

Conséquences des ruptures familiales sur le départ et la mise en couple des enfants

C Villeneuve-Gokalp

Ined, France

Au moment où les premières générations d'enfants qui ont pâti des nouvelles conceptions du couple et de la famille parviennent à l'âge adulte, la question se pose de savoir si les enfants dont les parents se sont séparés abordent leur propre histoire familiale différemment des enfants élevés par leurs deux parents restés unis. Les conséquences d'une séparation ont fait l'objet de nombreuses études anglo-saxonnes. Celles-ci concluent à une plus grande précocité du franchissement des étapes familiales par les enfants de divorcés : du départ de chez les parents (Cherlin & *al.*, 1995 ; Kiernan, 1992) ; de la première union (Kiernan et Hobcraft, 1997 ; Thornton, 1991 ; van Hoorn et Arie de Graaf, 1991) ; de la naissance du premier enfant (McLanahan et Bumpass, 1988). Elles montrent également qu'ils commencent plus souvent leur première union hors mariage que les enfants élevés par leurs deux parents ensemble et qu'ils la rompent plus fréquemment ensuite (Kiernan et Cherlin et, 1999 ; Cherlin, Kiernan, Chase-Lansdale, 1995 ; McLanahan et Bumpass, 1988). Les études sur les enfants orphelins de père ou de mère sont plus rares, sans doute parce qu'aujourd'hui ces enfants sont moins nombreux que les enfants de divorcés, et que, contrairement à eux, ils tendent à diminuer. Ces études ne présentent pas toujours des conclusions identiques, mais la majorité d'entre elles indiquent que les comportements démographiques des orphelins devenus adultes sont peu différents de ceux des enfants de parents unis, voire plus tardifs (Lapierre-Adamcyk & *al.*, 1995 ; Kiernan, 1992 ; McLanahan et Bumpass, 1988).

En France, les conséquences d'une séparation ou d'un décès sur les modalités d'entrée dans l'âge adulte n'ont pas encore fait l'objet d'études spécifiques. Pourtant si seulement un jeune sur sept né entre 1945 et 1965 ne vivait pas avec ses deux parents à 16 ans, presque un sur cinq né à la fin des années soixante et un sur quatre né à la fin des années soixante-dix était dans ce cas (Villeneuve-Gokalp, 1999). L'objet de cette communication est de vérifier si les âges au départ du foyer parental et à la première union sont également plus jeunes en France pour les enfants de divorcés que pour les enfants de parents unis et de connaître les calendriers des enfants ayant un parent décédé. On se demandera si des comportements différents des enfants qui n'ont pas été élevés par leurs deux parents sont directement provoqués par la rupture familiale ou s'ils sont le fruit d'un processus de sélection qui peut avoir commencé plus tôt. Une comparaison entre enfants de divorcés et orphelins permettra de savoir si une émancipation plus jeune de la famille d'origine relève du fait d'avoir vécu avec un seul parent ou des biographies familiales différentes après un divorce et après un décès.

Les données

Pour répondre à ces questions, quatre grandes enquêtes nationales représentatives de la population française ont été utilisées. La plus importante est l'Étude de l'Histoire Familiale (désignée par la suite par les initiales EHF) à laquelle 235 000 femmes et 145 000 hommes de 18 ans et plus ont répondu. Elle a été réalisée dans le cadre du recensement général de la population de 1999. Les personnes ayant eu des enfants ont indiqué l'âge au départ de chacun de leurs enfants et si elles s'étaient séparées de l'autre parent ou s'il était décédé. Cette enquête ignore l'histoire familiale des enfants après leur départ, elle ne permet donc pas des analyses sur l'âge à la première union¹. La possibilité d'exploiter cette source de données étant récente, on a d'abord constitué un échantillon d'enfants à partir des femmes. Les premiers résultats présentés ici ne concernent que les enfants qui résidaient avec leur mère à 16 ans. Ceux qui ne vivaient pas avec elle à cet âge ont été exclus afin d'éviter de confondre les départs avec le père consécutifs à une rupture familiale avec les départs décidés par les enfants au moment où ils prennent leur indépendance. Pour connaître l'âge au départ des enfants qui ont vécu avec leur père à la suite d'une rupture parentale ou du décès de leur mère, nous étudierons ultérieurement le fichier « hommes » de cette enquête. Par ailleurs, nous n'avons retenu que les enfants nés après la guerre afin de limiter les informations erronées recueillies auprès de parents âgés.

Les trois autres enquêtes permettent d'étudier le départ de chez les parents et l'entrée en couple. Les enquêtes « Jeunes » (EJ) de 1992 et « Jeunes et Carrières » (EJC) de 1997 ont toutes deux été réalisées par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) auprès des moins de trente ans. L'enquête Situations Familiales et Emploi, version française de FFS² a été réalisée en 1994 auprès des 20-49 ans par l'Institut national d'études démographiques (Ined) en collaboration avec l'Insee.

Pour le départ de chez les parents, on a retenu les personnes de 22 ans et plus, et pour la première union de 25 ans et plus. EJ comprend un sous-échantillon de 6141 jeunes de 22-29 ans (générations 1963-70) dont 3906 ont au moins 25 ans ; - EJC : 5880 jeunes de 22-29 ans (générations 1968-75) dont 3724 de 25 ans et plus ; - FFS : 4573 adultes de 22-49 ans (générations 1944-72) dont 4044 de 25 ans et plus ; - EHF 217 520 enfants de 22 ans et plus, nés entre 1946 et 1977 (tableau 1)

¹ Elles sont possibles à partir des personnes interrogées, mais on ne sait ni si leurs parents ont vécu ensemble ni s'ils ont divorcé.

² *Fertility and Family Surveys* in Countries of the ECE Region. A project undertaken by the Population Activities Unit of the Economic Commission for Europe.

Définitions

Nous avons créé une variable décrivant les relations des parents à 18 ans, elle comprend trois items : parents unis, parents séparés, au moins un parent décédé. Un enfant dont les parents vivaient ensemble à 18 ans est considéré comme un enfant « de parents unis », même s'ils se sont séparés par la suite ou si l'un d'eux est décédé. Si l'un des parents est décédé après la séparation, on retient la séparation comme événement perturbateur (il reste un enfant de parents séparés). Si l'enfant est parti entre 16 et 18 ans, cette variable s'applique aux relations de ses parents au moment de son départ. Pour alléger la présentation, on désignera indifféremment par « enfants de divorcés » ou « enfants de parents séparés » tous les enfants dont les parents ne vivaient pas ensemble pour une autre raison que le décès de l'un d'eux, c'est à dire : un divorce, la rupture d'une union libre, l'absence de vie commune.

