'anàlisi multivariada de la propensió a la ruptura de la primera unió que permeten una comparació de Catalunya amb la resta d'Espanya.

---

**Resumen** El trabajo que aquí se presenta sobre la ruptura, por separación o divorcio, de primeras uniones en Cataluña es el resultado del análisis de la

información de la historia de las uniones de la Encuesta Socio-demográfica de 1991. La ruptura de la unión es la variable dependiente, que se explica a partir de ciertos factores sociales, demográficos y familiares que hacen referencia a variables contextuales (de la familia de origen y otras), a características de la unión y a características individuales de las mujeres. La percepción de cambio a lo largo del periodo se observa mediante el análisis de los factores determinantes de las uniones formadas entre 1941 y 1990 por promociones de unión. Por otra parte, el examen transversal del periodo 1986-1990 asegura un acercamiento a las tendencias más recientes. La última parte de este estudio ofrece unos modelos de análisis multivariado de la propensión a la ruptura de la primera unión que permiten una comparación de Cataluña con el resto de España.

---

**Abstract** *The present study of first unions disruption (marital or not) in Catalonia was carried out with the biographical information (individual and unions characteristics) of the feminine population contained in the Spanish Socio-Demographic Survey of 1991. Union disruption is the dependant variable, and it is related to some social, demographic and family factors. The perception of change along the observed period is taken into account by the grouping of unions, constituted between 1941 and 1990, into union cohorts, and a first insight into the most recent trends is done through a transversal analysis for the period 1986-1990. The last part of the paper offers a multivariate analysis of first union disruption probability in which Catalonia is compared with the rest of Spain.*

## **Introducció**

Aquest treball forma part d'un projecte de recerca sobre el divorci i les famílies monoparentals a Catalunya del Centre d'Estudis Demogràfics, que té ja tres anys de vida. Inicialment finançat per l'Insitut Català de la Dona, ha tingut com un dels objectius principals l'estudi dels determinants i les conseqüències de les ruptures d'unió per separació o divorci a Espanya i a Catalunya. El text que aquí presentem està precedit d'altres en què s'utilitzen diverses metodologies per estudiar el fenomen del divorci com a *estat* (estudi de la població que en un moment determinat està divorciada o separada) i com a *esdeveniment* (estudi mitjançant taules de vida i regressió logística de l'ocurrència de la ruptura d'una unió en persones de característiques i poblacions diferents) (vegeu, per exemple, Solsona *et al.*, 1997, 1998 i 1999).

En aquest article presentem els resultats que fan referència a l'anàlisi dels determinants de les ruptures de les unions a Catalunya. Atès que la metodologia d'anàlisi utilitzada és la mateixa, aquests resultats

---

són del tot comparables amb els obtinguts per al conjunt d'Espanya i recollits en un article anterior (vegeu Houle *et al.*, 1998). Quan ho creguem convenient comentarem aquí les semblances i les diferències entre Catalunya i el conjunt d'Espanya, i entre Catalunya i la resta d'Espanya.

La relativa baixa incidència de la ruptura d'unions a l'Estat espanyol respecte d'altres països europeus ha estat a bastament assenyalada en altres estudis (Solsona *et al.*, 1997; Alberdi, 1999). El 1995, l'índex sintètic de divorcialitat només és de dotze ruptures per cada cent unions, mentre que a països com Suècia i Rússia assoleix valors del 50 % (Monnier, 1998). Segons aquestes mateixes dades del 1995, la baixa freqüència de les ruptures observada a Espanya és de nivell comparable al registrat a d'altres països de l'Europa del Sud, com Itàlia (8 %), Grècia (15 %) i Portugal (16 %).

En el conjunt de l'Estat espanyol, les diferències territorials pel que fa a la intensitat del fenomen semblen reproduir una variabilitat de la mateixa importància que la d'altres variables demogràfiques que caracteritzen la segona transició demogràfica (Treviño, 1996). Així, en el període 1981-1990, l'índex sintètic de ruptura de primeres unions variava entre el 20,6 % observat per a les Illes Canàries, el 17,4 % per a les Balears i per a Catalunya i el 5,9 % de Castella-La Manxa o el 5 % trobat per a Extremadura (Solsona *et al.*, 1997).

En aquest article analitzem la diferent incidència que tenen una sèrie de factors sociodemogràfics sobre les probabilitats de ruptura, per separació o divorci, de les primeres unions, tant matrimonis com parelles de fet, a Catalunya. Els determinants sociodemogràfics estudiats abasten tres dimensions del fenomen. La primera inclou les *característiques de la unió*, com són el tipus d'unió (matrimonial o consensual), la durada de la vida en parella, el temps històric, la diferència d'edat entre els cònjuges i la presència de fills menors, tenint en compte l'edat del fill més petit. La segona dimensió es refereix a les *característiques individuals* de les dones, com l'edat a la unió, el nivell d'educació i la condició d'activitat/ocupació. I, finalment, la tercera agrupa aquelles *característiques contextuais* que defineixen l'origen econòmic i social de l'individu, com són la categoria socioeconòmica del pare, el precedent de ruptura d'unió dels pares i la grandària del municipi de residència als quinze anys d'edat.

Aquests factors seran examinats sempre en referència a les dones que han viscut o viuen en una primera unió formada en el període 1941-1990. Una raó per triar només les dones és que elles declaren millor que els homes la biografia de la seva vida en unió. Aquest fet, l'hem observat per a Espanya a partir de les dades de l'Enquesta Sociodemogràfica del 1991 i també s'ha trobat en altres països (vegeu, per exemple, Bumpass, Castro i Sweet, 1991). De tota manera, hem

començat a estudiar, amb totes les precaucions necessàries, també la població masculina (Solsona i Houle, 1999), però aquests resultats explotatoris no els inclourem aquí.

En aquest article, en primer lloc presentem, amb l'ajuda de la representació gràfica, l'anàlisi de l'efecte aïllat (o *efecte brut*) d'aquells determinants de les ruptures de les unions que mostren una major complexitat pel que fa a les modalitats que pren cada variable. En segon lloc, mostrarem els resultats de l'anàlisi multivariada en què tractarem en conjunt aquests determinants, mostrant l'*efecte net* de cada un d'ells, en el sentit que l'efecte de cada covariable està condicionat per l'efecte del conjunt de factors inclosos en el model.

## Dades i metodologia

L'Enquesta Sociodemogràfica del 1991 ha estat la font de dades emprada en l'anàlisi dels determinants de la ruptura d'unions. Aquesta enquesta es va realitzar al mateix moment que el cens del 1991 i és representativa de la població espanyola de deu i més anys d'edat. Constitueix una font de gran importància per a l'estudi de la població i dels esdeveniments demogràfics de les biografies individuals, ja que conté informació retrospectiva sobre la família d'origen (els germans, els pares, els fills), la formació de les unions i la constitució de la descendència, el procés educatiu, els canvis ocupacionals i els canvis de residència.

Pel que fa a la grandària de la mostra, aquesta enquesta conté 156.000 biografies individuals per al conjunt d'Espanya. D'aquestes, 51.707 són dones que havien declarat haver viscut almenys un any en una unió formada com a més tard l'any que precedia el moment de l'enquesta. Entre aquestes darreres, un total de 7.109 residien a Catalunya en el moment del cens del 1991 i havien format la seva primera unió en el període 1941-1990. Són precisament aquestes dones les que hem retingut en aquesta anàlisi dels determinants de les ruptures d'unió a Catalunya i és la ruptura de les seves primeres unions allò que constitueix la variable principal d'aquest estudi.

