

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2000 / 06

Les comportements matrimoniaux de fait

Anne FLIPO *

JUIN 2000

*L'auteur tient tout particulièrement à remercier
Denis Fougère et Laurent Toulemon pour leurs conseils et leurs encouragements,
Béatrice Sédillot pour sa lecture et ses remarques.*

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G211 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF
CEDEX - France - Tél. : 33 (1) 41 17 60 68 - Fax : 33 (1) 41 17 60 45 - E-mail : d3e-dg@insee.fr

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

Résumé

Une bonne connaissance des comportements matrimoniaux est un préalable pour évaluer l'impact de l'évolution des histoires conjugales sur la fécondité globale, ou étudier les interactions entre choix familiaux et choix économiques des agents (offre de travail, demande de logement, épargne, etc.).

L'objectif de ce document est de décrire les comportements matrimoniaux de fait et leur évolution récente à partir de l'enquête sur les « Situations Familiales » réalisée par l'Insee et l'Ined en 1994 (Esfe) et du pseudo-panel des enquêtes Emploi. Les estimations montrent que jusque vers 27 ans, la probabilité de vivre une union est nettement plus importante que la probabilité de se marier. Par ailleurs, si les comportements observés entre 1991 et 1993 restaient identiques à l'avenir, environ une union sur deux se terminerait par une rupture. Ce serait principalement au cours des toutes premières années de vie commune que l'union serait la plus fragile. Enfin, les remises en couple ne seraient pas suffisamment nombreuses pour compenser les ruptures d'unions. De ce fait, à chaque âge, la propension à vivre en couple aurait plutôt tendance à diminuer avec le temps.

Des estimations paramétriques et semi-paramétriques de la durée d'union d'une part, et de la durée écoulée entre une rupture et une nouvelle union d'autre part, mettent en évidence le rôle de plusieurs caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer les comportements matrimoniaux.

Mots-clés : comportements matrimoniaux, modèle de durée.

Abstract

A better understanding of matrimonial behaviour in France is a first step to study the impact of family histories on global fecundity or the interactions between family behaviour and economic choices (labor supply, saving, housing, ...).

The purpose of this paper is to describe such behaviours and their recent evolutions using the « French Fertility and Family Survey » (FFS) launched by INSEE and INED in 1994 and the time series of cross-sections of the French Employment Surveys. The main results are the following. Until age 27, people are more likely to start a first union than get married. Furthermore, recent unions are more fragile than marriages. If the behaviours observed in the 1990's do not change, 50% of the unions would finally break up. Before the age of 50, new unions do not compensate the dissolutions. Hence, whatever the age, the propensity to be involved in a union should decrease over time.

The estimation of parametric and semiparametric models of the union duration and of the duration between a dissolution and a new union underlines the importance of several individual characteristics to explain matrimonial behaviour.

Keywords : matrimonial behaviour, duration model.

Classification JEL : J12, C24.

Introduction

Depuis le début des années 80, la composition des ménages change. La proportion de ménages d'une seule personne a augmenté, ainsi que celle des couples sans enfant et des familles monoparentales. En contrepartie, la part des ménages composés d'un couple avec enfants a diminué. Ces évolutions sont en partie liées à l'évolution des comportements matrimoniaux. Depuis la fin des années 60, ces derniers ont évolué fortement (Leridon et Villeneuve-Gokalp, 1994). Les jeunes s'émancipent de plus en plus tardivement (Galland, 1995). La mise en couple sans mariage s'est imposée comme mode d'entrée en union, passant de 10 % à 90 % des couples entre 1965 et 1995 ; la cohabitation est progressivement devenue durable. Par ailleurs, on observe presque 5 fois plus de ruptures parmi les couples non mariés que parmi les couples mariés (Toulemon, 1994, 1996). Ainsi, le taux de divorce, estimé en France aux alentours de 40 % (Beaumel, Kerjosse et Toulemon, 1999), ne correspond pas au taux de rupture de l'ensemble des unions.

Les comportements matrimoniaux sont principalement étudiés, en France, par les démographes, en lien avec la baisse observée de la nuptialité. Dans les années 80, Courgeau et Lelièvre (1986) analysent la nuptialité des agriculteurs en période d'exode rural. Quelques années plus tard, Toulemon (1996) montre que la désaffectation pour le mariage est générale et de même ampleur, « à situation de couple et de fécondité comparable » : la baisse de la fécondité ne serait pas corrélée à la baisse de la nuptialité. En revanche, les unions les plus stables sont plus souvent observées parmi celles qui se sont concrétisées par un mariage ou la naissance d'un enfant (Toulemon, 1994).

Dans les pays anglo-saxons, ce sont plutôt les chercheurs en économie de la famille qui, sous l'impulsion des travaux de Becker, fournissent des analyses sur les histoires matrimoniales. Si celles-ci restent encore largement théoriques, elles ont cependant été complétées de quelques travaux empiriques sur l'instabilité des couples mariés (Becker, Landes et Michael, 1977 ; Lillard, 1993).

Mais que ce soit en France ou ailleurs, les comportements matrimoniaux de fait ne sont pas étudiés en tant que tels. Pourtant, une meilleure connaissance des comportements matrimoniaux de fait est utile à plusieurs égards.

D'un point de vue démographique, elle fournit des éléments d'analyse susceptibles d'expliquer l'évolution de la fécondité globale. En effet, l'instabilité matrimoniale réduit la période féconde, puisque la fécondabilité d'une femme diminue lorsque le couple est fragile, et peut devenir nulle pendant la période qui sépare la rupture d'une remise en couple. L'estimation des transitions matrimoniales de fait est donc une étape préalable à une étude de l'impact des histoires familiales sur la fécondité globale qui serait basée sur des techniques de microsimulation.

Par ailleurs, comme un changement de situation matrimoniale modifie le niveau de vie des individus, l'histoire familiale des individus peut en partie expliquer l'évolution des inégalités. Il est également largement admis aujourd'hui que de nombreux comportements économiques interagissent avec les choix matrimoniaux : ainsi en est-il de l'offre de travail, de la demande de consommation, de la demande de logement, de la fonction d'épargne, etc. Une étude récente met d'ailleurs en évidence une corrélation significative entre les situations de chômage et les ruptures d'unions (Ekert-Jaffé et Solaz, 1998).

Les économistes de la famille développent une formalisation de l'interaction entre le marché du travail et le marché matrimonial dans le cadre d'un programme traditionnel de maximisation d'utilité. Le raisonnement théorique est posé en termes de comparaison entre gain à l'union et gain à rester seul ou à rompre (Becker, Landes et Michael, 1977). Dans ce cadre d'analyse, des politiques publiques visant à compenser la perte de revenu au moment d'une rupture (l'Allocation pour Parent Isolé par exemple) pourraient influencer sur le comportement des agents.

Pour analyser l'évolution des comportements matrimoniaux, de nouveaux concepts décrivant les situations de fait doivent venir remplacer le concept traditionnel « être marié », ou « être divorcé ». Or la notion de « vie en couple » est une notion évidemment moins objective que le statut matrimonial juridique. Les enquêtes auprès des ménages permettent de repérer un couple lorsqu'il vit dans un seul et même logement. Ainsi, dans l'ensemble de cette étude, on considèrera qu'un homme et une femme vivent une union de fait s'ils déclarent vivre en couple et qu'ils partagent le même logement (une seule et même adresse pour les deux membres du couple).

Comme le déclin du mariage rend les fichiers d'état civil de moins en moins pertinents pour décrire les comportements matrimoniaux de fait¹, il est nécessaire d'avoir recours à d'autres données : on peut suivre l'histoire familiale d'individus « panélisés », analyser des biographies ou encore suivre des générations au fur et à mesure qu'elles vieillissent (pseudo-panels).

Plusieurs fichiers de l'Insee peuvent alors être mobilisés pour étudier les comportements matrimoniaux de fait (formation et rupture des unions). Toutefois, les statistiques dans ce domaine restent parcellaires. Lorsque des données qui proviennent de questionnaires non directement destinés à l'analyse de ces thèmes sont mobilisées, des variables importantes, en particulier des informations biographiques, font généralement défaut pour expliquer les transitions matrimoniales. D'autres enquêtes plus spécifiquement destinées à comprendre les comportements de fécondité décrivent des biographies familiales. Mais pour les enquêtes de cette nature aujourd'hui disponibles à l'Insee, le nombre relativement réduit d'observations diminue la précision des estimateurs.

Ainsi, le Panel Européen permet d'observer sur 5 années consécutives l'histoire familiale des individus. On constate par exemple que 10 % des couples observés en 1994 n'existent plus en 1995, soit à cause du décès d'un des conjoints, soit à cause du départ d'un des membres du couple (dans une institution, à l'étranger ou dans un autre ménage). Mais l'estimation des comportements matrimoniaux à partir de cette source est délicate, car les non-réponses sont surreprésentées parmi les individus dont le ménage (ou une partie du ménage) change de domicile entre deux enquêtes².

La description des biographies familiales dans l'Echantillon Démographique Permanent se limite aux données recueillies à l'occasion des recensements, actualisées par quelques statistiques d'état civil pour une personne sur cent. En revanche, l'enquête pour l'« Etude de l'histoire familiale » (enquête « Familles 99 ») qui accompagne le recensement de 1999 décrit la biographie de la première et de la dernière vie en couple, avec ou sans mariage ; mais elle ne devrait être disponible que dans le courant de l'année 2000. En attendant, malgré le nombre restreint d'observations, on peut exploiter l'enquête complémentaire à l'enquête Emploi de 1994 sur les « Situations Familiales » (Esfe), car elle décrit de façon précise la biographie matrimoniale de 4973 individus de moins de 50 ans (Toulemon, Leridon et Villeneuve-Gokalp, 1995).

Par ailleurs, dans la mesure où le tableau de composition du ménage des enquêtes de l'Insee décrit les situations matrimoniales de fait et juridiques, les coupes successives des

¹ Les fichiers d'état civil permettent de reconstituer des statistiques de nuptialité, de décès et de fécondité. Ils sont exhaustifs, mais les variables disponibles sont en revanche très peu nombreuses. Les bulletins statistiques sont établis dans chaque commune par les officiers de l'état civil au moment de l'enregistrement des actes de naissance, de mariage et de décès ; depuis 1980, les chiffres sur les divorces sont obtenues en « sous-produit » de la gestion des procédures, via la transmission des doubles des imprimés de gestion à un centre d'exploitation statistique. L'exploitation statistique de ces données fait l'objet de publications régulières de l'Insee sous la forme d'*Insee Résultats* (Kerjosse et Tamby, 1996 ; Lavertu, 1997), d'Insee première (Daguet, 1996), et dans le *Bulletin mensuel de statistique* de l'Insee.