Dans les deux enquêtes menées auprès des jeunes (EJ et EJC), on dispose de deux définitions de l'âge au départ. La première correspond à la décohabitation définie comme l'installation dans un autre logement que celui des parents pour une durée minimale de six mois. Ce logement permet au jeune de vivre de manière autonome³, mais il peut appartenir aux parents ou être payé par leurs soins. La deuxième définition est celle de l'indépendance résidentielle, c'est à dire à l'installation dans un logement payé par le jeune lui-même ou son conjoint. Elle est plus tardive que la décohabitation (cf. tableau 1) et coïncide presque toujours avec l'indépendance financière. Dans les enquêtes FFS et EHF, la distinction entre décohabitation et indépendance résidentielle n'existe pas, une seule question sur le départ était posée : dans EHF : « à quel âge (cet enfant) a-t-il cessé de vivre habituellement avec vous ? », et dans FFS : « à quel âge êtes-vous parti de chez vos parents ? ». Ces deux enquêtes incluent des générations plus anciennes pour lesquelles décohabitation et indépendance résidentielle étaient plus souvent confondues. Dans FFS les âges au départ sont plus jeunes que dans EJ et EJC, la présence de générations plus anciennes explique cette différence. A l'inverse, ils sont plus élevés pour les générations 1968-1977 dans EHF que dans EJC. On explique cette discordance par le fait que l'âge au départ a été déclaré par les mères dans EHF, et par les enfants dans les autres enquêtes. Une enquête française a montré que les divergences entre parents et enfants d'une même famille étaient courantes, les jeunes s'attribuant une plus grande autonomie que celle que leur prête leurs parents (C.Attias Donfut et M. Segalen, 1998).

Depuis le début des années 1990, moins de 20% des couples se sont mariés immédiatement. Aussi, dans EJ et EJC, les unions commencées par un mariage étaient en nombre insuffisant pour être

³ Un départ en internat pour suivre des études ou dans une caserne pour le service militaire n'est donc pas considéré comme un départ.

distinguées des unions commencées par une cohabitation. Nous avons renoncé à les distinguer dans FFS pour adopter la même définition dans les trois enquêtes.

Méthodes

Les représentations graphiques représentant les pourcentages cumulés à chaque âge d'hommes et de femmes partis de chez leurs parents et ayant commencé une première union ont été construites à partir de tables de survie.

Pour évaluer les effets de la séparation parentale sur le départ et la mise en couple des enfants « toutes choses égales par ailleurs », deux types de régressions ont été utilisés : La régression logistique et la régression semi-paramétrique à risques proportionnels estimés par la méthode de la vraisemblance partielle avec le modèle de Cox (Cox,1972). Les modèles ont été estimés séparément pour les hommes et pour les femmes. Les conclusions obtenues à partir de chacune de ces deux méthodes vont toutes dans le même sens. La régression logistique permet d'estimer les risques relatifs de connaître un événement sans tenir compte de la durée d'observation ou avant un âge que l'on fixe plus ou moins arbitrairement en fonction de la population étudiée. On a ainsi observé les risques de quitter ses parents avant l'âge médian au départ, mais cette référence devait être adaptée pour chaque enquête en fonction des générations observées. En outre, cette méthode nécessitait de fractionner en plusieurs catégories des variables indépendantes telles que l'âge de fin d'études et de modifier également ces catégories à chaque enquête pour tenir compte de l'allongement des études. Nous avons donc privilégié, ici, la régression semi-paramétrique qui calcule le risque instantané de vivre une transition (le départ, la première union). Le modèle de Cox permet de tenir compte des biographies dont l'observation est interrompue avant que l'événement ne se soit produit (elles sont dites « tronquées à droite » ou « censurées à droite ») et d'insérer dans le modèle des variables dont la valeur change avec le temps.

La variable « relations des parents à 18 ans » (parents unis, séparés ou un parent décédé) existe pour les quatre enquêtes. Les autres variables exogènes disponibles et susceptibles d'augmenter ou de diminuer le passage d'un état à un autre sont dans EJ et EJC : - l'âge de fin d'études du jeune ; - le niveau d'études du parent le plus diplômé, - la taille de la commune de résidence des parents au moment du départ. Les divorces étant plus fréquents dans les grandes villes qu'en milieu rural, il fallait s'assurer que les différences entre enfants ne sont pas avant tout une conséquence du lieu de résidence. Dans FFS, on dispose de : - l'âge de fin d'études du jeune ; - de la catégorie socioprofessionnelle du père ; - de l'importance accordée à la religion dans la vie quotidienne vers l'âge de dix-huit ans. Dans cette enquête, vingt-huit générations étaient représentées, l'effet « générations » a été grossièrement contrôlé en constituant trois groupes : les générations 1945 à 1952 parvenues à l'âge adulte vers 1968, les générations 1953-1960 pour lesquelles l'âge au départ était en

baisse, enfin les générations 1961-1972 qui ont retardé leur départ. L'enquête EHF est plus riche d'informations sur la biographie familiale des enfants. Non seulement elle permet de savoir si l'enfant avait des parents unis ou séparés à 18 ans ou si son père était décédé, mais aussi l'âge auquel l'enfant a été séparé de son père, si sa mère s'est remise en couple avant ses 18 ans et à quel âge (rappelons que l'échantillon ne comprend que des enfants qui vivaient avec leur mère à 16 ans). Le nombre total d'enfants de la mère et son rang de naissance au sein de cette fratrie sont également connus. En revanche, on ne dispose pas encore d'indicateur du milieu social, l'enquête ayant été réalisée conjointement au recensement on attend que l'appariement des deux fichiers soit terminé pour connaître la profession des parents.

Résultats

Départs plus jeunes des enfants de parents séparés

La moitié des hommes dont les parents vivaient encore ensemble à 18 ans ont décohabité entre 22 et 22,5 ans, la moitié des femmes vers 20,5 ans. Les hommes ont occupé un logement indépendant entre 23 et 24,5 et les femmes entre 21,5 et 22,5 ans. Ces âges sont inférieurs dans FFS et supérieurs pour les générations récentes dans EHF. Les raisons de ces différences ont déjà été expliquées plus haut. Le tableau 1 et les graphiques représentant les pourcentages cumulés de départs (indépendants dans EJ et EJC) à chaque âge montrent que les enfants de divorcés quittent le foyer parental plus jeunes que les enfants de parents unis, l'âge médian étant inférieur de un an à un an et demi.⁴ En revanche, la courbe des départs des enfants ayant connu le décès de leur père avant 19 ans divergent selon les enquêtes et le sexe de l'enfant. Pour les hommes, elle est identique à celle des enfants de parents unis dans FFS et EHF, elle s'intercale entre celle des enfants de parents unis et celle des enfants de divorcés dans EJ et se confond avec celle des enfants de parents séparés dans EJC. Pour les femmes, il semble que les anciennes générations, représentées dans EHF et FFS, partaient au même âge que les filles de parents unis et que les générations récentes adoptent un comportement de plus en plus proche de celui des filles de parents séparés.