La taxa de risc, de l'anglès *hazard rate*, o risc anual de ruptura, expressa una propensió a la ruptura d'una unió. Aquest és l'indicador utilitzat en l'observació de la incidència de cada determinant en la ruptura. Ens hi referirem indistintament amb els termes de probabilitat, propensió, taxa i risc, sense dotar-los de cap diferència de significat. Aquest risc de ruptura es calcula a partir d'un fitxer biogràfic que conté tota la informació del període 1941-1991 organitzada en anys observats de vida en parella per persona. Així, cada dona té tants re-

gistes, o anys-persona, en la seva biografia com anys que ha viscut des del moment en què ha constituït la seva unió fins al moment de sortida d'observació, que és, o bé el moment de l'enquesta, o bé el moment de la fi de la parella coincidint amb la defunció del seu cònjuge o amb el moment de la separació. D'aquesta manera, cada any que una dona viu en unió és un any que viu en risc de separar-se. De les 7.109 dones que residien a Catalunya al moment de l'enquesta, 440 han viscut una ruptura d'unió per separació o divorci (6,2 %), quasi dos punts per sobre del 4,5 % que s'ha observat per a Espanya (Houle *et al.*, 1998). Totes aquestes dones que formen la seva primera unió en el període 1941-1990 representen un total de 165.355 registres d'anys-persona, és a dir, una mitjana de 23,3 anys per a cada dona. La taxa anual mitjana de risc de ruptura de totes aquestes dones es calcula com el nombre de ruptures dividit pel nombre d'anys-dones. El valor d'aquesta taxa és per a Catalunya del 26,6 per deu mil unions, bastant per sobre del 19,2 observat per a Espanya (Houle *et al.*, 1998). Aquest risc o probabilitat s'expressa amb un número comprès entre 0 i 1, i com que es tracta d'una proporció, l'escala logística apareix com la més adequada per al càlcul de riscos estandarditzats i per a la construcció de models multivariats (Toulemon, 1995).

Per poder conèixer la influència que tenen les diferents durades de la unió, s'ha procedit a una estandardització d'aquesta variable. En el cas de l'estudi de la diferència d'edat entre els membres de la parella i dels nivells d'educació, s'ha fet, a més, l'estandardització per edat a la unió, atès que les edats a la unió tenen molt a veure tant amb el nivell d'educació assolit com amb la diferència d'edat entre els membres de la parella.

En l'ús d'aquesta metodologia, s'ha hagut de fer front a problemes derivats d'algunes limitacions que presenta l'Enquesta Sociodemogràfica del 1991. En primer lloc, les històries d'unió són incompletes i entre les preguntes que s'hi refereixen no s'inclou la de la data del matrimoni, sinó només la del començament de la unió. Això fa que la ruptura de la unió no pugui ser estudiada en relació a la data del matrimoni i que no es pugui inferir cap informació sobre la cohabitació abans del matrimoni. En segon lloc, el fet que els esdeveniments biogràfics siguin emplaçats en una data d'escala anual impedeix esbrinar l'ordre de successió d'esdeveniments que ocorren en el mateix any i deduir-ne amb exactitud la relació recíproca.

## **Resultats**

L'anàlisi dels factors determinants de les ruptures de les unions realitzada per al conjunt de la població femenina d'Espanya eviden-

---

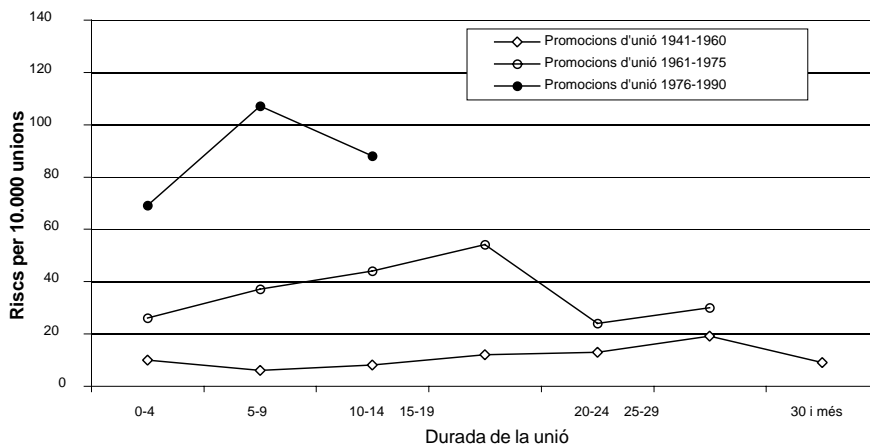
ciava que el caràcter consensual de la unió, les grans diferències d'edat entre els cònjuges, l'edat molt jove a la formació de la unió i l'absència de fills o la presència d'un sol fill en edat preescolar presentaven una relació positiva amb les ruptures de les unions. Però aquests factors de tipus individual o familiar no eren els únics que explicaven els més alts riscos de les ruptures a Espanya, sinó que també ho feien els de tipus contextual, com l'efecte de la legislació sobre el divorci en el decurs del temps, el lloc de residència a quinze anys, la classe social del pare o el precedent de divorci patern. L'estudi mostrava, a més a més, que l'efecte d'alguns factors canviava al llarg del temps. És a dir, a mesura que analitzàvem les promocions d'unions més joves, trobàvem que l'efecte de selecció sociodemogràfica de les dones que protagonitzaven una ruptura s'anava reduint. D'aquesta manera, un nivell d'instrucció alt, una elevada condició socioeconòmica del pare, la residència en un municipi gran, minven a poc a poc el seu efecte en les probabilitats de ruptura de les unions (Houle *et al.*, 1998).

En el conjunt de l'Estat espanyol, Catalunya, juntament amb les Illes Canàries, les Illes Balears i Madrid, presenta uns dels valors més alts de l'índex sintètic de ruptures (Solsona *et al.*, 1998). Quina és la importància de cada determinant en la ruptura d'unió a Catalunya? Quin sentit té l'efecte de cadascun d'ells? És també present a Catalunya l'efecte de selecció sociodemogràfica? Aquest efecte ha minvat en el temps? Són tan importants els factors contextuais a Catalunya com ho eren per al conjunt de l'Estat? Aquestes són algunes de les preguntes que ens plantegem aquí.

#### **a) Anàlisi univariant dels determinants sociodemogràfics**

En aquest apartat, a més d'analitzar l'efecte aïllat i els efectes conjunts de cada determinant en la propensió a la ruptura, s'ha volgut obtenir una imatge de l'evolució en el temps de les seves incidències, des del 1940 fins al moment de l'enquesta. Amb aquesta intenció, es presenten els resultats per promocions d'unions. En alguns casos, les promocions considerades són tres: la de 1941-1960, la de 1961-1975 i la de 1976-1990. En d'altres casos, per tal de reduir l'alta variabilitat que introdueix el petit nombre d'observacions, les promocions presentades són dos, resultat de l'agrupació de les dues últimes promocions (1961-1975 i 1976-1990) en una de sola (1961-1990). Finalment, cal assenyalar que s'ha volgut, a més, oferir una imatge de quina és la influència de cada determinant en els darrers cinc anys observables mitjançant l'estudi del període 1986-1990.

**Figura 1. Taxa anual de ruptura per promocions segons la durada de la unió.**



Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

## **a.1. Característiques de les unions**

### ***Durada de la unió***

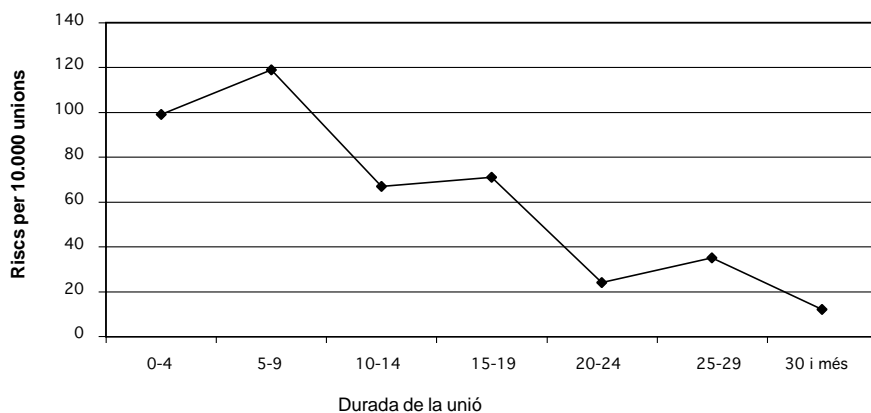
Donada la importància que té per si sol el temps transcorregut de vida en parella en el fet de separar-se i considerant que les diferents durades de la unió influeixen diferentment en cadascun dels altres determinants, la durada de la unió és considerada aquí una covariable, o variable explicativa, de primer ordre. És per això que s'han estandaritzat tota la resta dels determinants per la durada de la unió.