² Le déménagement suite à un éclatement de ménage est une des variables les plus discriminantes pour expliquer la non réponse (Chambaz, Saunier, Valdelievre, 1997) : ainsi, 58,4 % des ménages éclatés issus de couples avec au plus un enfant et ayant déménagé n'ont pas pu être contactés par les enquêteurs en deuxième vague.

Enquêtes « Logement » 1984, 1988, 1992, 1996, des Enquêtes « Emploi » de 1990 à 1999, des Enquêtes « Budget de Familles » 1979, 1984, 1989, 1995, constituent des pseudo-panels intéressants pour suivre l'évolution de la structure des ménages. Ainsi, à partir des enquêtes « Emploi » successives, il est possible d'appréhender l'évolution des comportements matrimoniaux, en décrivant la situation matrimoniale de fait des individus, selon l'âge et la génération.

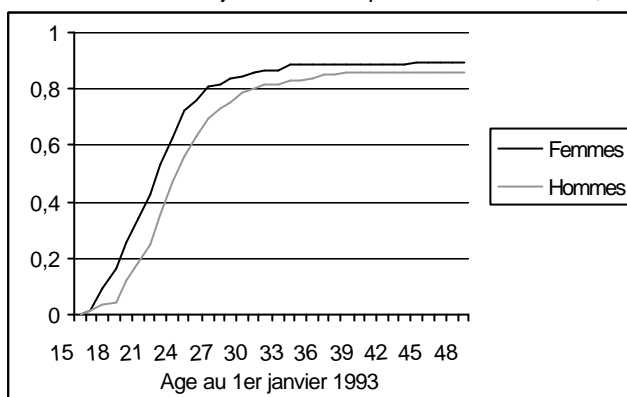
Dans cette étude, la description des comportements matrimoniaux et de leur évolution récente à partir de l'Esfe est complétée d'une analyse de l'évolution de la vie en couple selon l'âge et la génération des individus observés dans le pseudo-panel des enquêtes Emploi. Des estimations de la durée des unions et de la durée écoulée entre une rupture et une remise en couple mettent en évidence le rôle de plusieurs caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer les comportements matrimoniaux.

I - Les premières unions sont de plus en plus tardives

Aujourd'hui, comme dans le passé, les individus ont de fortes chances de vivre au moins une union (au sens vie en couple dans un logement commun³) au cours de leur vie. En effet, si les quotients de primo-union restaient dans l'avenir au niveau moyen des années 1991-1993, environ 90% des femmes et 86 % des hommes pourraient vivre au moins une union au cours de leur existence (graphique 1).

Graphique 1

Proportion d'individus de chaque âge qui pourraient vivre au moins une union, si les quotients par âge étaient identiques à ceux observés en 1991, 1992 et 1993 (Moyenne des Indicateurs conjoncturels de primo-union de 1991, 1992 et 1993)



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994

Lecture : Si les comportements de primo-union observés à chaque âge au début des années 1990 restaient identiques à l'avenir, environ 90 % des femmes pourraient vivre une première union.

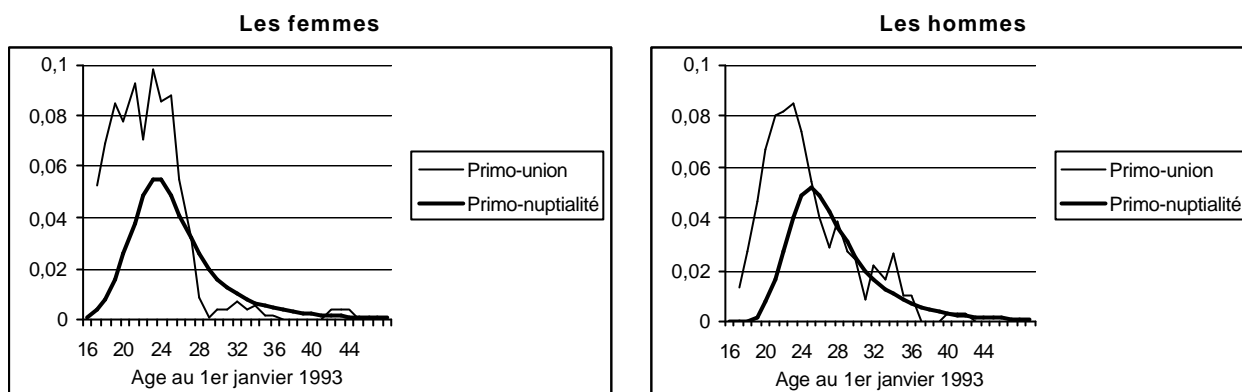
Aux âges jeunes, les taux de primo-union estimés à partir de l'Esfe sont supérieurs aux taux de primo-nuptialité⁴ (graphiques 2). Le mode de la courbe des taux de primo-union est légèrement décalé de celui de la courbe des taux de primo-nuptialité.

³ L'enquête « Esfe » distingue la notion de « vie en couple » de celle de « vie dans un logement commun ». Plus le rang de l'union (au sens « logement commun ») s'élève, moins il y a concordance entre ces deux notions. La proportion des individus pour lesquels il s'est écoulé plus d'un an entre le début de la vie en couple et le logement commun croît avec le rang de l'union : entre 5 et 6 % pour les premières unions, de 7 % (chez les femmes) à 16 % (chez les hommes) pour les deuxièmes unions, et plus de 20 % pour les unions de rang supérieur ou égal à 3.

⁴ au sens de l'état civil

Graphiques 2

Proportion d'individus qui commencent une première union à chaque âge, en 1993
(taux de primo-nuptialité, et moyenne mobile d'ordre 3 du taux de primo union moyen)



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994 ; Etat civil (Kerjosse et Tamby, 1996).

Lecture : Si les comportements de primo-union observés à chaque âge en 1993 restaient identiques à l'avenir, entre 9 et 10 % des femmes et 8 % des hommes vivraient leur première union vers 23 ans.

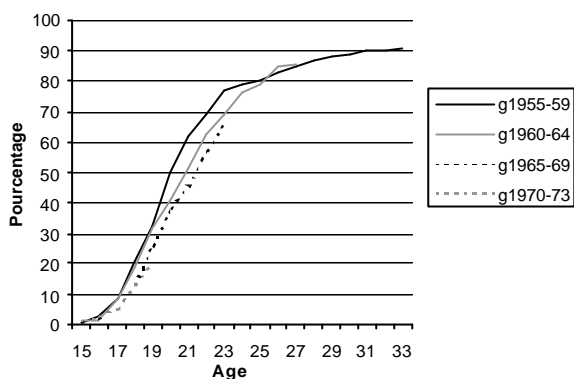
Mais cette situation décrite au début des années 90 est le résultat d'une évolution des comportements matrimoniaux marquée par des effets de génération (et/ou de période) importants. Ainsi, entre 15 et 35 ans, les générations nées après 1960 ont vécu une première union dans une proportion plus faible que leurs aînées (graphiques 3). Cependant, les effets de génération à l'oeuvre dans les comportements de mise en couple sont nettement moins importants que ceux observés dans les comportements de nuptialité. Ainsi, à 22 ans, 34 % des femmes nées entre 1960 et 1965 avaient déjà contracté un mariage, tandis que parmi leurs cadettes nées 5 ans après, 18 % se sont mariées avant 22 ans. Alors qu'entre les deux générations 1960-64 et 1965-69 observées à 22 ans, 16 points séparent les intensités de primo-nuptialité, seulement 6 points séparent les intensités de primo-union.

Graphiques 3

Pourcentage d'individus qui, selon leur génération, ont vécu à chaque âge

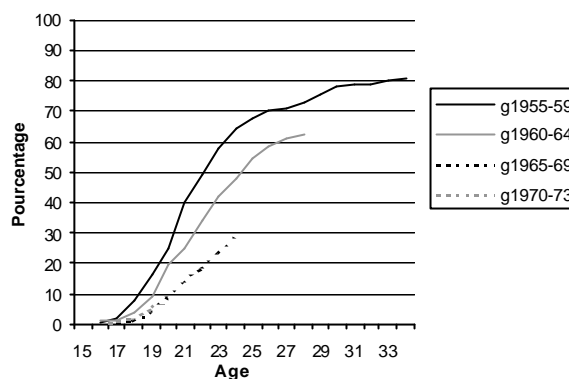
au moins une union
(Intensité de primo-union)

Graphique 3a



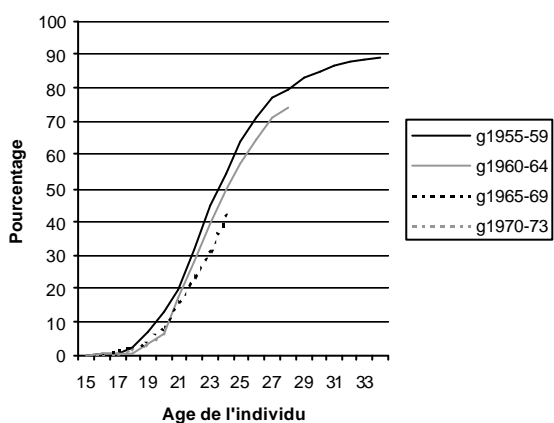
au moins un mariage
(intensité de primo-nuptialité)

Graphique 3b

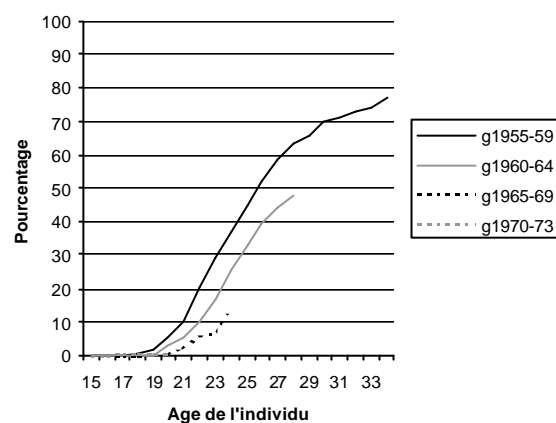


Les femmes

Graphique 3c



Graphique 3d



Les hommes

Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994 .