Le tableau 2 pour EJ, 3 pour EJC, 4 pour FFS présentent les risques de départ pour chaque sexe selon deux modèles à risques proportionnels. Dans EJ et EJC, les risques sont calculés pour les deux définitions du départ, la décohabitation et l'indépendance. Les modèles A ne comprennent que la variable « relations des parents à 18 ans » afin de dégager l'effet brut de cette variable. Les modèles B incluent les autres caractéristiques individuelles. Une comparaison des modèles A et B permet de savoir si les différences entre enfants de divorcés, de parent décédé et de parents unis s'atténuent, disparaissent ou s'amplifient quand les autres variables sont contrôlées.

Les risques instantanés de départ sont augmentés de 27 à 33% pour les hommes et de 21 à 31% pour les femmes par la séparation des parents. En revanche, avoir perdu un parent ne modifie pas les probabilités de départ, sauf dans EJC. Ce résultat est peu crédible dans la mesure où les mêmes générations représentées dans EHF par des effectifs très supérieurs ne montrent pas de différences entre orphelins et enfants de famille intacte. Analysée « toutes choses égales par ailleurs », l'association entre séparation des parents et rapidité du départ n'est pas modifiée dans les trois enquêtes et pour les deux sexes. En outre, les risques associés à chaque caractéristique diffèrent peu avec la définition du départ, décohabitation ou indépendance, sauf pour la variable « Études en cours/terminées ». En donnant accès à l'emploi, la fin des études multiplie les risques d'accès à l'indépendance résidentielle par deux et demi ou trois pour les hommes et par trois ou quatre pour les femmes. Elle est beaucoup moins déterminante pour la décohabitation qui peut être réalisée avec l'aide des parents. Dans FFS, le risque de partir après la fin des études est plus proche du risque de décohabiter que de celui de s'installer dans un logement indépendant d'après EJ et EJC. Résider loin des centres universitaires et des lieux d'emploi constitue une forte motivation au départ, tandis que les loyers élevés dans les grandes villes dissuadent ceux qui peuvent y vivre sans être contraints de quitter leurs parents. Les risques instantanés de départ sont multipliés par deux pour les hommes et sont supérieurs d'un tiers pour les femmes dont les parents ne résident ni dans l'agglomération parisienne ni dans une autre grande agglomération. Les enfants des parents les plus diplômés les quittent plus jeunes (EJ, EJC), mais l'origine sociale approchée par la catégorie socioprofessionnelle du père (dans FFS) ne semble pas directement être l'origine de différenciations entre les enfants, sauf pour les fils d'agriculteurs qui restent plus longtemps chez leurs parents pour y travailler. Des convictions religieuses constituent un frein au départ des femmes. De nombreuses études antérieures ont déjà signalé qu'elles vivaient chez leurs parents jusqu'au mariage plus souvent que les hommes et que les autres femmes. Or, les jeunes qui attendent le mariage partent plus tard que ceux qui partent pour leurs études, pour être indépendants ou même pour vivre en couple hors mariage. Enfin, d'une génération à l'autre, les risques de partir ne se sont pas modifiés pour les hommes et se sont peu modifiés pour les femmes. Ce résultat est également en contradiction avec EHF. Une étude canadienne ((Lapierre-Adamcyk & al., 1995) qui constatait également une stabilité entre les générations a pu montrer qu'elle n'était qu'apparente. Les risques avaient varié en fonction de la destination de départ, ils avaient diminué pour ceux qui partaient en couple et augmenté pour les autres. Dans une autre communication et pour un autre colloque, nous reprendrons les analyses précédentes en distinguant les départs liés à la formation d'un couple et ceux qui ont une autre motivation.

Une recomposition familiale est plus déterminante qu'un divorce ou un décès

⁴ Des tests effectués pour chaque sexe et pour chaque enquête indiquent que les différences entre enfants de parents séparés et enfants de parents unis sont toutes significatives au seuil de 1%.

Pour l'enquête EHF, quatre modèles sont présentés. Les deux premiers permettent une comparaison avec les modèles A des trois autres enquêtes (tableau 5). Dans le modèle A, la seule variable présente est celle des relations des parents à 18 ans. Dans le modèle B, l'effet génération est contrôlé, les générations plus anciennes ayant quitté leurs parents plus tôt. La plus grande précocité des enfants de parents séparés et l'absence de différence entre enfants ayant un parent décédé et enfants de parents unis sont confirmées. Le modèle C combine à la fois la raison pour laquelle l'enfant ne vit plus avec son père et l'arrivée éventuelle d'un beau-père au foyer de l'enfant. Il apparaît qu'une recomposition familiale est plus déterminante que l'événement à l'origine de l'absence du père. Pour les filles qui ont vécu avec un beau-père, le risque de partir est supérieur de 31% à celui des filles de parents unis si les parents ont divorcé et de 36% si le père est décédé. Pour les garçons ces proportions sont respectivement de 34% et 25%. Lorsque la mère vit seule avec ses enfants, ceux-ci partent également un peu plus tôt si le père n'est pas décédé (11% pour les filles et 15% pour les garçons). Quand le père est décédé et que la mère ne s'est pas remise en couple, l'âge au départ des filles est identique à celui des filles de parents unis. Cette description peut être résumée de la manière suivante : dans les familles « atypiques » les enfants prennent toujours leur indépendance un peu plus vite que dans les familles intactes, seuls les fils de veuves qui n'ont pas refait leur vie restent un peu plus longtemps avec leur mère. Dans le modèle D, la taille de la fratrie maternelle et le rang de l'enfant au sein de cette fratrie complète la description de sa famille. Les enfants uniques et les derniers-nés restent plus longtemps chez leurs parents, tandis que les aînés sont autonomes plus jeunes. Mais les différences par rapport aux enfants de rang intermédiaire qui servent de référence ne sont jamais supérieures à 10%.

Les enfants de divorcés se mettent en couple plus tôt, surtout les filles.

La moitié des hommes nés entre le début des années soixante et soixante-dix (EJ et EJC) et élevés par leurs deux parents se sont mis en couple vers 25 ans et la moitié des femmes un peu avant 23 ans. La présence de générations plus anciennes dans FFS explique que ces âges y soient inférieurs. Les enfants de parents séparés commencent plus jeunes leur vie conjugale : pour les hommes l'âge médian à la première union est inférieur de 0,7 à 1 an et pour les femmes de 0,8 à 1,4 an. Quant aux enfants qui ont connu le décès d'un parent avant 18 ans, ils ont formé une première union à peine plus jeunes que les enfants de parents unis dans FFS, plus jeunes que les enfants de divorcés dans EJC et à des âges intermédiaires dans EJ (graphiques 2 à 4). Nous avons renoncé à inclure les orphelins dans nos modèles essentiellement pour deux raisons. D'une part, les courbes représentant les pourcentages cumulés d'entrée en couple selon l'âge signalent que les risques de mise en couple des orphelins ne sont pas proportionnels à ceux des autres enfants dans EJ. D'autre part, l'étude du départ dans EJC a montré que dans cette enquête le comportement des orphelins posait problème. Les tableaux 6 et 7 sur

les risques de former une première union sont construits à l'identique des tableaux 2 à 4 sur le départ, mais les enfants ayant un parent décédé sont exclus.