La figura 1 mostra, per a les promocions 1941-1960, 1961-1975 i 1976-1990, el risc anual de ruptura segons la durada de la unió. La corba relativa a la primera promoció dibuixa uns riscos que varien poc segons la durada. Pel que fa a la segona promoció, la de les unions formades dins el període 1961-1975, s'hi observa un canvi important, tant per l'augment dels riscos com per la forma que pren la corba, en què el risc augmenta a cada durada fins a assolir el valor més alt a la durada 15-19 anys. Finalment, la tercera promoció és la que presenta els riscos més alts de ruptura i la que manifesta el canvi més important. En aquesta darrera corba els riscos augmenten fins a arribar al màxim valor a la durada 5-9 anys. Aquest patró de ruptura per separació o divorci que marca la promoció 1976-1990 és semblant al que s'observa a Suècia, Anglaterra-Galles, Finlàndia, Dinamarca, Bèlgica, Països Baixos

i França (Roussel *et al.*, 1983), països on la incidència del fenomen és molt més important. És també aquest mateix patró el que assenyala la mateixa promoció d'unions per al conjunt d'Espanya.

A la figura 2 es pot observar que per al període 1986-1990 la corba dels riscos presenta uns nivells relativament alts a les durades més curtes (0-4 anys), i assoleix també el nivell més alt a la durada 5-9 anys, i una caiguda fins a les durades més llargues, en què s'assoleix el nivell més baix.

**Figura 2. Període 1986-90. Taxa anual de ruptura per durada de la unió.**



Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

### **Temps històric**

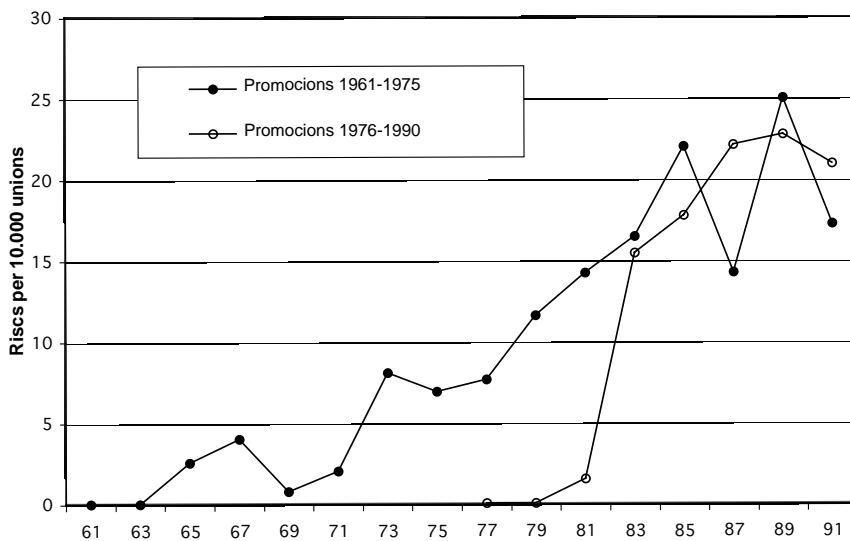
Per tal d'observar les diferències en la probabilitat de ruptura d'unio amb el pas del temps, hem calculat els riscos de ruptura de les unions per promocions estandarditzats per durada, segons l'any de calendari. A la figura 3 hem representat els riscos corresponents a les dues darreres promocions, 1961-1975 i 1976-1990. La baixa incidència que sembla mostrar el determinant del temps històric i l'alta variabilitat de la seqüència dels punts com a conseqüència del baix nombre de casos ens han portat a excloure de la representació els valors corresponents a la promoció 1941-1960.

Les dues promocions (1961-1975 i 1976-1990) de la figura no mostren diferències importants de nivells. Per a ambdues, els nivells més baixos es concentren en els quatre primers anys d'observació, i



a partir de llavors els riscos creixen amb bastant regularitat. El que marca la diferència entre ambdues promocions és, però, el ritme de creixement dels riscos, que, tot i ser fort en tots dos casos, ho és molt més per a l'última promoció. És així com, a partir de l'any 1983, ambdues promocions presenten valors molts semblants (entre el 15 i el 25 per mil). Els canvis legislatius semblen influenciar menys a Catalunya que al conjunt de l'Estat espanyol, ja que en la primera, l'augment de la propensió a la ruptura per separació o divorci comença a registrar-se a partir del 1975, mentre que en el segon s'hi observa un efecte important del moment de l'aplicació de la llei de divorci. De fet, la tendència a l'acceleració de les ruptures d'unions a Catalunya s'avança al moment de l'aplicació de la llei.

**Figura 3. Taxa de ruptura de les unions segons el temps històric per promocions d'unió. Estadarditzats per durada de la unió.**



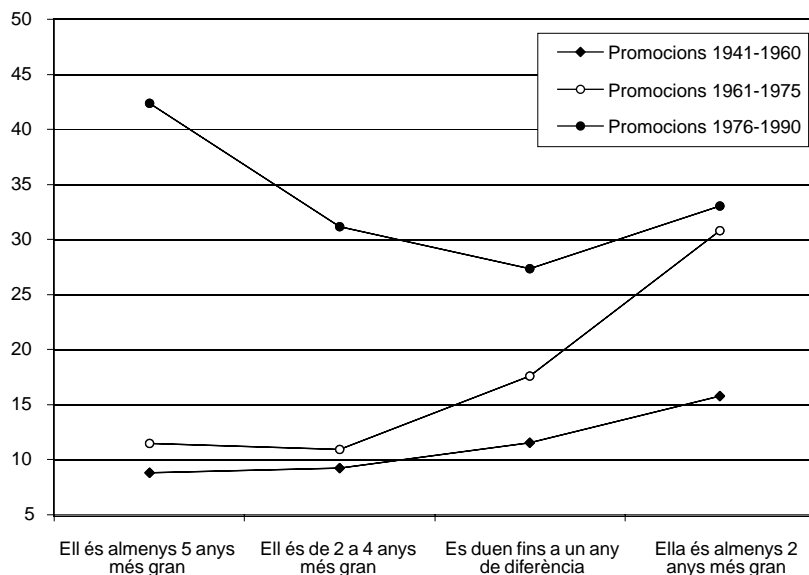
### ***Diferència d'edat entre cònjuges***

Tot i que els treballs que inclouen aquesta variable explicativa del divorci no porten cap a conclusions definitives, se sol considerar que una diferència d'edat elevada entre els membres de la parella i, sobretot, quan ella és més gran que ell, pot ser origen de conflictes en les relacions de parella. Aquesta situació d'heterogàmia, relacionada amb una més alta probabilitat de ruptura segons aquesta interpretació, s'oposaria a la situació d'homogàmia, que sembla generar més capacitat de consens entre els membres de la parella (Bumpass *et*

al., 1991, p. 34; Tzeng, 1992, p. 692). Aquestes observacions estan basades en treballs americans, els quals, fins allà on nosaltres coneixem, constitueixen l'única font de comparabilitat, excepció feta del treball que vam realitzar per al conjunt espanyol.

Per tal de conèixer més de prop l'efecte de l'homogàmia i de l'heterogàmia a Catalunya, hem procedit a classificar les unions segons quatre nivells de diferència d'edat: en primer lloc les unions en què ell és almenys cinc anys més gran, en segon lloc aquelles en què ell és de dos a quatre anys més gran, que és la diferència d'edat entre cònjuges més estesa, en tercer lloc aquelles en què els membres de la parella es duen fins a un any de diferència, i finalment aquelles en què ella és almenys dos anys més gran. Les sèries representades a la figura 4 són el resultat d'una regressió logística en què s'ha estandarditzat per durada de la unió i per edat a la primera unió. A les dues primeres promocions l'heterogàmia actua en el sentit esperat, i d'aquesta manera augmenten considerablement els riscos de ruptura quan ella és més gran que ell. Però, per a la darrera promoció en observació, el risc més alt se situa justament en aquelles unions en què ell és almenys cinc anys més gran que ella. El càlcul dels riscos del període 1986-1990, obtingut amb el mateix procediment, confirma el patró de la darrera promoció.