Lecture : Environ 70 % des femmes nées de 1960 à 1964 ont vécu une première union avant d'atteindre 25 ans.

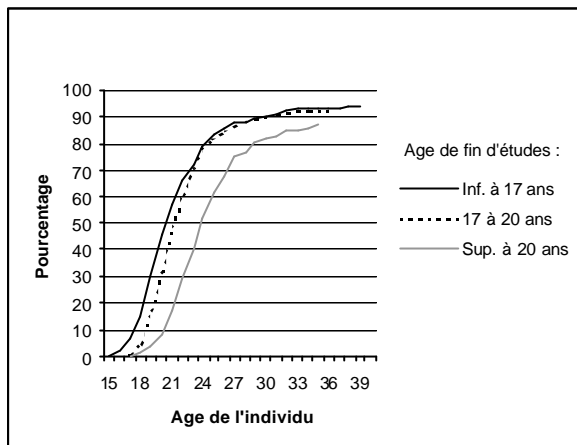
Plutôt qu'une baisse de la propension à vivre une première union, la moindre proportion d'hommes et de femmes ayant vécu au moins une union avant 30 ans pourrait traduire le retard de la vie en couple, en partie lié à l'allongement des études (Galland, 1995). En effet, les jeunes dont on observe une première union relativement tardive sont plus souvent ceux qui ont un âge de fin d'étude relativement élevé⁵ (graphiques 4).

⁵ Ces écarts sont significatifs au seuil de 1 %.

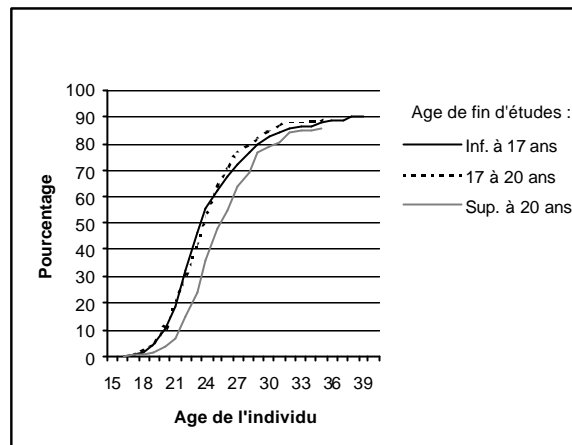
Graphiques 4

Pourcentage d'individus qui ont vécu à chaque âge au moins une union, selon leur âge de fin d'études

Graphique 4a : Les femmes



Graphique 4b : Les hommes



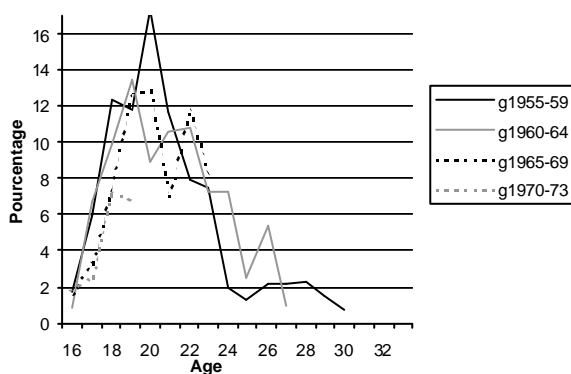
Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.

Si la diminution de la part des jeunes ayant vécu au moins une union avant 25 ans était uniquement le fait d'une mise en couple plus tardive, on devrait observer un « rattrapage » après cet âge. Les données disponibles aujourd'hui ne permettent pas de conclure à l'existence d'un tel rattrapage pour les hommes. C'est seulement pour les femmes que l'on observe, après 23 ou 25 ans, un taux de primo-union des générations récentes significativement supérieur à celui de leurs aînées (graphiques 5).

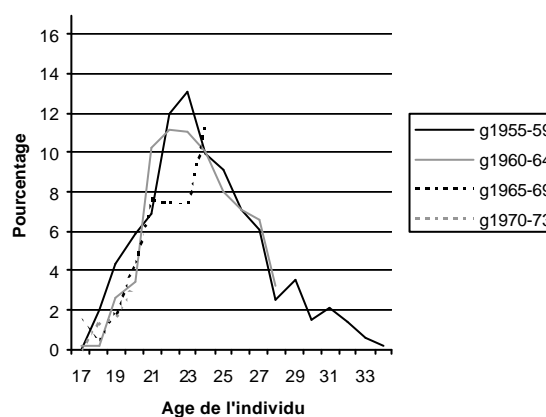
Graphiques 5

Pour un effectif initial de 100 individus d'une même génération, nombre de premières unions à chaque âge (taux de primo-union de 2ème catégorie)⁶ :

Graphique 5 a : Les femmes



Graphique 5 b : Les hommes



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.

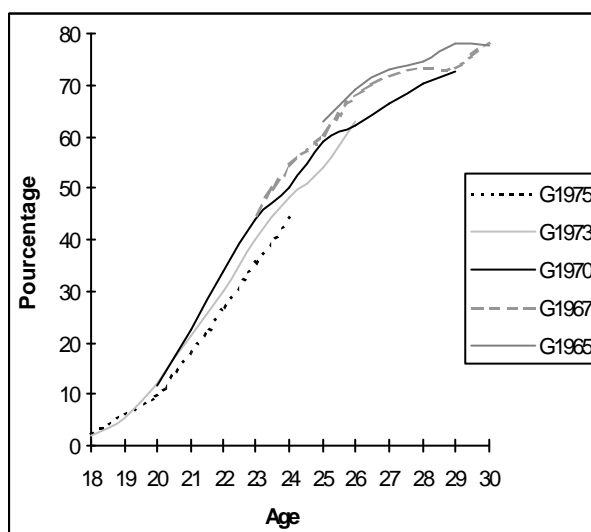
⁶ Estimateur obtenu à partir de l'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie de l'âge avant la première union (voir méthodologie en annexe).

La baisse de la propension des jeunes à vivre leur première union avant 25 ans estimée à partir de l'Esfe est corroborée par la diminution de la part des jeunes qui vivent en couple à un instant donné (Le Franc, 1995 ; Flipo, Laferrère, Le Blanc, 1999). Ainsi, selon le pseudo-panel des enquêtes « Emploi », on observe qu'avant 30 ans, les individus d'une génération donnée vivent en couple dans une proportion moindre que leurs aînées (graphiques 6). Par exemple, à 24 ans, 48 % des femmes nées en 1973 vivaient une union, contre 54 % des femmes nées en 1966. A 25 ans, 59 % des femmes de la génération 70 sont en couple, contre 63 % des femmes nées en 1965.

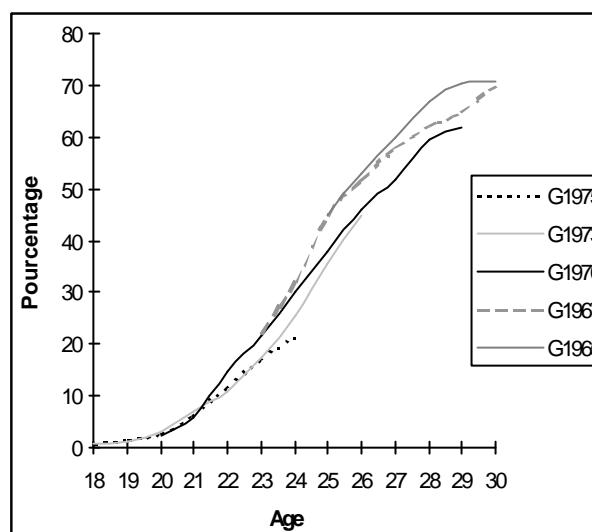
Graphiques 6

Proportion de personnes en couple avant 30 ans, selon l'âge et la génération

Graphique 6a. Les femmes



Graphique 6b. Les hommes



Source : Enquête « Emploi » de 1990 à 1999, Insee.

Il n'en reste pas moins que la proportion d'individus qui vivent en couple à un âge donné est une notion fondamentalement différente de l'intensité de primo-union aux âges jeunes. En effet, parmi les individus qui ne vivent pas en couple, on ne peut distinguer ceux qui ont rompu une union antérieure de ceux qui ne se sont jamais mis en couple. De ce fait, pour une génération donnée observée à chaque âge, la proportion d'individus en couple est inférieure ou égale à la proportion de ceux qui ont vécu au moins une union. Par exemple, 63 % des femmes nées en 1965 vivent en couple à 25 ans selon l'enquête « Emploi » (graphique 6a), alors que selon l'Esfe, 72 % des femmes nées entre 1965 et 1969 avaient déjà vécu une union à 25 ans (graphique 3a). L'écart pourrait également s'expliquer en partie par des « effets mémoire » inhérent au fait que dans l'Esfe, les enquêtés racontent leur histoire alors que, dans l'enquête Emploi, les individus sont observés vivre en couple à un instant donné. Toutefois, si ces effets existent effectivement, ils semblent relativement faibles, et observés surtout aux âges jeunes (annexe 5).

En définitive, en 1999, si moins de 8 femmes sur 10 de 30 ans vivent en couple (graphique 6a), ce n'est pas seulement à cause d'une moindre propension à vivre une première union⁷, ou d'un simple retard de la vie en couple ; c'est également parce que plusieurs d'entre elles ont rompu leur première union, et ne se sont pas remises en couple.

⁷ D'après les intensités de primo-union estimées à partir de l'Esfe, environ 85 % des femmes de cette génération pourraient vivre une première union avant 30 ans (graphique 3).

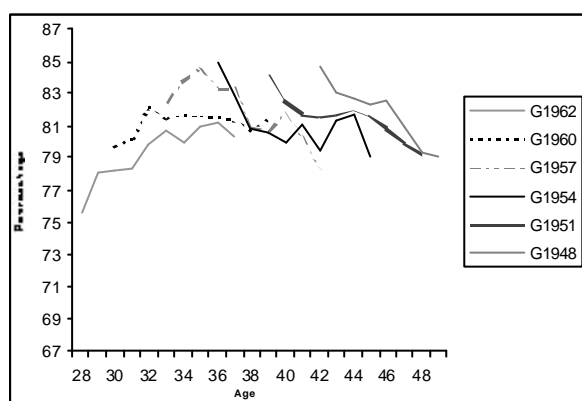
II - Les unions deviennent plus fragiles

Avant 30 ans, le pourcentage de personnes en couple dans une génération croît avec l'âge ; les ruptures d'union sont donc largement compensées par les premières unions encore très fréquentes. En revanche, entre 30 et 50 ans, à des âges où le veuvage est rare⁸, la proportion de femmes en couple d'une même génération a tendance à décroître avec l'âge. C'est donc que le nombre de femmes qui rompent leur union est supérieur au nombre de femmes qui se (re)mettent en couple. Le pourcentage de femmes en couple d'une même génération peut perdre jusqu'à 4 points en 4 ans (graphique 7a). En outre, alors même que le veuvage recule, les femmes des générations les plus récentes ont tendance à vivre en couple dans une moins grande proportion que leurs aînées, à chaque âge.