Avoir des parents séparés accroît pour les femmes le risque brut de vivre en couple dans EJ et EJC de 29% et dans FFS de 17%. Les autres caractéristiques individuelles contrôlées, ces risques ne sont pas modifiés dans les deux premières enquêtes citées, mais sont annulés dans FFS. Les conséquences d'une rupture parentale sont moindres pour les hommes : dans FFS elles sont inexistantes, dans EJC les risques sont supérieurs de 19% et dans EJ de 24%. Comparés à la situation scolaire, les effets de l'histoire familiale sont faibles : être étudiante est un obstacle puissant à une mise en couple, et avec la fin des études le risque de former une première union est multiplié par 2,8 dans EJC, 3,3 dans FFS, 3,5 dans EJ. Pour les hommes, ces risques s'élèvent de 1,8 dans FFS ; 2.3 dans les deux autres enquêtes. La résidence chez les parents avant le départ est sans importance sur l'âge à la première union pour les hommes et elle joue un rôle beaucoup moins important que dans la décision de partir pour les filles. Les femmes habitant une grande agglomération ont cependant tendance à s'installer avec un conjoint plus tard que les autres. En revanche, pour les femmes, la pression de la religion ne s'affaiblit pas entre le départ et la mise en couple, le risque instantané de former une première union est inférieur de 19% pour celles qui accordent de l'importance à la religion. Enfin, le milieu socioculturel d'origine semble sans conséquence directe sur la formation de l'union.

Un autre aspect intéressant des transitions familiales réside dans l'insertion d'une période de vie indépendante entre la famille d'origine et la vie en couple. Si les enfants de divorcés vivent plus souvent seuls après leur départ, on peut faire l'hypothèse que ces enfants ont acquis le goût de l'indépendance et la capacité de l'assumer avant les autres, ou bien qu'ils cherchent à échapper à des tensions familiales différentes ou plus fortes que celles qui existent dans les familles unies. Si, au contraire, ils partent à la fois plus jeunes et plus souvent en couple que les autres enfants, l'hypothèse la plus probable est qu'ils sont pressés de fonder une famille unie. Bien que ces pistes de recherches paraissent intéressantes, elles ont été provisoirement abandonnées, la fréquence des départs en couple des enfants partis jeunes étant la même pour les enfants de parents séparés que pour les enfants de parents unis.

Conclusion

Le divorce ou la séparation des parents pousse les jeunes à prendre leur indépendance et à vivre en couple plus tôt que les enfants de parents unis, ils influencent autant le départ des filles et des garçons, mais leurs effets s'atténuent pour la première union des garçons. Bien que nous disposions de quatre enquêtes sur la France, nous ne parvenons pas à conclure sur les comportements des enfants dont un parent est décédé pendant l'enfance ou l'adolescence. La seule certitude, et encore est-elle remise en question par l'une des enquêtes, est que les enfants ayant un parent décédé n'ont pas la

précocité des enfants de divorcés. Nous évoquons en introduction les conclusions contradictoires des études anglo-saxonnes et nous nous retrouvons devant les mêmes contradictions, pourtant ces quatre enquêtes ont été exploitées avec les mêmes définitions et les mêmes méthodes. Pour la France, D. Courgeau (2000) a montré que le décès du père ne modifiait pas les probabilités de départ mais que celui de la mère les augmentait. Ce résultat sera confirmé ou infirmé ultérieurement en étudiant, dans l'enquête EHF, les hommes qui ont élevé leurs enfants après le décès de la mère. En dehors de cette enquête, nous ne disposons pas d'effectifs suffisants pour étudier le comportement des orphelins en les distinguant à la fois selon leur sexe, celui du parent survivant et une éventuelle reconstitution familiale.

L'une des conclusions les plus intéressantes de cette étude est que la distinction entre les enfants ne passe pas par la séparation ou le décès mais par l'éventuelle installation d'un beau-parent au foyer de l'enfant. Filles et garçons sont autonomes plus jeunes si leur mère a un nouveau conjoint, indépendamment du fait qu'elle soit divorcée ou veuve de leur père. Mais quand la mère est seule, les enfants partent presque au même âge que dans les familles à deux parents biologiques.

Bibliographie

ATTIAS-DONFUT C. et SEGALEN M., 1998. *Grands-parents. La famille à travers les générations*. Éditions Odile Jacob.

Cherlin, A., K. E. Kiernan and P. L. Chase-Lansdale., 1995. « Parental divorce in childhood and demographic outcomes in young adults », *Demography* 32 : 299-318.

Courgeau, D., 2000. « Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme », *Économie et Statistique* 337-338 : 37-60.

Cox, D. R., 1972. « Regression models and life tables (with discussion) », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34 : 187-220.

Kiernan, K. E., 1992. « The impact of family disruption in childhood on transitions made in young adult life », *Population Studies* 46 : 213-234.

Kiernan, K. E. and J.Hobcraft., 1997. « Parental Divorce during Childhoods : Age at first Intercourse, Partnerships and Parenthood », *Population Studies* 51 : 41-55.

Kiernan, K. E. and Cherlin, A., 1999. « Parental divorce and partnership in adulthood : Evidence from a British cohort study », *Population Studies* 53 : 39-48.

McLanahan, S. and L. Bumpass., 1988. « Intergenerational consequences of family disruption », *American Journal of Sociology* 94 : 130-152.

Lapierre-Adamcyk, E. C Le Bourdais et K. Lehrhaupt., 1995. « Le départ du foyer parental des jeunes canadiens nés entre 1921 et 1960 », *Population*, 4-5 : 1111-1136.

Van Hoorn and Arie de Graaf., 1991. « The impact of parental divorce on young women's demographic behaviour », Paper for the European Population Conference., Paris, October 1991.