**Figura 4. Taxa anual de ruptura d'unió segons la diferència d'edat entre cònjuges. Estandarditzat per durada de la unió i edat a la unió.**



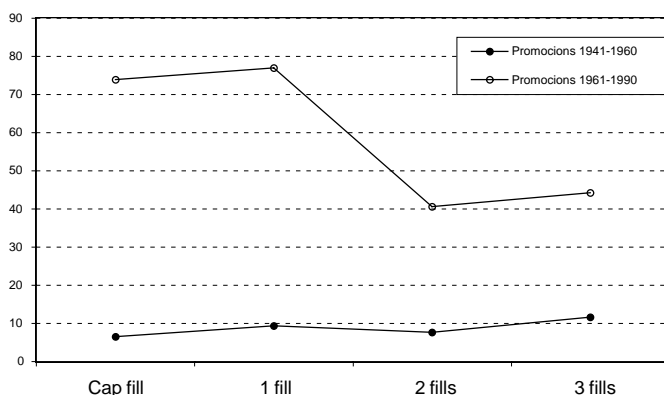
Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

Per tant, mentre que al conjunt d'Espanya l'heterogàmia s'associa positivament amb la ruptura d'unions, a Catalunya l'evolució que mostren les tres promocions observades és un canvi de sentit: en les dues primeres promocions diferències petites d'edat favorables a les dones presenten probabilitats més altes que les diferències grans d'edat a favor dels homes, mentre que en la darrera aquest fet s'inverteix. Tanmateix els riscs més petits, tant a Espanya com a Catalunya, es presenten en les diferències d'edat més homogàmiques, segons la norma patriarcal, és a dir: petites diferències d'edat entre els cònjuges a favor dels homes.

### **Presència i edat dels fills menors**

La idea segons la qual els fills uneixen i consoliden la parella va ser a bastament estesa, fins i tot en cercles científics, i això va ser així fins que Cherlin (1977) va demostrar que la presència de fills només redueix la probabilitat que la unió es trenqui mentre els nens es troben en edat escolar. Aquest resultat posava sobre la taula el fet que calia tenir en compte no només el nombre de fills, sinó també la seva edat. Toulemon (1994) proposà d'analitzar l'efecte combinat de la presència i l'edat dels fills com un determinat únic sobre la propensió al divorci. Aquest autor observà que a França les unions sense fills es trencaven amb més freqüència que les unions amb fills, sobretot en els deu primers anys de vida en parella, i a més va percebre que el que més protegia la família del divorci era la presència d'un nadó.

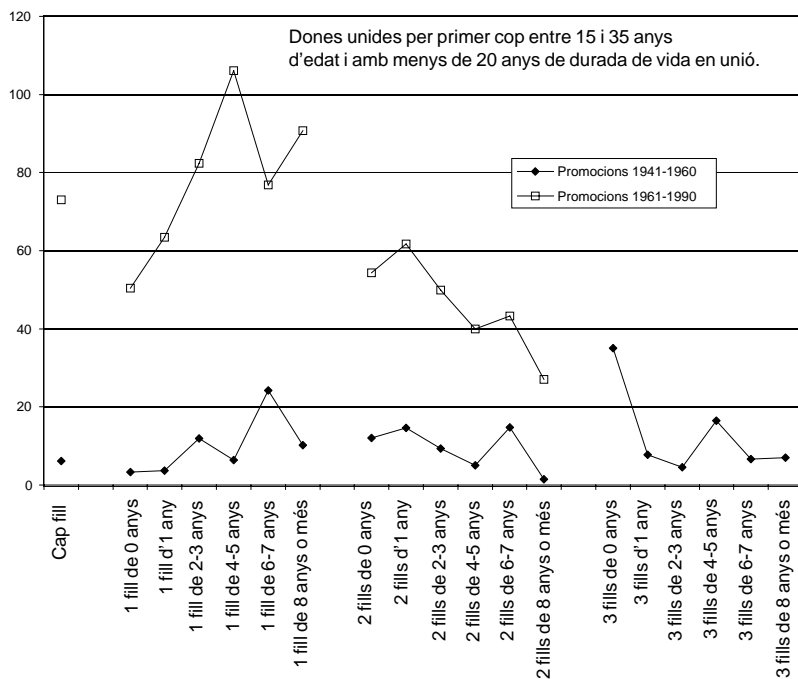
**Figura 5. Taxa anual d'unió segons el nombre de fills. Estandarditzat per durada de la unió.**



Dones unides per primer cop entre 15 i 35 anys d'edat i amb menys de 20 anys de durada de vida en unió.

La figura 5 presenta els riscos de ruptura segons el nombre de fills, variable que hem agrupat en quatre categories: cap fill, un fill, dos fills i tres fills i més. Hem preparat dues sèries corresponents a dues promocions, la de 1941-1960 i la de 1961-1990. Per calcular els riscos, hem seleccionat les dones que s'unien per primer cop entre els quinze i els trenta-cinc anys i que havien tingut menys de vint anys de durada de vida en unió. Això ens permet agrupar només les dones amb risc de tenir fills, i com que es tracta de promocions amb durades d'unió molt diferents, ens permet fer-ne la comparació. Els resultats mostren una enorme diferència de nivells de riscos entre les dues promocions en observació. La sèrie corresponent a la promoció d'unions de 1941-1960 no mostra cap variació significativa dels nivells de riscos segons el nombre de fills. Això s'oposa al que hem observat per a la següent, la de 1961-1990, en què s'estableixen dos nivells de riscos: no tenir cap fill és una situació d'alta propensió a la ruptura i aquest risc arriba a ser superat de poc per les dones amb un sol fill (un risc del 78 per deu mil), mentre que les dones amb dos o tres fills i més mostren riscos la meitat de baixos.

**Figura 6. Taxa anual de ruptura d'unió segons el nombre de fills i l'edat del més jove. Estandarditzat per durada de la unió.**



Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

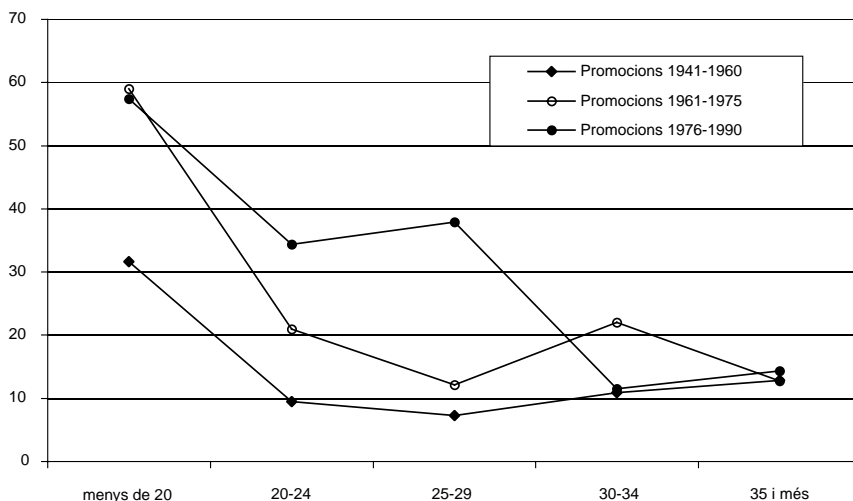
Quan fem intervenir la presència i l'edat dels fills com un sol determinant, obtenim una visió molt diferent. La figura 6 mostra una forta diferència de nivell segons les promocions en observació, però unes formes bastant semblants entre ambdues. Per a la primera, els riscos són molt baixos i la variació entre ells pot venir donada pel baix nombre de casos repartits entre un gran nombre de categories. Aquesta variabilitat no impedeix observar que en la darrera promoció, la de 1961-1990, la sèrie de riscos dibuixa un model segons el qual l'absència de fills està associada a un alt risc de ruptura; en néixer el primer fill el risc disminueix, però a mesura que aquest va fent edat, el risc augmenta fins a arribar als nivells més alts cap als quatre-cinc anys, i aquest risc es manté relativament molt alt entre els sis i els vuit anys (per sobre del 75 per deu mil). En arribar al segon fill, els riscos baixen considerablement i continuen fent-lo fins a l'arribada del tercer naixement. Aquests resultats coincideixen amb el que s'ha observat per a França (Toulemon, 1994) i Espanya (Houle *et al.*, 1998).