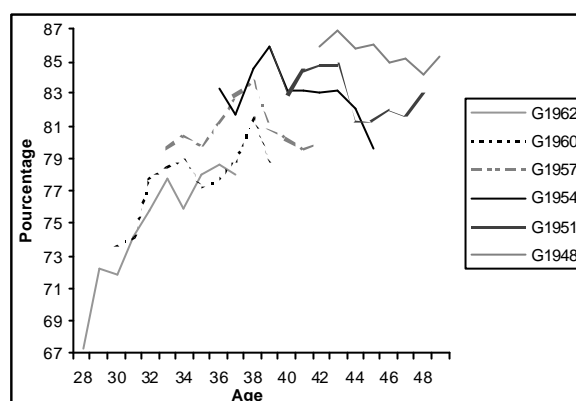
Graphiques 7

Proportion de femmes et d'hommes en couple entre 25 à 49 ans, selon l'âge et la génération

Grahiqne 7a. Les femmes



Graphique 7b. Les hommes



Source : Enquête « Emploi » de 1990 à 1999, Insee.

2.1. Une estimation conjoncturelle des comportements de rupture

A partir de l'enquête Esfe, pour une année donnée, il est possible de reconstituer des quotients de rupture par durée d'union, desquels se déduisent les indicateurs conjoncturels de rupture⁹ (annexe 1). Selon ces estimations, les ruptures sont plus fréquentes que les divorces : alors qu'en 1993, l'indicateur conjoncturel de divorcialité¹⁰ est estimé sur les 40 premières années de mariage aux environs de 35 % (Kerjosse et Tamby, 1996), l'indicateur de rupture est estimé en moyenne sur les années 1991, 1992 et 1993 aux environs de 50 % en ne considérant que les 25 premières années d'union. Si les quotients observés pour la seule année 1993 restaient identiques dans l'avenir, ce sont presque 60 % des unions qui se termineraient par une rupture (graphiques 8).

⁸ Entre la première et la deuxième interrogation du Panel Européen (1994 à 1995), environ 1 % de l'ensemble des couples ont été rompus par le décès de l'un des conjoints.

⁹ On considère la rupture au sens large, comprenant à la fois la séparation du couple et le décès de l'un des conjoints. Les estimations effectuées sans prendre en compte les individus qui subissent le décès de leur conjoint sont très proches de celles qui les incluent (graphiques 9 et 10).

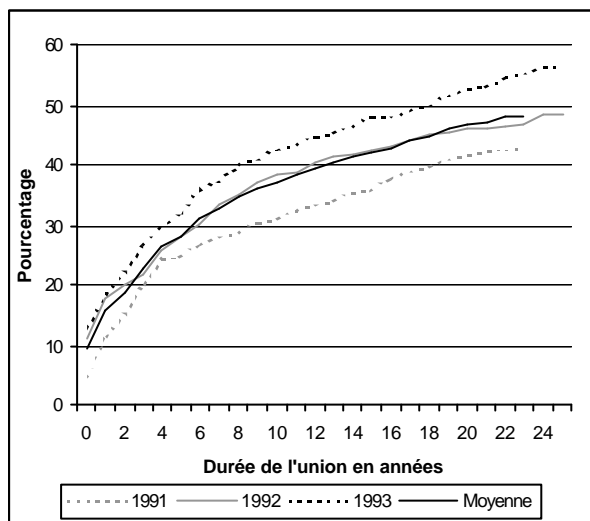
¹⁰ Nombre de divorces que compteraient à terme 100 mariages si les taux par durée de mariage restaient ceux de l'année considérée.

Graphiques 8

Pourcentage d'unions qui se termineraient par une rupture avant l'âge de 50 ans, selon la durée de l'union, si les comportements observés se poursuivaient (indicateur conjoncturel de ruptures des unions)

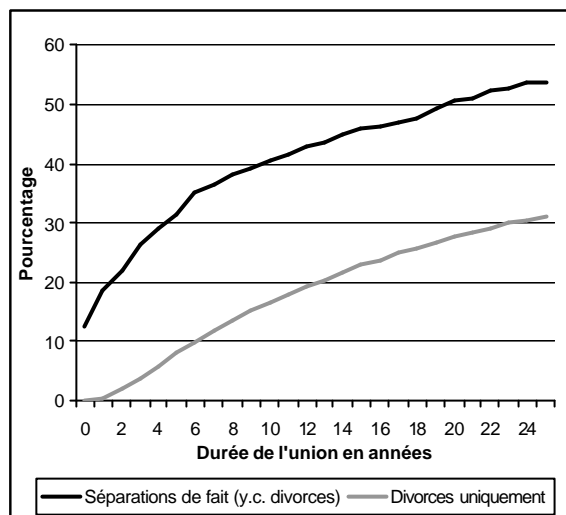
Graphique 8a.

Ruptures au sens large : y compris les décès, années 1991, 92 et 93 et moyenne de 91, 92 et 93



Graphique 8b.

Ruptures au sens restreint : non compris les décès, année 1993



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.

Ces estimations reposent sur un nombre réduit d'observations, en particulier pour les durées longues des unions. De plus, l'évolution observée entre 1991 et 1993 des indicateurs conjoncturels de ruptures peut en partie s'expliquer par le fait que le calendrier rétrospectif peut devenir moins précis au fur et à mesure que l'événement devient ancien. En particulier, les individus peuvent se souvenir plus facilement de l'union qu'il viennent de rompre après une très courte durée qu'ils ne se rappelleront une courte union vécue il y a quelques années, et qu'ils ne considèrent plus aujourd'hui comme une véritable union. Cet effet mémoire peut en partie entraîner une sous-estimation des taux de rupture aux courtes durées d'union au fur et à mesure que l'année considérée est éloignée de la date d'interview (annexe 5). De fait, le taux conjoncturel de rupture la première année de l'union est estimée aux environs de 12 % pour l'année 1993, mais aux environs de 5 % pour la seule année 1991 (graphique 9a).

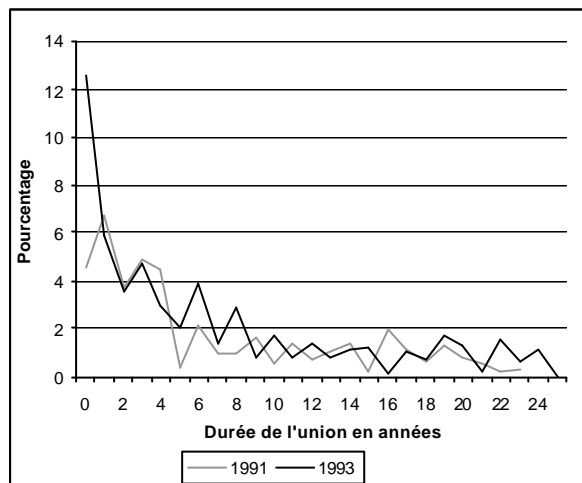
C'est surtout en début d'union que l'instabilité des couples serait la plus forte : la probabilité estimée de rompre une union est décroissante avec la durée de l'union (graphique 9a). Les taux de rupture sont beaucoup plus élevés que les taux de divorce pour les durées inférieures à 6 ans (graphique 9b). Mais il ne faut pas en conclure que le mariage protège l'union d'une rupture. L'effet du mariage sur la stabilité de l'union est en effet très délicat à estimer. D'une part, le mariage s'observe de plus en plus souvent après une durée plus ou moins longue de cohabitation (Toulemon, 1996). Donc la durée du mariage sous-estime la durée de l'union réellement vécue. D'autre part, les cohabitants qui se marient sont peut-être également ceux qui ont tendance à avoir des unions stables. Pour estimer l'effet du statut marital juridique sur la durée de l'union, il faudrait ainsi prendre en compte l'endogénéité de la caractéristique « être marié ».

Graphiques 9

Nombre de ruptures avant l'âge de 50 ans, et nombre de divorces à chaque durée d'union, pour un effectif initial de 100 unions, (taux de rupture des unions)

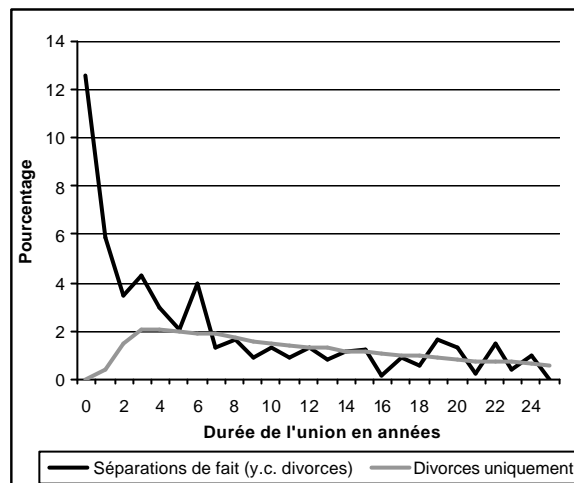
Graphique 9a.

Rupture au sens large : y compris les décès
(années 1991 et 1993)



Graphique 9b.