Thornton A., 1991. « Influence of marital history of parents on the marital and cohabitational experiences of children », *American Journal of Sociology* 96 :868-894

Villeneuve-Gokalp C., 1999. « La double famille des enfants de parents séparés », Paris, Ined/puf, *Population* 1 : 9-36

Figure 1

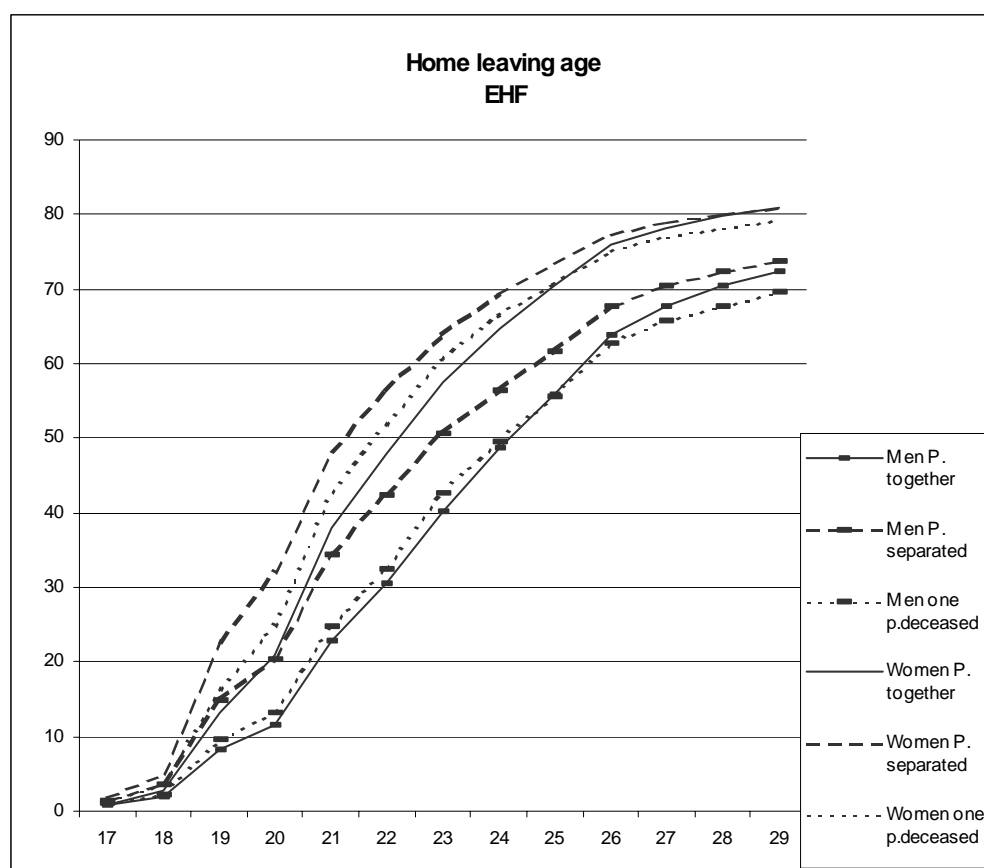


Figure 2

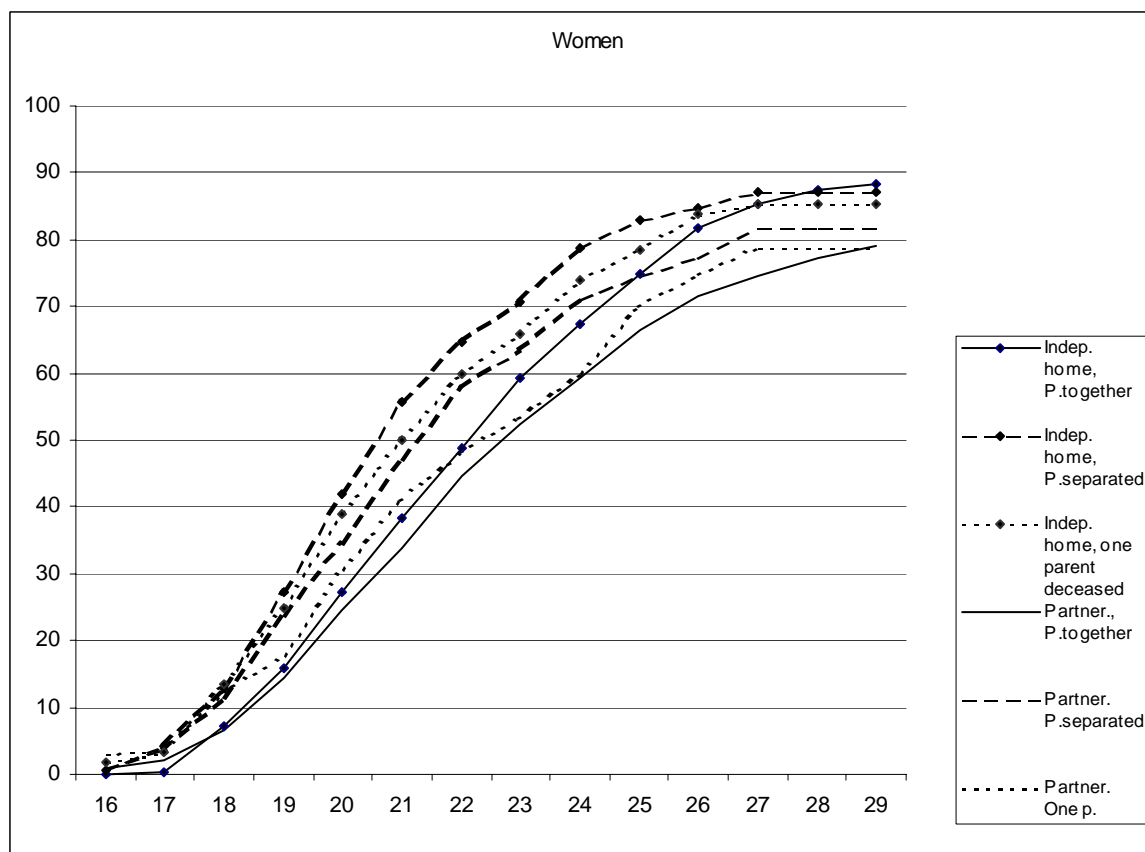
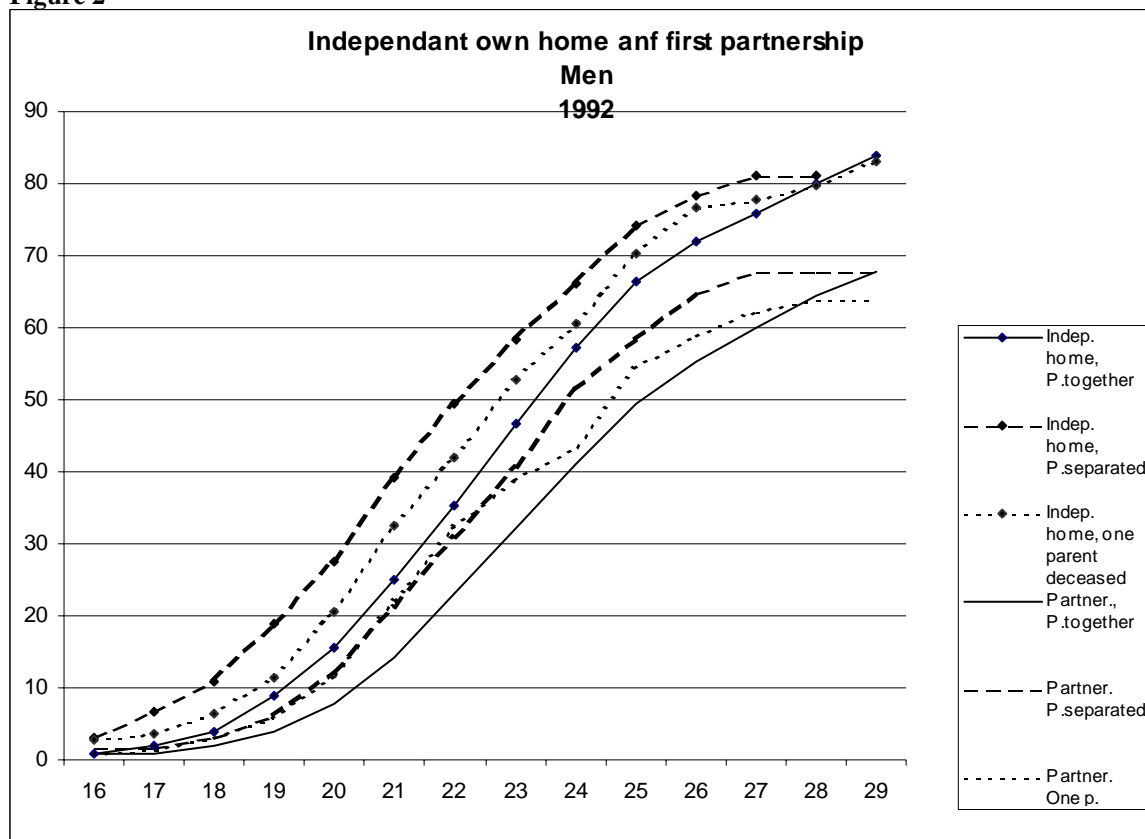