## **a.2. Característiques individuals de les dones**

### **L'edat a la unió**

La major «feblesa conjugal» de les unions formades en edats molt joves, o el que ve a ser el mateix, la relació negativa entre l'edat a la

**Figura 7. Taxa anual de ruptura per l'edat a la unió. Estandarditzat per durada de la unió.**

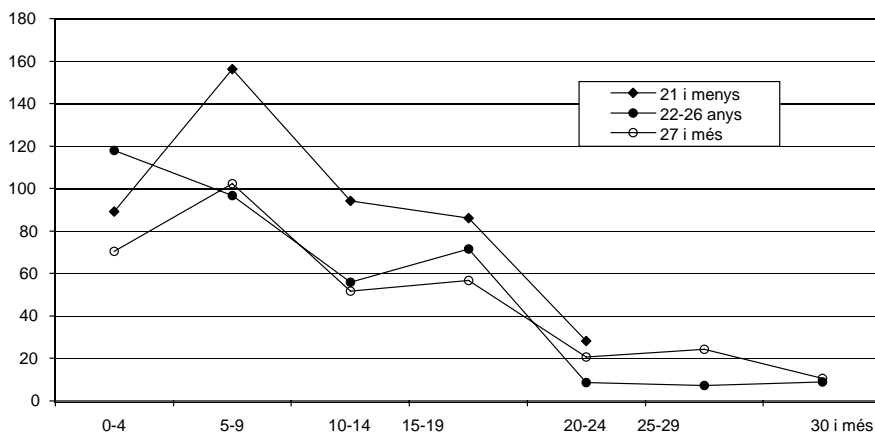


Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

primera unió i la ruptura per separació o divorci, és una constant en els estudis de divorci. És provat que com més joves es casen els membres d'una parella més alt sol ser el risc de ruptura, i això és així en països tan diferents com Itàlia (De Rose, 1992) i el Canadà (Le Bourdais i Neill, 1998). Aquest risc és generalment fort, tant si s'observa aïlladament com quan es tenen en compte la resta de variables (Castro i Bumpass, 1989). A Espanya, els resultats també són clars en aquest sentit i les raons que s'aporten vénen a relacionar-se amb la idea de precocitat o precipitació. Pot tractar-se d'una unió forçada per un embaràs; pot tractar-se d'una precocitat en la recerca de parella o, el que és el mateix, un període insuficient per al coneixement en profunditat de la parella; pot tractar-se d'una precocitat per la manca de maduresa o competència necessàries per fer front a una vida de parella; i, finalment, hi ha la manca de recursos econòmics, educatius i emocionals dels més joves (Houle *et al.*, 1998).

Com hem observat en els determinants anteriors, els riscos augmenten d'una promoció a la següent; i, com s'ha observat per a Espanya, aquests riscos superiors de ruptura de les dones que més joves han començat a viure en parella es donen també a Catalunya, tal com es pot observar a la figura 7. Finalment, cal esmentar també que els riscos més baixos se situen per a cada promoció prop dels 25-29 anys per a les promocions 1941-1960 i 1961-1975, i als 30-34 anys per a la promoció 1976-1990.

**Figura 8. Període 1986-1990. Taxa anual de ruptura per edat a la unió i durada de la unió.**



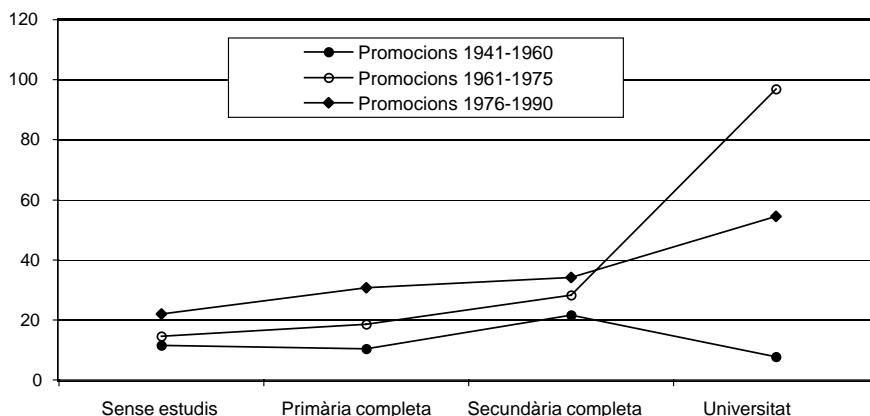
Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

La figura 8 representa la visió transversal, per al període 1986-1990, de les sèries de riscos per durada d'unió per a tres grans grups d'edat a la primera unió: les formades quan la dona tenia vint-i-un anys i menys, les formades quan tenia entre vint-i dos i vint-i-sis anys inclosos, i les formades quan en tenia més de vint-i-sis. Hi observem de nou la reproducció del patró de ruptura per durada de les unions: la durada d'unió 5-9 anys i els cinc primers anys de vida en unió són les ocurrències que concentren els valors més alts, i aquests són relativament alts fins a la durada 15-19 anys. I pel que fa a l'edat a la unió, tal com ja hem vist més amunt, són les dones que més joves han començat a viure en parella (vint-i-un anys i menys) les que registren la sèrie més alta de riscos per durada.

### **Nivell d'estudis**

El nivell d'estudis és, sense cap mena de dubte, un determinant important de la ruptura d'unions. El nivell educatiu no solament determina l'edat en què s'estableix la unió, ja que moltes dones comencen el període productiu i reproductiu després d'haver finalitzat el període educatiu, sinó que, a més, afecta el tipus d'inserció en el mercat de treball que es pot esperar i les condicions socioeconòmiques que se'n deriven. Per això el nivell educatiu és de gran importància a l'hora de percebre tant el context en què es genera la decisió d'una dissolució de la unió com els escenaris als quals hauran de fer front les dones separades. Els quatre nivells que hem emprat

**Figura 9. Taxa anual de ruptura d'unió segons el nivell d'estudis assolit. Estandarditzat per durada de la unió i edat a la unió.**

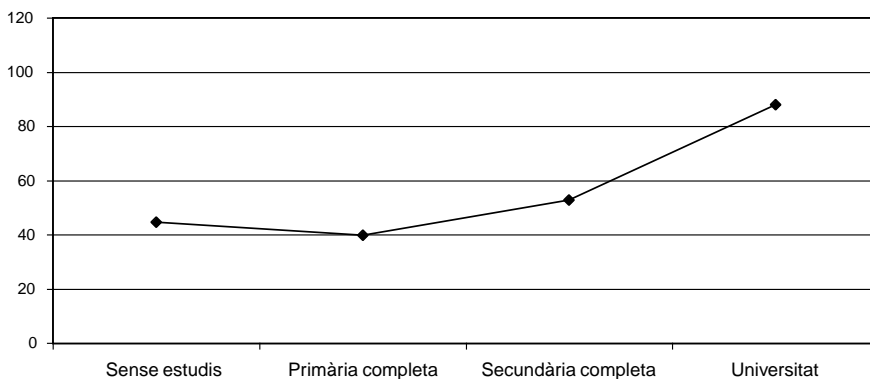


Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

són: «sense diploma d'estudis», «amb educació primària», «amb educació secundària» i «nivell universitari». Hem obtingut els riscos estandarditzant tant per durada de la unió com per edat a la unió, atès que, com hem comentat més amunt, les diferents edats a la unió amaguen de fet nivells educatius diferents.