Rupture au sens restreint :
non compris les décès (année 1993)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994 ; individus de moins de 50 ans.
Etat-civil (Kerjosse, Tamby, 1997 ; sans limite d'âge)

2.2 Une estimation longitudinale non paramétrique des comportements de rupture

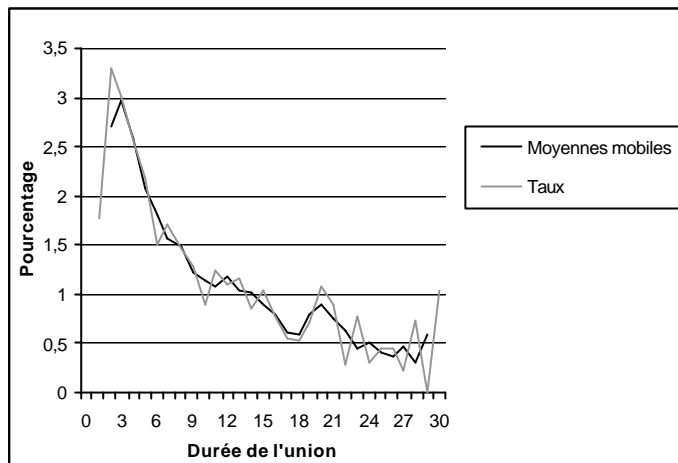
Les données de l'Esfe permettent de reconstituer l'histoire de toutes les unions décrites par les enquêtés âgés de 19 à 49 ans en 1994. On reconstitue ainsi les fonctions de survie de la durée d'union (annexe 2). Mais la fin de l'union peut correspondre soit au décès de l'un des conjoints, soit à une rupture de vie commune par séparation du couple. Ce sont donc deux risques concurrents qui devraient être décrits simultanément. Compte tenu du faible nombre d'unions pour lesquelles on observe le décès de l'un des conjoints dans l'Esfe (les enquêtés ont tous moins de 50 ans), cette modélisation est peu utile dans cette étude. Pour fournir malgré tout une mesure de l'impact que pourrait avoir le décès sur le degré d'instabilité des unions vécues avant 50 ans, on a estimé les fonctions de survie de la durée d'union de trois façons : sur l'ensemble des unions sans distinction de la nature de la rupture ; sur la sous-cohorte des unions n'ayant pas connu le décès de l'un des conjoints ; enfin, en considérant le décès du conjoint comme une censure à droite de l'observation. Les estimateurs varient peu selon les trois méthodologies retenues.

Compte tenu de l'évolution importante des comportements, le niveau des indicateurs longitudinaux sont forts différents de celui des indicateurs transversaux. Ainsi, seulement 32 à 34 % des unions décrites dans l'Esfe se sont terminées par une rupture avant 30 ans de vie commune. Si l'analyse des biographies corrobore l'idée selon laquelle les unions auraient tendance à être plus fragiles en début d'union (graphique 10), les taux de rupture longitudinaux sont beaucoup plus faibles que les taux transversaux pour les petites durées d'union. Les effets mémoire mentionnés précédemment peuvent sous-estimer les taux de rupture longitudinaux des deux premières années de l'union. De plus, parler globalement de l'ensemble des unions décrites par les enquêtés a peu de sens, car celles-ci ne sont pas homogènes : elles ont été vécues à des dates différentes, par des générations distinctes ; plusieurs d'entre elles succèdent à des unions antérieures, etc. Il est donc important de

distinguer les comportements de rupture en fonction des caractéristiques de l'union et de la personne qui l'a vécue.

Graphique 10

Nombre de ruptures avant l'âge de 50 ans, à chaque durée d'union, pour un effectif initial de 100 unions, (taux de deuxième catégorie)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994.

Champ : Ensemble des unions racontées (n=4909)

Lecture : 3 % des unions décrites dans l'enquête sont rompues la deuxième année de l'union.

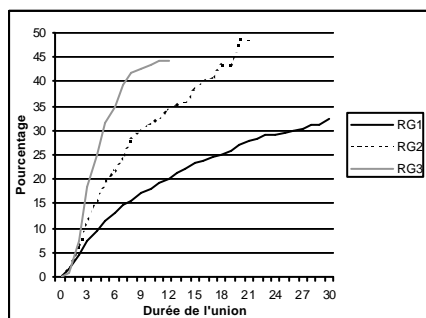
Ainsi, les individus dont l'union se rompt sont surreprésentés parmi les individus qui ont vécu d'autres unions antérieurement. Cet effet apparent du « rang de l'union » pourrait masquer d'autres effets, comme un effet âge : les individus qui contractent une 3ème union ont de fortes chances d'être plus âgés que ceux qui vivent leur première union ; ils ont donc aussi plus de risque de vivre le décès de l'un des conjoints. Toutefois, la corrélation négative entre le rang et la durée de l'union reste significative et de même sens quelle que soit la façon dont on traite le décès d'un conjoint (graphiques 11).

Graphiques 11

Proportion d'unions qui se sont terminées par une rupture avant l'âge de 50 ans, selon la durée de l'union, le rang de l'union, et selon trois méthodologies différentes pour prendre en compte les personnes ayant vécu le décès du conjoint (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de rupture des unions)

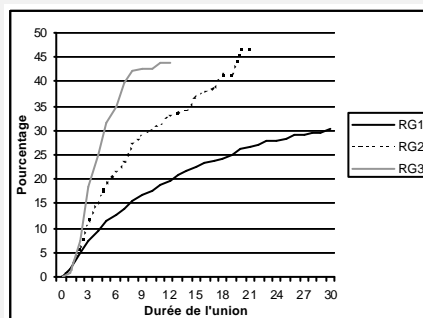
Toutes ruptures confondues

Graphique 11a



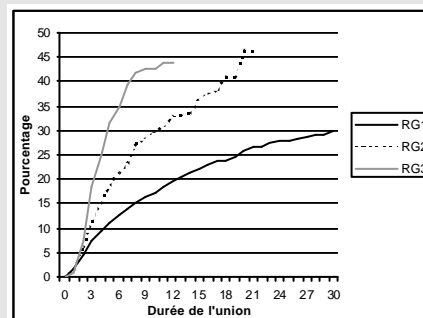
Hors décès

Graphique 11b



Décès traités comme une censure

Graphique 11c



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.

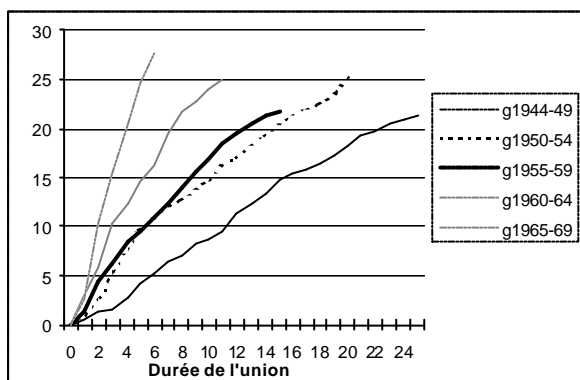
Champ : Ensemble des unions racontées (n=4909)

Par ailleurs, les intensités de rupture sont d'autant plus élevées que les générations observées sont jeunes. Par exemple, après 5 ans de vie en couple, les premières unions vécues par les générations nées entre 1965 et 1969 seraient rompues dans une proportion deux fois plus grande que celles vécues par leurs aînées nées entre 1950 et 1954 : respectivement 24 % et 10 % (graphiques 12).

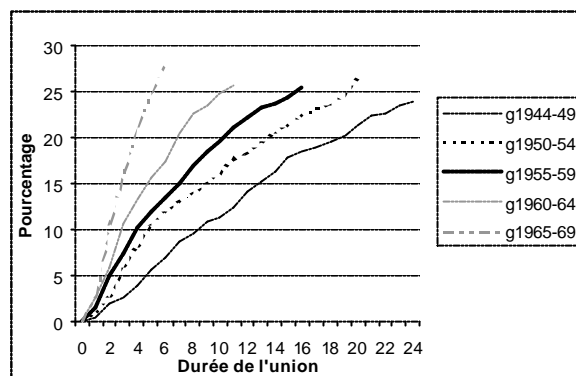
Graphiques 12

Proportion d'unions qui se sont terminées par une rupture avant l'âge de 50 ans, selon la durée de l'union et la génération (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de ruptures des premières unions)

Premières unions



Toutes unions confondues

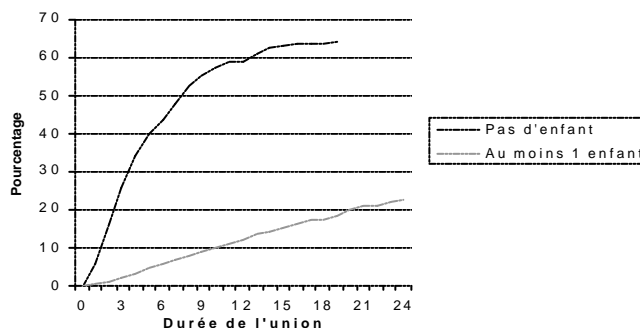


Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.
Champ : Ensemble des unions racontées (n=4909)

Bien d'autres effets sont à l'oeuvre pour décrire les comportements de rupture d'unions. En particulier, la présence d'enfant au sein du couple pourrait être corrélée aux choix de rupture (Toulemon, 1994). Ainsi, les unions qui rompent sont plus souvent observées parmi celles qui n'ont pas donné naissance à un enfant que parmi celles au sein desquelles au moins un enfant est né (graphique 13).

Graphique 13

Proportion d'unions qui se sont terminées par une rupture avant l'âge de 50 ans, selon la durée de l'union et la présence ou non d'au moins un enfant né de l'union (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de ruptures des premières unions)



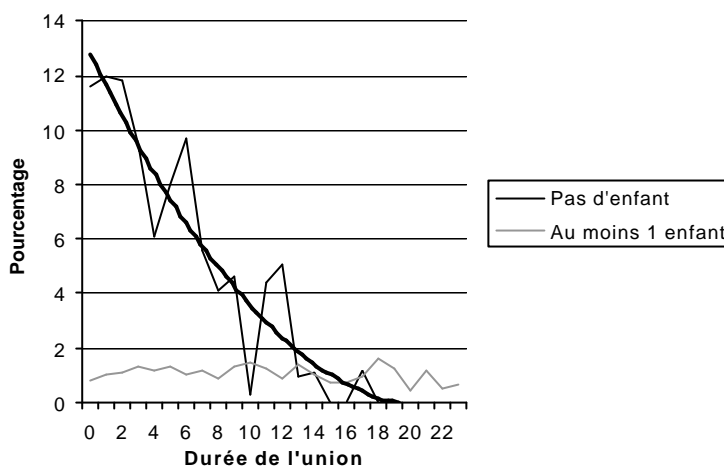
Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.
Champ : Ensemble des unions racontées (n=4909)

La forme des fonctions de hasard de la durée de l'union varie selon qu'elle est estimée sur la sous-population des unions observées sans enfant ou sur la sous-population des unions

observées avec au moins un enfant. Dans le premier cas, les quotients varient de 0 à 12 %, alors qu'ils oscillent autour de 1 % dans le second cas (graphique 14).