Figure 3

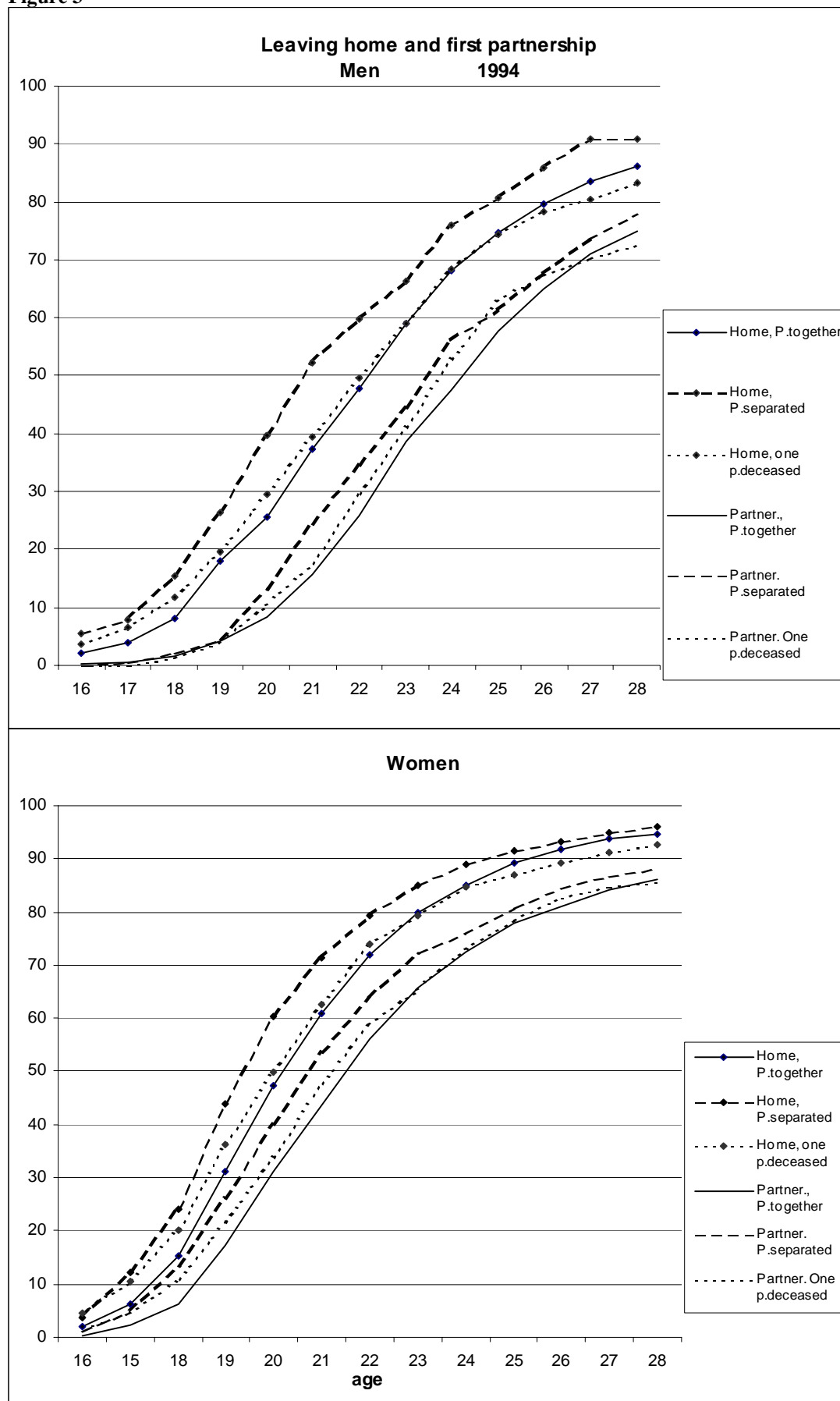


Figure 4

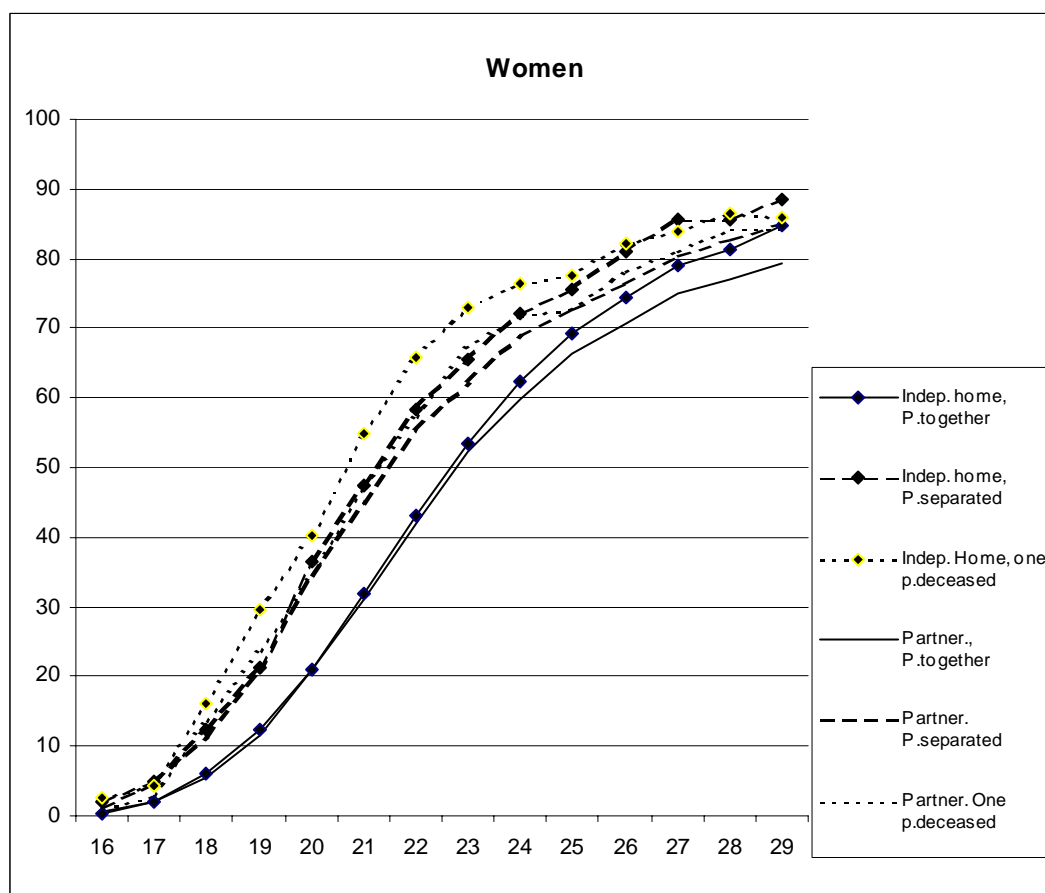
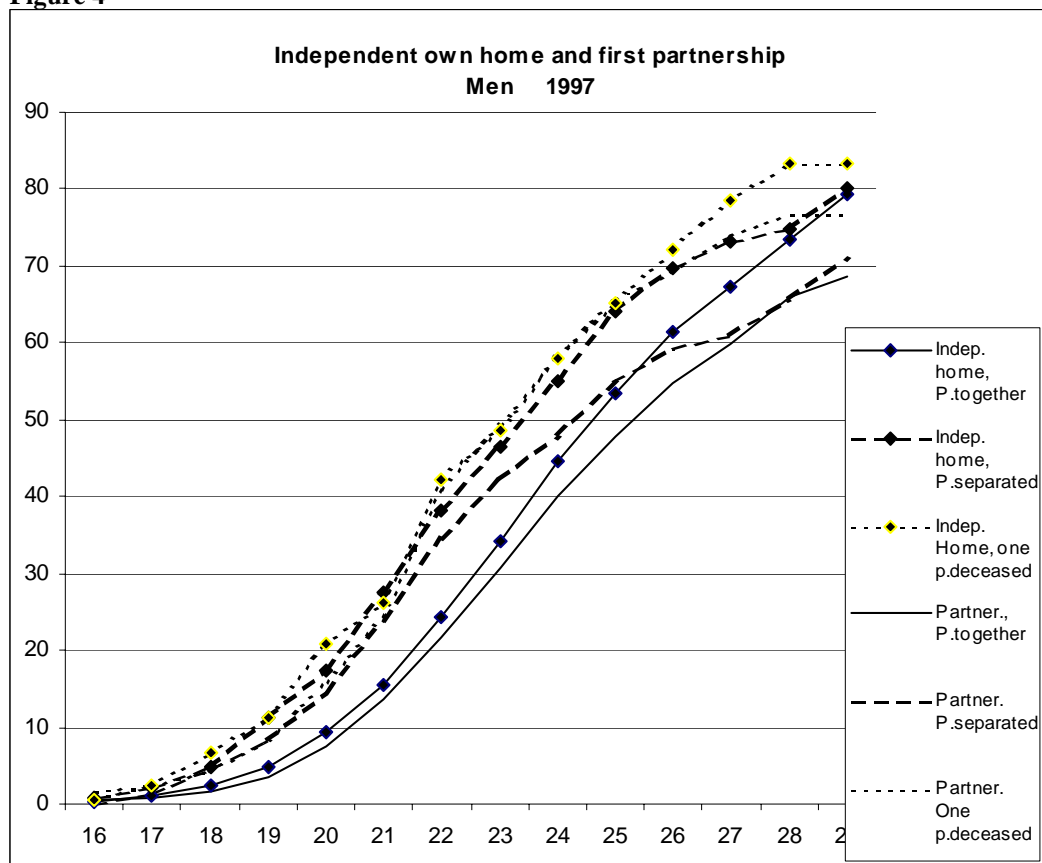


Table 1**Median leaving home ages, by parents' relationship at age 18**

in EJ, FFS et EJC

Median age	Men: parents' relationship at age 18				Women: parents' relationship at age 18			
	living together	separated	one deceased	N	living together	separated	one deceased	N
EJ-1992 <i>own home</i>	22.2	20.9	22.0	2921	20.8	20,0	20.1	3220
<i>independent own home</i>	23.3	22.1	22.7	2921	22.1	20.6	21.0	3220
FFS - 1994	22.1	20.8	22.0	1791	20.1	19.3	20.0	2782
EJC - 1997 <i>own home</i>	22.4	21,0	21.4	2796	20.8	20.0	19.8	3084
<i>independent own home</i>	24.6	23.4	23.1	2796	22.7	21.3	20.7	3084

Field : persons aged 22and over, birth cohorts : 1963-70 in EJ, 1944-72 in FFS, 1968-75 in EJC

in EHF

Median age	Men: parents' relationship at age 18				Women: parents' relationship at age 18			
	living together	separated	one deceased	N	living together	separated	one deceased	N
Birth cohorts 1946-57	23.2	21.3	23.2	34185	21.5	20.9	21.3	33110
Birth cohorts 1958-67	23.9	22.3	23.9	37921	21.8	20.7	21.4	36224
Birth cohorts 1968-77	25.3	23.6	25.1	38976	23.4	21.8	22.8	37104
Total 1946-1977	24.2	23.0	24.1	111082	22.3	21.2	21.8	106438

Table 2**Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model of having own home and independent own home**

EJ

	Men				Women			
	own home		independent own home		own home		independent own home	
	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B
Parents' relationship at age 18								
separated	1.33***	1.35***	1.34***	1.37***	1.31***	1.32***	1.36***	1.34***
one deceased	1.01	1.01	1.15	1.09	1.14	1.1	1.21*	1.07
living together	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
Studies								
completed		1.23***		3.15***		1.77***		3.94***
ongoing		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>
Parents' residence								
Paris area		0.57***		0.58***		0.62***		0.68***
city>200 000		0.66***		0.71***		0.67***		0.73***
20000 - 200000		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>		<i>Reference</i>
5 000 - 20 000		1.00		1.02		1,00		0.99