Les sèries de riscos de ruptura relatives a cada promoció d'unions i segons els nivells educatius es presenten a la figura 9. Els riscos augmenten amb el nivell educatiu, excepció feta de la primera promoció, que té pocs casos perquè està conformada per dones que van accedir a la universitat en una proporció molt feble. Els riscos augmenten també, com hem observat anteriorment, d'una promoció a la següent. Però es veu un salt qualitatiu des dels valors de la segona promoció als de la tercera. Així, les dones que van obtenir diploma universitari i que van formar una unió en el període 1961-1975 doblen el risc de ruptura d'aquelles que, havent acabat el mateix nivell d'estudis, es van casar dins el període 1976-1990.

**Figura 10. Període 1986-1990. Taxa anual de ruptura d'unió per nivell d'estudis assolit. Estandarditzat per durada a la unió i edat a la unió.**



Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

La figura 10 representa la sèrie de riscos de ruptura segons el nivell d'estudis per al període 1986-1990. Per als cinc anys anteriors a l'enquesta, les ruptures d'unions de les dones que havien obtingut diploma de secundària i d'aquelles que havien obtingut diploma universitari eren més altes que les de les dones de nivells educatius inferiors. Ara bé, el que més destaca és que la propensió a la ruptura de les dones amb nivells d'estudis universitaris és molt més alta que la d'aquelles amb nivell d'estudis de secundària (52 per deu mil i 88 per deu mil).



En el cas de Catalunya, la relació entre educació i dissolució és positiva com en el cas d'Itàlia (De Rose, 1992) i d'Espanya (Houle *et al.*, 1998). En aquest cas, però, no veiem l'efecte de «normalització» que s'havia pogut observar per al cas del conjunt de la població femenina espanyola, en què, amb el temps, el fet de la ruptura perdia el caràcter selectiu segons el nivell d'educació. L'efecte de l'educació s'adaptaria al raonament segons el qual la ruptura per separació o divorci s'explicaria per les capacitats econòmiques, la capacitat de negociació amb la parella i les qualitats professionals.

En resum, en comparar l'efecte *brut* de certes variables explicatives de les ruptures de les unions a Catalunya amb el conjunt d'Espanya, trobem semblances, però també algunes diferències. La durada de la unió, la presència i l'edat del fills i l'edat a la primera unió tenen efectes semblants tant a Catalunya com al conjunt d'Espanya. En canvi, els canvis legislatius (mesurats a partir del temps històric) tenen un efecte més fort a Espanya que a Catalunya; l'heterogàmia (diferència d'edat entre els cònjuges) a favor de les dones també, i en canvi a Catalunya es produeix un canvi de sentit. I, per últim, el nivell educatiu, que a Espanya perd el seu efecte selectiu entre les generacions més joves, a Catalunya, segons els resultats presentats aquí, semblaria que no. De tota manera, cal tenir present que en aquest estudi sobre Catalunya, en tractar una mostra més petita, ens hem vist obligats a tractar sovint totes les promocions d'unions del període 1961-1990 en un sol bloc, tot i que sabem molt bé que estem barrejant experiències —en aquest cas pel que fa a l'educació, però també podríem parlar d'altres aspectes com el de l'activitat laboral— de generacions molt diferents. Queda pendent, per tant, un estudi detallat capaç de captar al mateix temps la diversitat territorial i el canvi generacional.

### **Model multivariat dels determinants de la ruptura de les unions**

Amb la confecció del model multivariat podem assenyalar quina és la incidència de cada determinant en la propensió a la ruptura de les unions, tenint en compte l'efecte de la resta; podem, per tant, mesurar l'efecte *net* de cada variable. Primer hem fet un model amb les variables comentades a l'apartat anterior, el model I. Després n'hem fet un altre, el model II, en el qual hem inclòs cinc variables noves. Hi hem inclòs tres variables referents a *característiques contextuais*, en particular característiques de la família d'origen de la dona: la classe socioeconòmica del pare, que apareix en quatre categories (alta, mitjana alta, mitjana baixa, i baixa); el precedent de divorci dels pares, i

la grandària del municipi de residència als quinze anys, que considerem aquí com a municipi de socialització. Hem inclòs una *característica de la unió*: la forma d'unió, és a dir, si la unió és matrimonial o consensual. I en el grup de les *característiques individuals de la dona*, hi hem inclòs la situació d'ocupació. Aquests dos models, els hem fet per a Catalunya per a les dues promocions agrupades: la de 1941-1960 i la de 1961-1990. I per tal d'esbrinar una mica més les peculiaritats del cas català, hem aplicat el model II a Catalunya i a la resta d'Espanya (és a dir, Espanya sense incloure l'experiència de les dones residents a Catalunya l'any 1991) per al període 1986-1990, a fi d'obtenir la imatge transversal més propera al moment de l'enquesta.

Comentem primer els resultats de Catalunya dels dos models i de les dues promocions (vegeu taula 1). Els resultats del model I confirmen tot el que hem comentat a l'apartat anterior. Per exemple, quant a la durada i el temps històric, els resultats també proven el que ha estat assenyalat anteriorment. En el cas de la durada, es confirma la recent conformació d'un model en què els riscos més elevats estan en la durada 5-9 anys; i en el cas del temps històric es confirma la importància dels temps més recents. Amb els resultats corresponents a l'edat a la unió i a la diferència d'edat entre cònjuges confirmem també el que s'ha vist anteriorment, encara que amb baix nivell de significació. Només és significatiu el fet que a la primera promoció, les unions en què la dona és almenys dos anys més gran duplica el risc respecte d'aquelles unions en què ell és almenys cinc anys més gran. De la presència i l'edat dels fills, es confirma per a la promoció 1961-1990 que la situació més propensa a una ruptura es dona quan hi ha només un fill de set anys o més.

La comparació del model II amb el model I és interessant perquè permet detectar certs efectes d'interacció entre variables. El cas més clar és el del nivell educatiu, que per a la promoció 1961-1990 minva el seu efecte en el model II. Vol dir que en introduir noves variables en el model, el seu *efecte net* es redueix. Podem deduir-ne que hi ha una interacció molt forta amb la condició d'activitat o d'ocupació, tal com hem vist en un estudi recent per a Espanya (Solsona i Houle, 1999), i probablement també amb la categoria socioeconòmica del pare. És a dir, que per a aquesta promoció, l'efecte de l'educació no seria independent de la situació econòmica.

El model II permet precisar l'*efecte net* de totes les variables considerades. Per exemple, pel que fa a les característiques de la família d'origen, els antecedents de divorci dels pares i la pertinença a la classe alta, com també haver viscut d'adolescent en un municipi gran, tenen un efecte clarament positiu en la propensió a la ruptura de la

*Els determinants sociodemogràfics  
de les ruptures d'unions a Catalunya*

**Taula 1.**  
**Risc relatiu (odds-ràtios) de ruptura d'unió segons algunes variables explicatives.**  
**Promoció 1941-1960 i 1961-1990, Catalunya.**