Graphique 14

Risque de rupture d'union avant 50 ans, selon la durée de l'union et la présence ou non d'enfants



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994.

Champ : Ensemble des unions racontées (n=4909)

Lecture : Parmi les unions « racontées » dans l'enquête, qui n'ont pas donné naissance à un enfant, et qui survivent à la fin de la deuxième année de l'union, on estime qu'environ 10 % rompent la troisième année. Les traits épais tracent des ajustements polynomiaux d'ordre deux.

Toutefois, ces résultats ne permettent pas de conclure que le fait d'avoir un enfant « protège » l'union d'une rupture. En effet, on pourrait tout aussi bien affirmer que c'est parce que le couple est stable que l'enfant naît. Ainsi, l'interprétation des écarts observés est délicate. D'une part, comme très peu de couples restent sans enfant (Toulemon, 1995), le nombre réduit d'observations de couples sans enfant pour des durées d'union élevées réduit la précision des estimateurs. Mais surtout, en estimant les quotients sur la sous-population des couples sans enfant, l'analyse non paramétrique ne permet pas de prendre en compte la période passée sans enfant des couples qui sont observés avec des enfants (et qui donc n'avaient pas rompu avant la naissance de leur premier enfant).

2.3 Une estimation paramétrique de la durée d'union

Tout laisse à penser qu'un couple qui choisit d'avoir un enfant pressent que l'union engagée est stable. A contrario, un couple dont l'entente conjugale se détériore ne souhaitera pas d'enfant. Ainsi, l'endogénéité des comportements de fécondité aux comportements de rupture requiert une modélisation jointe de la présence d'enfant et de la durée d'union. Celle-ci est toutefois très complexe (Lillard, 1993) et ne fait pas l'objet de ce document de travail. A défaut, une analyse paramétrique permet d'estimer des corrélations entre la durée de l'union et un ensemble de caractéristiques décrivant cette dernière. Les risques instantanés de rupture sont supposés proportionnels, et suivre une loi de Weibull. La présence d'enfant au sein du couple est une variable qui change au cours du temps (annexe 2).

Venant confirmer les résultats de l'analyse non paramétrique, pour chaque durée d'union, le risque de rupture s'élèverait avec le rang de l'union (tableaux 1 et 2). Par ailleurs, les unions

instables sont plus souvent observées parmi celles qui n'ont pas donné naissance à des enfants.

L'âge d'entrée en union est une variable très corrélée à la durée d'union. Ce sont les unions commencées très jeunes qui apparaissent les plus instables. Lorsque l'âge d'entrée en union est introduit de façon quadratique, le risque de rupture est une fonction convexe de l'âge de début d'union, décroissante puis croissante (tableau 2). Toutefois, lorsque l'âge d'entrée en union est introduit comme une variable de classes, cette remontée du risque de rupture pour les unions tardives n'apparaît pas de façon significative.

Le sens des effets est robuste à l'introduction de l'hétérogénéité non observée. Celle-ci accentue l'ampleur des effets (tableaux 3 et 4). En particulier, le risque de rupture est constamment décroissant avec l'âge d'entrée en union.

Le paramètre a de la loi de Weibull est estimé supérieur à 1 : le risque de base de rupture d'une union serait alors croissant avec la durée de l'union, traduisant ainsi un phénomène de « lassitude » dans l'union. Mais compte tenu que les fonctions de hasard décrites par l'analyse non paramétrique sont décroissantes¹¹, la spécification économétrique mérite approfondissement avant de valider ce résultat.

Tableau 1

Influence de l'âge de début d'union, du rang de l'union et de la présence d'enfant sur le risque de rupture d'union avant 50 ans, à durée d'union comparable.

| | Hommes | Femmes | Ensemble |
|---------------------------|--------------|--------------|--------------|
| a (loi de Weibull) | 1,45 (0,047) | 1,37 (0,035) | 1,40 (0,028) |
| Constante | -2,70 (0,28) | -3,52 (0,20) | -3,11 (0,16) |
| Age début d'union | -0,05 (0,01) | -0,02 (0,01) | -0,04 (0,01) |
| Union rang 2 | 0,61 (0,13) | 0,46 (0,09) | 0,56 (0,08) |
| Union rang 3 | 1,05 (0,22) | 0,59 (0,25) | 0,90 (0,16) |
| Présence d'enfant | -1,36 (0,10) | -0,53 (0,07) | -0,80 (0,06) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des unions décrites par les enquêtés (tous nés entre 1944 et 1974), soit 1817 unions décrites par des hommes, et 3092 unions décrites par des femmes.

Lecture : Estimation paramétrique sans hétérogénéité non observée (annexe 2).

¹¹ Bien que la pondération modifie sensiblement la forme des hasards estimés de façon non paramétrique (annexe 3), les spécifications paramétriques fournissent, à partir des données pondérées, des estimateurs semblables à ceux obtenus à partir des données non pondérées.

Tableau 2

Influence de l'âge de début d'union, du rang de l'union et de la présence d'enfant sur le risque de rupture d'union avant 50 ans, à durée d'union comparable.

| | Ensemble des individus | | |
|----------------------------|------------------------|--------------|--------------|
| | Modèle (a) | Modèle (b) | Modèle (c) |
| a (loi de Weibull) | 1,40 (0,028) | 1,40 (0,028) | 1,40 (0,028) |
| Constante | -1,88 (0,41) | -4,24 (0,20) | -4,27 (0,17) |
| Age début d'union (agedeb) | -0,14 (0,03) | | |
| Agedeb au carré | 0,0021 (0,0006) | | |
| Agedeb < 25 ans | | 0,35 (0,16) | |
| Agedeb < 23 ans | | | 0,44 (0,17) |
| Agedeb [23-25 ans[| | | 0,13 (0,17) |
| [25-30 ans[| | 0,14 (0,17) | 0,16 (0,17) |
| [30-35 ans[| | 0,1 (0,18) | 0,12 (0,18) |
| Union rang 2 | 0,54 (0,08) | 0,46 (0,08) | 0,50 (0,08) |
| Union rang 3 | 0,83 (0,17) | 0,76 (0,17) | 0,79 (0,17) |
| Présence d'enfant | -0,80 (0,06) | -0,80 (0,06) | -0,80 (0,06) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des unions décrites par les enquêtés (tous nés entre 1944 et 1974), soit 1817 unions décrites par des hommes, et 3092 unions décrites par des femmes.

Lecture : Estimation paramétrique sans hétérogénéité non observée (annexe 2).

Tableau 3

Influence de l'âge de début d'union, du rang de l'union et de la présence d'enfant sur le risque de rupture d'union avant 50 ans, à durée d'union comparable.

| | Hommes | Femmes | Ensemble |
|---------------------------|--------------|--------------|--------------|
| a (loi de Weibull) | 1,99 (0,13) | 2,12 (0,11) | 2,09 (0,08) |
| Constante | -1,39 (0,4) | -2,58 (0,32) | -1,92 (0,25) |
| Age début d'union | -0,11 (0,02) | -0,07 (0,01) | -0,1 (0,01) |
| Union rang 2 | 0,99 (0,21) | 0,77 (0,18) | 0,96 (0,14) |
| Union rang 3 | 2 (0,38) | 0,89 (0,40) | 1,56 (0,28) |
| Présence d'enfant | -2,02 (0,15) | -0,83 (0,10) | -1,22 (0,09) |
| Ecart-type des résidus | 1,26 (0,14) | 1,43 (0,08) | 1,42 (0,07) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des unions décrites par les enquêtés (tous nés entre 1944 et 1974), soit 1817 unions décrites par des hommes, et 3092 unions décrites par des femmes.

Lecture : Estimation paramétrique avec hétérogénéité non observée (annexe 2).

Tableau 4

Influence de l'âge de début d'union, du rang de l'union et de la présence d'enfant sur le risque de rupture d'union avant 50 ans, à durée d'union comparable.

| | (Ensemble des individus) | | |
|----------------------------|--------------------------|--------------|--------------|
| | Modèle (a) | Modèle (b) | Modèle (c) |
| a (loi de Weibull) | 2,09 (0,08) | 2,16 (0,09) | 2,13 (0,09) |
| Constante | 2,49 (0,77) | -4,93 (0,27) | -5,01 (0,26) |
| Age début d'union (agedeb) | -0,46 (0,06) | | |
| Agedeb au carré | 0,0068 (0,001) | | |
| Agedeb < 25 ans | | 0,92 (0,25) | |
| Agedeb < 23 ans | | | 1,18 (0,25) |
| Agedeb [23-25 ans[| | | 0,32 (0,26) |
| [25-30 [ans | | 0,29 (0,25) | 0,35 (0,25) |
| [30-35[ans | | 0,18 (0,28) | 0,20 (0,27) |
| Union rang 2 | 0,94 (0,13) | 0,72 (0,14) | 0,82 (0,14) |
| Union rang 3 | 1,42 (0,28) | 1,20 (0,17) | 1,30 (0,28) |
| Présence d'enfant | -1,22 (0,09) | -1,21 (0,09) | -1,22 (0,09) |
| Ecart-type des résidus | 1,42 (0,07) | 1,49 (0,08) | 1,46 (0,07) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des unions décrites par les enquêtés (tous nés entre 1944 et 1974), soit 1817 unions décrites par des hommes, et 3092 unions décrites par des femmes.

Lecture : Estimation paramétrique avec hétérogénéité non observée (annexe 2).

3 - Les remises en couple

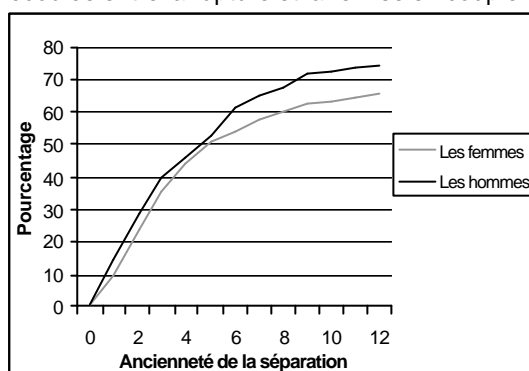
3.1. Une estimation longitudinale non paramétrique

Compte tenu de la grande proportion d'unions qui se terminent par une rupture, les comportements matrimoniaux de fait ne peuvent être décrits en passant outre à la façon dont les individus se remettent en couple après une séparation. Pour cela, on estime à partir des biographies décrites dans l'Esfe, la fonction de répartition de la durée écoulée entre une séparation et une remise en couple (annexe 1).