< 5 000	1.09	1.07		1.1	1.1			
Parents' education								
Primary school	0.94	0.98		1.07	1.1			
Lower secondary	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>		<i>Reference</i>	<i>Reference</i>			
Upper secondary	1.16	1.08		1.17	1.08			
University education	1.50***	1.29**		1.52***	1.17*			
-2 log likelihood	30835	30707	27527	27169	38761	38493	35175	34445
% censored	28.8	28.8	36.4	36.4	19.3	19.3	27,0	27,0

*** $p < 0.001$. ** $p < 0.01$. $p < 0.05$

Table 3
Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model of having own home and independent own home (EJC)

	Men				Women			
	own home		independent own home		own home		independent own home	
	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B
Parents' relationship at age 18								
separated	1.33***	1.37***	1.36***	1.36***	1.27***	1.35***	1.37***	1.41***
one deceased	1.31**	1.27**	1.49***	1.23*	1.31**	1.27**	1.57***	1.37***
living together	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>
Studies								
completed		1.03		2.52***		1.65***		3.10***
ongoing		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Parents' residence								
Paris area		0.45***		0.45***		0.49***		0.60***
city>200 000		0.55***		0.55***		0.60***		0.63***
20000 - 200000		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
5 000 - 20 000		0.93		0.89		1.06		1.07
< 5 000		1.04		0.88		1.26***		1.13
Parents' education								
Primary school		1.11		1.27**		1.02		1.01
Lower secondary		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Upper secondary		1.34***		1.36**		1.19**		1.22*
University education		1.63***		1.28**		1.60***		1.07
-2 log likelihood	29597	29411	22150	21834	37836	37473	31165	30505
% censored	27.9	27.9	46.3	46.3	16.9	16.9	32.4	32.4

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, $p < 0.05$

Table 4 Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model

	FFS			
	Men		Women	
	Model A	Model B	Model A	Model B
Parents' relations at age 18				
separated	1.27**	1.28**	1.21**	1.22**
one deceased	0.98	0.98	1,00	0.96
living together	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>
Studies				
completed		1.05		1.35***
ongoing		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Birth cohorts				
1945-52		<i>reference</i>		<i>reference</i>
1953-60		1.13		1.16**
1961-72		0.88		1.03
Importance of religion at age 18				
(rather) important		0.93		0.84***
little or no importance		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Father's socio-occupat. cat.				
Farmers		0.71**		1.05
Craftsmen, tradesmen		1.12		1.07
"Cadres" (1)		1.15		1.08
Middle-level profession		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Clerical, etc....		0.92		0.99
Skilled manual		0.99		1.05
Unskilled manual		0.89		1.1
-2 log likelihood	20895	20855,00	37823	37742,00
% censored	13.6	13.6	5.0	5.0

(1) engineers, upper-level managerial and civil service, higher intellectual professions

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, $p < 0,05$ **Table 5** Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model of home leaving**EHF**

	Model A		Model B	
	Men	Women	Men	Women

Parents' relationship at age 18				
separated	1.18***	1.14***	1.23***	1.19***
father deceased	0.99	1.05*	0.97	1.03
living together	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
Birth cohorts				
1946-57			1.37***	1.31***
1958-67			1.28***	1.30***
1968-77			<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
-2 log likelihood	1719067	1846906	1717737	1845607
% censored	30.5	21.4		

	Model C			Model D	
	Men	Women		Men	Women
Family situation at age 18			Family situation at age 18		
Parents lone mother	1.15***	1.11***	Parents lone mother	1.16***	1.12***
separated mother + stepfather	1.34***	1.31***	separated mother + stepfather	1.32***	1.30***
father deceased lone mother	0.93**	0.99	father deceased lone mother	0.94*	1.00
mother + stepfather	1.25**	1.36***	Father deceased mother + stepfather	1.25***	1.35***
Parents living together	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	Parents living together	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
Birth cohorts			Birth cohorts		
1946-57	1.37***	1.31***	1946-57	1.37***	1.29***
1958-67	1.28***	1.30***	1958-67	1.28***	1.30***
1968-77	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>	1968-77	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
-2 log likelihood	1717653	1845497	Number of children in the sibship and rank of ego		
			only child	0.95**	0.90***
			eldest of 2 or 3	1.07***	1.02
			eldest of 4 or +	1.04	1.08***
			middle	<i>Reference</i>	<i>Reference</i>
			youngest of 2 or 3	0.99	0.94***
			youngest of 4 or +	0.93***	0.93***
			-2 log likelihood	1717528	1845307

*** p<0.0001. ** p<0.001. *p<0.005

Table 6 Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model of first partnership

EJ and EJC

EJ	EJC
----	-----

	Men		Women		Men		Women	
	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B	Model A	Model B
Parents' relationship at age 18								
separated	1.24*	1.25*	1.29**	1.27**	1.19*	1.19*	1.29***	1.30***
living together	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>
Studies								
completed		2.24***		3.53***		2.32***		2.83***
ongoing		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Parents' residence								
Paris area		0.88		0.73**		0.59***		0.84
city>200 000		0.83		0.85		0.78*		0.77*
20000 - 200000		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
5 000 - 20 000		1.01		0.98		0.86		1.06
< 5 000		1.11		1.09		0.94		1.07
Parents' education								
Primary school		0.99		1.11		1.07		1.01
Lower secondary		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Upper secondary		0.89		0.91		1.18		0.98
University education		0.98		1.02		1.12		1.02
-2 log likelihood	14525	14440	19594	19262	13402	13290	18792	18507
% censored	41.1	41.1	26.5	26.5	42	42	27	27

*** $p < 0.001$. ** $p < 0.01$. $p < 0.05$

Table 7 Estimated hazard ratios from a Cox proportional hazard model of first partnership

	FFS			
	Men		Women	
	Model A	Model B	Model A	Model B
Parents' relationship at age 18				
separated	1.1	1.11	1.17**	1.09
living together	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>	<i>reference</i>
Studies				
completed		1.85***		3.3***
ongoing		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Birth cohorts				
1945-52		0.79**		1.05
1953-60		0.98		0.99
1961-72		<i>reference</i>		<i>reference</i>
Importance of religion at age 18				

(rather) important		0.88		0.81***
little or no importance	-	<i>reference</i>		<i>reference</i>
Father's socio-occupat. cat.				
Farmers		0.78		0.93
Craftsmen, tradesmen		1.04		1.1
"Cadres" (1)		1.02		1.18
Middle-level profession	-	<i>reference</i>		<i>reference</i>
Clerical, etc....		0.86		1.02
Skilled manual		1.17		1.14
Unskilled manual		1.04		1.18
-2 log likelihood	15308	15228	27448	27104
% censored	17.4	17.4	9.8	9.8

(1) engineers, upper-level managerial and civil service, higher intellectual professions

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, $p < 0,05$