	Promoció 1941-1960		Promoció 1961-1990	
	Model I	Model II	Model I	Model II
<b>Durada de la unió</b>				
(0-4 anys)	1	1	1	1
5-9 anys	0,273 ***	0,258 ***	1,172	1,242
10-14 anys	0,247 ***	0,232 ***	0,891	0,918
15-19 anys	0,323 **	0,288 **	0,780	0,803
20-24 anys	0,316 *	0,358	0,290 ***	0,314 ***
25-29 anys	0,383	0,492	0,338 **	0,318 **
30 anys i més	0,141 ***	0,203 **	0,011	0,015
<b>Temps històric</b>				
1941-45	0,003	0,005	—	—
1946-50	0,142 **	0,132 **	—	—
1951-55	0,356	0,423	—	—
1956-60	0,192 ***	0,216 **	—	—
1961-65	0,271 **	0,325 **	0,177 **	0,268 *
1966-70	0,397 **	0,348 **	0,149 ***	0,211 ***
1971-75	0,455 *	0,412 **	0,381 ***	0,435 ***
1976-80	0,315 ***	0,271 ***	0,406 ***	0,452 ***
1981-85	0,487 *	0,422 **	0,844	0,885
(1986-90)	1	1	1	1
<b>Edat a la unió</b>				
21 anys i menys	2,401 ***	1,990 **	2,991 ***	3,005 ***
22-26 anys	0,813	0,747	1,780 ***	1,791 ***
(27 anys i més)	1	1	1	1
<b>Dif. d'edat entre cònjuges</b>				
(Ell és almenys 5 anys més gran)	1	1	1	1
Ell és de 2 a 4 anys més gran	1,034	0,968	0,814	0,851
Es porten un any de diferència	1,283	1,182	0,926	1,065
Ella és almenys 2 anys més gran	1,817 *	1,900 *	1,525 *	1,331
<b>Nivell diploma</b>				
(Sense estudis)	1	1	1	1
Primària	0,901	0,980	1,290	1,204
Secundària	0,763	2,051	1,557 **	1,199
Universitat	0,619	0,544	13,623 ***	2,455 ***
<b>Fills</b>				
(Dona < 40 anys sense fills)	1	1	1	1
1 fill de 0-1	0,513	0,462	0,817	0,818
1 fill de 2-6	2,012	3,047 *	11,220	1,457 *
1 fill de 7 o més	3,135 **	5,787 ***	1,749 **	2,143 ***
2 fills	1,736	3,134 *	0,763	0,991
3 fills i més	3,076 **	6,835 ***	1,069	1,422
Dona > = 40 anys sense fills	1,653	3,008	2,145 **	2,329 **
<b>Classe social pare</b>				
Alta		0,941		2,069 ***
Mitjana alta		1,177		1,417 **
Mitjana baixa		1,200		1,262
(Baixa)		1		1
<b>Pares sep./div.</b>				
(No)		1		1
Sí		0,012		3,727 ***
<b>Mida municipi als 15 anys</b>				
(Menys de 5.000)		1		1
5.001-20.000		0,917		1,517 *
20.001-100.000		1,080		1,487 *
Més de 100.000		1,401		2,095 ***
<b>Forma d'unió</b>				
(Matrimoni)		1		1
Unió consensual		5,896 **		2,242 ***
<b>Situació d'ocupació</b>				
(No ocupada)		1		1
Ocupada		3,891 ***		1,590 ***
Nombre d'anys viscuts en unió	103,985	98,745	61,370	58,233
Nombre de separacions	113	103	327	298
Taxa bruta de separació (per 10.000)	10,9	10,4	53,3	51,2
-2 Log versemblança	1,699	1,495	3,874	3,457

\*\*\* Significatiu a 0,01; \*\* Significatiu a 0,05; \*Significatiu a 0,1

Categoria de referència entre parèntesis

Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

unió per a les promocions més joves (1961-1990); el fet d'haver nascut en una categoria socioeconòmica alta dobla respecte a la categoria de referència (classe baixa) la propensió a la ruptura; el fet d'haver viscut la separació dels pares gairebé quadruplica la mateixa propensió respecte als qui no l'han viscuda (categoria de referència); i el fet d'haver viscut en un municipi de més de 100.000 habitants, on el contacte amb les formes urbanes de vida té un paper de difusor dels comportaments, multiplica aquesta propensió per 3,7 (respecte a la categoria de referència: menys de 5.000 habitants) en el cas de les promocions 1961-1990.

Pel que fa al tipus d'unió, el major risc de dissolució de les unions consensuals respecte de les matrimonials es fa palès en ambdues promocions, tot i que sabem que està subestimat pels problemes de confecció de l'Enquesta Sociodemogràfica del 1991, que codifica com a matrimonis aquelles unions iniciades com a unions consensuals.

Amb el nivell d'educació i la situació d'ocupació, ens aproximem al context en què la decisió de la ruptura és concebuda i, també, al context en què s'afrontarà posteriorment aquesta decisió. Amb el nivell d'educació també se'ns reafirma el que hem vist anteriorment, que per a la segona promoció els riscos de separació dels universitaris són 2,5 vegades respecte de la situació «sense estudis». Finalment, pel que fa a la situació d'ocupació, cal esmentar l'alt valor significatiu que té per a les dues promocions. En ambdós casos, quan la dona està ocupada els riscos augmenten respecte de la situació de no ocupada. Per a les primeres promocions, el fet d'estar ocupada quasi quadruplicava el risc, mentre que per a les promocions 1961-1990 el risc es multiplica per 1,6.

Comentem ara les diferències dels resultats del model II per al període 1986-1990 per a Catalunya i la resta d'Espanya. Al marge dels problemes de significació amb què ens enfrontem a Catalunya, per la mida reduïda de la nostra mostra, les diferències semblen prou importants i consistents, tot i que ja diem per endavant que més que comparar Catalunya amb la «resta» d'Espanya —una «resta» força heterogènia, per cert—, valdria la pena, en futurs estudis, fer aquesta comparació amb altres regions de l'Estat que tenen un tarannà demogràfic i social diferenciat. Dit això, veiem a la taula 2 que en moltes variables el divorci o separació sembla ser més selectiu a la resta d'Espanya que a Catalunya. Així ho il·lustra, per exemple, el fort efecte sobre la propensió a una ruptura de la unió de variables com el tipus d'unió (molt més elevada en el cas de les parelles de fet), la grandària del municipi de residència als quinze anys (com més gran el risc és més elevat), el nivell d'estudis (que augmenta el risc quan

*Els determinants sociodemogràfics  
de les ruptures d'unions a Catalunya*

**Taula 2.**  
**Risc relatiu (odds-ràtios) de ruptura d'unió segons algunes variables explicatives.**  
**Període 1986-1990, Catalunya i Espanya (sense Catalunya).**

	<b>MODEL II</b>	
	<b>Catalunya</b>	<b>Espanya (sense Catalunya)</b>
<b>Durada de la unió</b>		
(0-4 anys)	1	1
5-9 anys	1,181	1,344 **
10-14 anys	0,812	1,379 **
15-19 anys	0,781	0,997
20-24 anys	0,290 **	0,952
25-29 anys	0,432 *	0,781
30 anys i més	0,263 ***	0,284 ***
<b>Edat a la unió</b>		
21 anys i menys	1,553	2,639 ***
22-26 anys	1,092	1,238 ***
(27 anys i més)	1	1
<b>Dif. d'edat entre cònjuges</b>		
(Ell és almenys 5 anys més gran)	1	1
Ell és de 2 a 4 anys més gran	0,874	1,063
Es porten un any de diferència	0,855	1,477 ***
Ella és almenys 2 anys més gran	0,715	2,154 ***
<b>Nivell de diploma</b>		
(Sense estudis)	1	1
Primària	0,876	1,103
Secundària	0,973	1,449 ***
Universitat	1,377	1,444 **
<b>Fills</b>		
(Dona < 40 anys sense fills)	1	1
1 fill de 0-1	0,832	0,888
1 fill de 2-6	1,767 *	1,250
1 fill de 7 o més	2,040 *	1,108
2 fills	0,829	0,719 **
3 fills i més	1,809	0,943
(Dona > = 40 anys sense fills)	0,607	0,709
<b>Classe social pare</b>		
Alta	2,004 **	1,201
Mitjana alta	1,694 **	1,278 **
Mitjana baixa	1,383	0,966
(Baixa)	1	1
<b>Pares sep./div.</b>		
(No)	1	1
Sí	4,022 ***	1,743 **
<b>Mida del municipi als 15 anys</b>		
(Menys de 5.000)	1	1
5.001-20.000	1,273	1,798 ***
20.001-100.000	1,154	1,797 ***
Més de 100.000	1,399	3,228 ***
<b>Forma d'unió</b>		
(Matrimoni)	1	1
Unió consensual	1,741	3,512 **
<b>Situació d'ocupació</b>		
(No ocupada)	1	1
Ocupada	1,810 ***	1,832 ***
Nombre d'anys viscuts en unió	28.356	179.288
Nombre de separacions	146	660
Taxa bruta de separació (per 10.000)	51,5	36,8
-2 Log versemblança	1.664	7.898

\*\*\* Significatiu a 0,01; \*\* Significatiu a 0,05; \*Significatiu a 0,1  
Categoria de referència entre parèntesis

Font: Elaboració pròpia a partir de l'ESD.

es tenen estudis secundaris o universitaris), la diferència d'edat entre els cònjuges (en el cas que ella sigui més gran que ell el risc creix molt), una edat precoç a la unió sempre associada positivament amb la propensió a una ruptura, i, per últim, la durada de la unió (que, en el cas de la resta de Espanya, presenta dos grups de durada modal, el conegut 5-9 anys de durada i el següent, dels deu als catorze anys). A Catalunya, no és que aquestes variables no siguin importants, però el seu efecte és molt més reduït que a Espanya, o sigui que el divorci es comportaria de forma més democràtica en relació a les diverses modalitats de cada una d'aquestes variables, que a la resta d'Espanya són més discriminatòries.