Globalement, la proportion des femmes séparées ou veuves avant 50 ans qui se remettent en couple dans les dix années qui suivent la rupture (et qui ont moins de 50 ans) est moins importante que la proportion d'hommes séparés ou veufs qui vivent une nouvelle union. Parmi l'ensemble des hommes qui ont mentionné dans l'Esfe une rupture d'union, 74 % se remettent en couple dans les 12 années qui suivent la séparation, alors que dans ce même laps de temps, environ 65 % des femmes ayant déclaré une rupture d'union pourraient revivre une nouvelle union (graphique 15).

Graphique 15

Proportion de personnes séparées qui se sont remises en couple avant 50 ans, selon la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple et selon le sexe



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994

Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

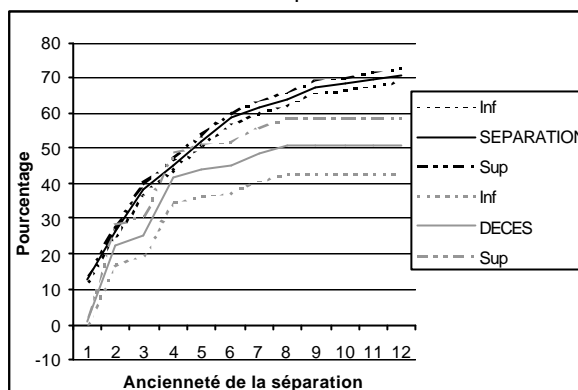
Lecture : un peu plus de 60 % des femmes de moins de 50 ans qui ont vécu la rupture d'une union se sont remises en couple dans les 12 années qui ont suivi (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple).

La différence significative¹² entre hommes et femmes des lois de durée écoulée avant 50 ans entre la rupture et la remise en couple peut toutefois masquer des effets qui ne sont qu'indirectement liés au sexe. Par exemple, les femmes vivent plus souvent que les hommes le décès de leur conjoint : les trois-quarts des unions décrites qui se terminent par un décès sont racontées par des femmes. Or les séparés se remettent plus souvent en couple que les veufs au cours des 10 années qui suivent la rupture (graphique 16).

¹² L'hypothèse d'homogénéité des lois de durée est rejetée à l'issue d'un ensemble de tests traditionnels (tests de rangs, de Wilcoxon et du rapport de vraisemblance).

Graphique 16

Proportion de personnes séparées qui se sont remises en couple avant 50 ans, selon la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple et selon la nature de la rupture de l'union antérieure



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994.

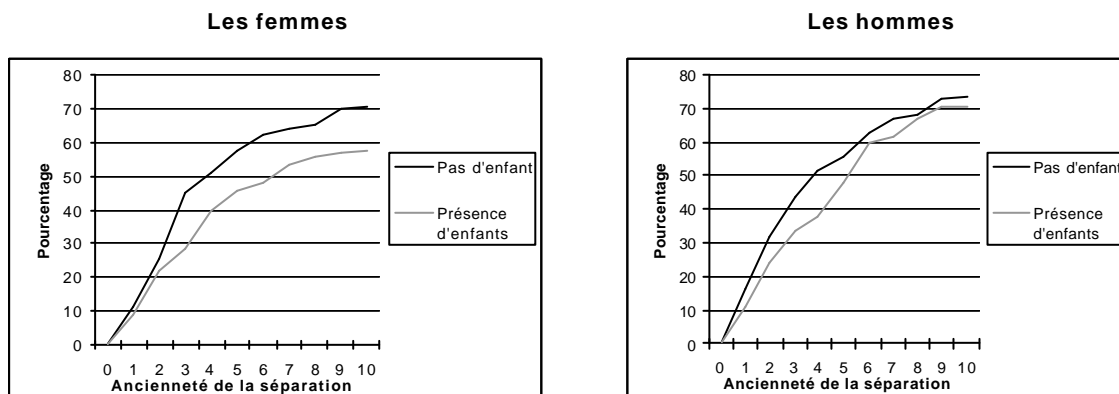
Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

Lecture : Estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple. La borne inférieure de l'intervalle de confiance à 5 % est décrite par « Inf », la borne supérieure par « Sup ».

L'intensité des remises en couple pourrait également être liée à la présence ou non d'enfants : les remises en couple sont moins souvent observées parmi les personnes ayant eu un enfant au cours de l'union rompue (graphiques 17).

Graphiques 17

Proportion de personnes séparées qui se sont remises en couple avant 50 ans, selon la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple, le sexe et la naissance d'enfants au cours de l'union rompue



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994

Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

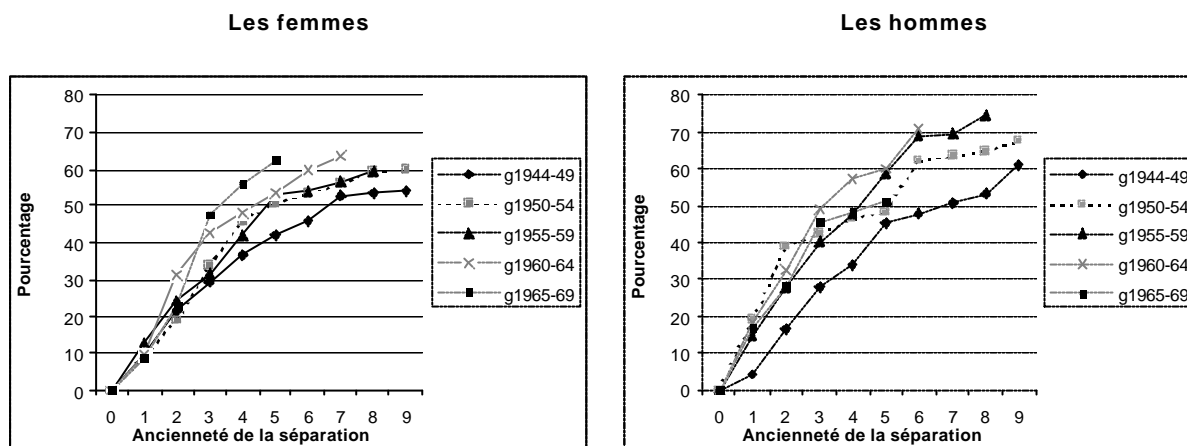
Lecture : dans les 10 ans qui suivent une rupture d'union, 70 % des femmes qui n'avaient pas d'enfants nés de cette union se sont remises en couple, contre 60 % de celles qui avaient eu au moins un enfant (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple).

Par ailleurs, les générations récentes se remettraient plus souvent en couple au cours des 10 années qui suivent la rupture d'une union que les générations plus anciennes (graphiques 18). Ainsi, 4 ans après une rupture, 56 % des femmes de la génération 1965 se sont remises en couple, contre 36 % des femmes de la génération 44, soit un écart d'environ 20 points. L'ampleur de ces « effets génération » est moins important pour les

hommes : 4 ans après une rupture, 48 % des hommes de la génération 65 se sont remis en couple, contre 34 % des hommes de la génération 44.

Graphiques 18

Proportion de personnes séparées qui se sont remises en couple avant 50 ans, selon la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple, le sexe et la génération



Source : Ined-Insee, Données pondérées de l'Enquête sur les Situations Familiales, 1994

Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

Lecture : Estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple.

Plutôt que des effets «génération », ces évolutions pourraient s'interpréter comme des effets de « période ». Ainsi, compte tenu du décalage de la première maternité, les femmes séparées des générations récentes ont peut-être moins souvent des enfants que leurs aînées qui avaient rompu au même âge, et de ce fait, elles se remettraient plus facilement en couple.

Par ailleurs, la description des remises en couple souffre d'un biais de sélection lié à l'âge des enquêtés : les générations récentes racontent des ruptures et des remises en couple vécues plutôt jeunes, alors que leurs aînées décrivent leur histoire matrimoniale sur une période de leur vie plus longue. Or la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple est très significativement corrélée à l'âge de l'individu au moment de la rupture. (tableau 5).

Tableau 5

Durée moyenne écoulée entre une rupture d'union et une remise en couple avant 50 ans, en années, selon le sexe et l'âge au moment de la rupture.

| | Avant 25 ans | De 25 à 29 ans | De 30 à 34 ans | Après 34 ans |
|----------|--------------|----------------|----------------|--------------|
| Femmes | 6 | 8 | 9 | 10 |
| Hommes | 5 | 7 | 6 | 10 |
| Ensemble | 6 | 7,5 | 7,5 | 11 |

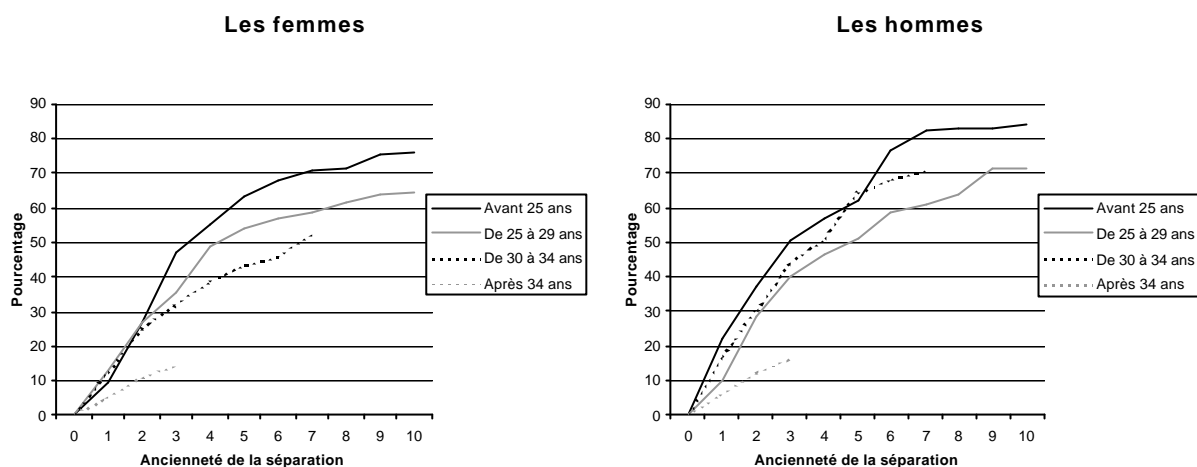
Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994

Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

Ainsi, dans les 7 années qui ont suivi la rupture, 71 % des femmes qui avaient rompu une union avant 25 ans se sont remises en couple, contre 58 % des femmes qui avaient rompu entre 25 et 30 ans, et 53 % de celles qui avaient rompu entre 30 et 34 ans. Ces chiffres pour les hommes correspondent respectivement à 82 %, 61 % et 70% (graphiques 19).