A Catalunya, però, trobem resultats molt significatius i més elevats que a la resta d'Espanya, per l'antecedent de divorci dels pares, per la pertinença a la classe alta i per la presència d'un fill més gran de set anys. En els tres casos, els resultats de l'anàlisi transversal coincideixen plenament amb els obtinguts per a la promoció més recent (1961-1990) i recollits a la taula 1. Així, doncs, a Catalunya, durant el període 1986-1990, el fet de tenir pares que s'han separat o divorciat quadruplica el risc de ruptura respecte a les dones filles de pares no divorciats ni separats. També, ser filla de pares de classe alta duplica la probabilitat de divorci o de separació respecte a les filles de pares de classes baixa, i formar part d'una parella amb un sol fill més gran de set anys duplica el risc de ruptura respecte a la categoria de referència (dona menor de quaranta anys sense fills).

La condició d'activitat o situació d'ocupació és l'únic punt de coincidència entre Catalunya i la resta d'Espanya: estar ocupada gairebé duplica el risc de ruptura de la unió. Val a dir que el tema de l'activitat laboral, com a *proxy* de la independència econòmica de la dona, és una qüestió cabdal a l'hora d'explicar la freqüència de les ruptures de les unions, en particular a països com el nostre, on l'Estat del benestar no garanteix prestacions econòmiques a les dones que es troben en aquesta situació. De tota manera, aquest és potser un dels temes més difícils d'explorar; és un buit que es troba sovint en els estudis demogràfics sobre els determinants del divorci, fins i tot quan la informació que es té de les biografies familiars i laborals és força completa.

Darrerament, hem avançat en aquesta línia, però els resultats que hem trobat han desmuntat del tot les hipòtesis que havíem formulat al principi, basades en la idea que la seguretat a la feina (que mesurem pel tipus de contracte o de relació laboral de diferents maneres) era el factor clau que permetia a les dones, que es trobaven en una relació no satisfactòria, enfrontar un procés de divorci o de separació. I és que, de fet, el tema de la independència econòmica va

més enllà de tenir o no tenir una feina (Solsona i Houle, 1999). Inés Alberdi (1999), en seu darrer llibre, parla força d'aquesta complexitat i explica, per exemple, que una de les raons que fan que la major part de les mares obtinguin la custòdia dels fills és perquè d'aquesta manera assoleixen també el dret de gaudir de la casa conjugal mentre els fills són menors.

## **Conclusions**

En aquest treball s'ha pogut mostrar que les variables sociodemogràfiques generalment associades a la ruptura d'unió, tal com les ha identificades la literatura especialitzada, tenen també una clara incidència a Catalunya, i en la direcció esperada. Aquest és el cas de l'edat a la primera unió i, també, la diferència d'edat entre els membres de la parella; és també el cas del nivell d'educació, per al qual també s'ha trobat una relació positiva, i en menor mesura del temps històric, que difereix del que s'havia observat per a Espanya, on l'efecte segueix més de prop el canvi que representa la llei de divorci del 1981.

Algunes variables veuen canviar la seva influència amb el temps, és a dir, entre les promocions d'unió en observació. Aquest és el cas de la diferència d'edat entre els membres de la parella. Per a la primera unió, els riscos més importants es concentren en les categories en què la dona és més gran que l'home, però per a les promocions posteriors l'efecte observat canvia de sentit. Pel que fa a la presència i edat dels fills, hem pogut constatar que els resultats trobats per a Catalunya coincideixen plenament amb el que s'ha observat per a França i per al conjunt d'Espanya.

Finalment, els models multivariats han servit per a testar la incidència de tots els determinants en conjunt i se n'ha pogut observar també la incidència de nous: la classe socioeconòmica del pare, el precedent de divorci en la família d'origen, la grandària del municipi de residència a l'edat de quinze anys, la forma d'unió (matrimonial o consensual) i la situació d'ocupació. Tots els resultats coincideixen amb els resultats esperats.

## Bibliografia

- ALBERDI, Inés (1999). *La nueva familia española*. Madrid: Taurus.
- BUMPASS, Larry; CASTRO MARTÍN, Teresa; SWEET, James A. (1991). «The Impact of Family Background and Early Marital Factors on Marital Disruption». *Journal of Family Issues*, vol. 12, núm. 1, p. 22-42.
- CASTRO MARTÍN, Teresa; BUMPASS, Larry (1989). «Recent Trends in Marital Disruption». *Demography*, vol. 26, núm. 1, p. 37-51.
- CHERLIN, Andrew (1977). «The effects of Children on Marital Dissolution». *Demography*, vol. 14, núm. 3, p. 265-272.
- DE ROSE, Alessandra (1992). «Socio-Economic Factors and Family Size as Determinants of Marital Dissolution in Italy». *European Sociological Review*, vol. 8, núm. 1, p. 71-91.
- HOULE, René; SIMÓ, Carles; TREVIÑO, Rocío; SOLSONA, Montserrat (1998). «Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España». Comunicació presentada al III Seminari Urbà. Barcelona: Centre de Cultura Contemporània.
- LE BOURDAIS, Céline; NEILL, Ghyslaine (1998). «Are Mom and Dad Married? And Does it Matter for the Future of the Family?». Comunicació presentada al 1998 Annual Meeting of the Population Association of America.
- MONNIER, Alain (1998). «La conjoncture démographique: l'Europe et les pays développés d'Outre-Mer». *Population*, vol. 53, núm. 5, p. 995-1024.
- ROUSSEL, Louis [ed.] (1983). *Le divorce en Europe occidentale. La loi et le nombre*. París: INED.
- SOLSONA, Montserrat; HOULE, René (1999). «Women's Employment: a Determinant Factor or a Consequence of Union Disruption in Spain?». Comunicació presentada al seminari de la IUSSP «Women in the Labour Market in Changing Economies: Demographic Issues». Roma.
- SOLSONA, Montserrat; HOULE, René; SIMÓ, Carles (1999). «Separation and Divorce in Spain». *Southern European Society and Politics*, vol. 4/2, p. 194-221.
- SOLSONA, Montserrat; HOULE, René; SIMÓ, Carles (1997). «Separation et divorce en Espagne». Beijing, Congrès Mundial de Població de la IUSSP. Publicat a *Papers de Demografia*, núm. 129.
- SOLSONA, Montserrat; HOULE, René; SIMÓ, Carles; TREVIÑO, Rocío (1998). *Informe analític de la població separada i divorciada a Catalunya*. Barcelona: Institut Català de la Dona i Centre d'Estudis Demogràfics.
- TOULEMON, Laurent (1994). «La place des enfants dans l'histoire des couples». *Population*, vol. 49, núm. 6, p. 1321-1346.
- (1995). *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*. París: INED (Dossiers et Recherches; 46).
- TZENG, Meei-Shenn (1992). «The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages». *Journal of Marriage and the Family*, núm. 54, p. 609-619.