Graphiques 19

Proportion de personnes séparées qui se sont remises en couple selon la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple et l'âge de l'individu au moment de la rupture



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des périodes écoulées après une séparation (n=1940)

Lecture : 72 % des femmes qui ont rompu une union avant 25 ans se sont remises en couple dans les 7 années qui ont suivi (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple).

Ces estimations établies à partir de l'Esfe sur les remises en couple souffrent d'un manque de précision lié au faible nombre d'observations. En particulier, aucune remise en couple n'est observée parmi les hommes et les femmes qui sont séparés depuis plus d'une quinzaine d'années. L'estimateur de l'intensité de remise en couple est d'autant moins précis que l'ancienneté de la séparation est grande. Par exemple, celui concernant les femmes nées entre 1960 et 1965 est précis à plus ou moins 4 % pour les durées faibles, à plus ou moins 7 % pour les durées égales à 7 ans, et à plus ou moins 10 % pour les durées égales à 10 ans (annexe 4).

3.2. Une estimation semi-paramétrique

L'estimation semi-paramétrique permet de décrire les comportements en fonction de plusieurs caractéristiques individuelles, sans spécifier de loi particulière pour le hasard de base. Les risques instantanés sont supposés proportionnels, et toutes les variables explicatives sont considérées exogènes à la durée écoulée entre une rupture et une remise en couple (annexe 2).

Le rang de l'union rompue n'est pas significatif pour décrire la durée écoulée entre une rupture et une remise en couple avant 50 ans (tableau 6).

En revanche, les remises en couple sont d'autant plus fréquentes que la personne a rompu sa précédente union à un âge relativement jeune, et que l'union rompue n'a pas donné naissance à un enfant.

Les femmes se remettraient moins facilement en couple que les hommes. Cet effet apparent du sexe pourrait en partie masquer un effet de la présence d'enfant, les enfants étant le plus souvent confiés à la mère. Toutefois, différentes spécifications montrent que la probabilité instantanée de se remettre en couple pour une femme est toujours inférieure à celle des hommes, qu'il y ait ou non des enfants. Par ailleurs, la présence d'enfant n'est

pas un critère qui ressort systématiquement de façon significative lorsque les modèles sont estimés séparément sur les hommes et sur les femmes (tableau 7).

Tableau 6

Influence de l'âge au moment de la rupture, du sexe et de la présence d'enfant sur la probabilité de remise en couple des individus nés entre 1955 et 1965 à durée écoulée entre une séparation et une remise en couple comparable.

| | Modèle (a) | Modèle (b) |
|---|--------------|--------------|
| Rang de l'union strictement supérieur à 1 | ns | ns |
| Age au moment de la rupture | -0,07 (0,01) | |
| Union rompue avant 25 ans | | 2,03 (0,38) |
| Union rompue entre 25 et 30 ans | | 1,65 (0,38) |
| Union rompue entre 30 et 35 ans | | 1,65 (0,39) |
| Union rompue après 35 ans | | réf |
| Homme sans enfant | réf | réf |
| Homme avec enfant | -0,30 (ns) | -0,24 (0,1) |
| Femme sans enfant | -0,36 (0,13) | -0,36 (0,08) |
| Femme avec enfant | -0,59 (0,13) | -0,4 (0,09) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des 845 périodes de séparation décrites par les enquêtés (tous nés entre 1955 et 1965), soit 255 périodes décrites par des hommes, et 590 périodes décrites par des femmes.

Lecture : Estimation semi-paramétrique (annexe 2)

Tableau 7

Influence de l'âge au moment de la rupture et de la présence d'enfant sur la probabilité de remise en couple des individus nés entre 1955 et 1965 à durée écoulée entre une séparation et une remise en couple comparable.

| | Les hommes | Les femmes |
|---|--------------|--------------|
| Rang de l'union strictement supérieur à 1 | ns | ns |
| Union rompue avant 25 ans | 2,06 (0,46) | 2,03 (0,71) |
| Union rompue entre 25 et 30 ans | 1,53 (0,46) | 1,85 (0,71) |
| Union rompue entre 30 et 35 ans | 1,62 (0,46) | 1,78 (0,39) |
| Union rompue après 35 ans | réf | réf |
| Présence d'enfant | -0,19 (0,10) | -0,11 (0,11) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des 845 périodes de séparation décrites par les enquêtés (tous nés entre 1955 et 1965), soit 255 périodes décrites par des hommes, et 590 périodes décrites par des femmes.

Lecture : Estimation semi-paramétrique (annexe 2)

Conclusion

A chaque âge, la proportion de femmes et d'hommes de moins de 50 ans qui vivent en couple est en déclin depuis la fin des années 1980.

Aux âges jeunes, ce résultat est plus le fait du retard de la première vie en couple (lié à l'allongement des études) que d'une diminution de la propension de vivre une première union. En effet, aujourd'hui comme dans le passé, plus de 90 % des hommes et des femmes vivraient au moins une union dans leur existence. Jusque vers 27 ans, la probabilité de vivre une union est nettement plus importante que la probabilité de se marier. Les effets de génération (ou de période) à l'oeuvre pour expliquer la diminution de la vie de couple sont beaucoup plus faibles que ceux qui participent au déclin du mariage.

La baisse de la proportion d'individus qui vivent en couple à chaque âge est également liée à l'instabilité de plus en plus grande des unions. En effet, si les comportements observés entre 1991 et 1993 restaient identiques à l'avenir, environ une union sur deux se terminerait par une rupture. Ce serait principalement au cours des toutes premières années de vie commune que l'union serait la plus fragile. Avant 50 ans, les remises en couple ne seraient pas suffisamment nombreuses pour compenser les ruptures d'unions. De ce fait, à chaque âge, la propension à vivre en couple aurait plutôt tendance à diminuer avec le temps.

Des estimations paramétriques et semi-paramétriques de la durée de l'union d'une part, et du temps écoulé entre la séparation et la remise en couple d'autre part, mettent en évidence le rôle de plusieurs caractéristiques individuelles susceptibles d'expliquer les comportements matrimoniaux de fait. Ainsi, les unions fragiles correspondent plus souvent à celles qui sont commencées jeunes. La durée de l'union est d'autant plus courte que le rang de cette union est élevé. La présence d'enfant interfère nettement avec les comportements de rupture¹³, et tend à accroître la durée qui sépare une séparation d'une remise en couple, la rendant plus longue. Hormis le fait que la femme a plus souvent que l'homme la garde des enfants de l'union rompue, elle se remettrait moins facilement en couple que les hommes.

¹³ Seuls des modèles plus compliqués prenant en compte l'endogénéité de la présence d'enfant aux comportements matrimoniaux pourraient conclure qu'un enfant protège de la rupture.

Bibliographie

Beumel C., Kerjosse R., Toulemon L. (1999), « Des mariages, des couples et des enfants », *Insee première* n°624.

Becker G., Landes E., Michael R. (1977), « An Economic Analysis of Marital Instability », *Journal of Political Economy*, vol85, n°6.

Chambaz C., Saunier J.-M., Valdelievre H. (1997), « Méthodologie du Panel européen de ménages : exploitation des données de la vague 2 du fichier français », *Document de travail de la DSDS F9705*, Insee.

Courgeau D. et Lelièvre E. (1989), *Analyse démographique des biographies*, Ined.

Daguet F. (1996), « Mariage, divorce et union libre », *Insee première* n°482.

Desplanques G. (1993), « Un premier enfant de plus en plus tard », *Insee Première* n°247.

Ekert-Jaffé O., Solaz A. (1998), « Unemployment and formation of the family in France », *16èmes journées de Microéconomie Appliquée*, Lyon, 3 et 4 juin 1998.

Flipo A., Laferrère A., Le Blanc D.,(1999), « De l'histoire individuelle à la structure des ménages », *Insee première* n°649.

Ined (1997), Présentation du fichier de l'enquête ESFE et des pondérations, *note interne du 3 mars*.

Insee (1998), « Dossier : Echantillon Démographique Permanent », *Economie et statistique* n°316-317.

Insee (1999), *Le modèle de microsimulation dynamique Destinie*, Document de travail n°G 9913.

Kalbfleisch J.D. and Prentice R.L. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley.

Lancaster T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.

Lavertu J. (1997), « Fécondité et calendrier de constitution des familles », *Insee-Résultats* n°579.

Lillard L. (1993), « Simultaneous equations for hazards, Marriage duration and fertility timing », *Journal of Econometrics* 56.

Lefranc Ch. (1995), « Le mariage en déclin, la vie en couple aussi », *Insee première* n°392.

Léridon H. et Toulemon L. (1997), *Démographie, Approche statistique et dynamique des populations*, Economica.

Léridon H. et Villeneuve-Gokalp C. (1994), *Constance et inconstances de la famille*, Travaux et Documents de l'Ined

Kerjosse R. et Tamby I. (1996), « La situation démographique en 1994 », *Insee Résultats* n°505-506.

Galland O. (1995), « Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte », *Economie et Statistique* n°283-284.

Sardon J.-P. (1996), « L'évolution du divorce en France », *Population*, 3, p717-750.

Toulemon L. (1994), "La place des enfants dans l'histoire des couples", *Population* n°6.

Toulemon L. (1995), "Très peu de couples restent sans enfant", *Population* n°4-5.

Toulemon L. (1996), "La cohabitation hors mariage s'installe dans la durée", *Population* n°3, mai-juin.

Toulemon L., Leridon H., Villeneuve-Gokalp C. (1995), « Enquête sur les situations familiales de 1994 », *Rapport final, Convention Cnaf n°93/361*, Ined.

ANNEXE 1
DE L'ETUDE LONGITUDINALE A L'ANALYSE CONJONCTURELLE DES DUREES :
DEFINITIONS ET NOTATIONS

Les biographies du type de celles qui sont décrites par l'enquête Esfe permettent des analyses, soit conjoncturelles, soit longitudinales.

L'analyse longitudinale est formalisée dans le cadre des modèles de durée.

Soit T la variable aléatoire que l'on cherche à décrire, définie comme la durée écoulée (en années) dans un état matrimonial particulier (vie en couple par exemple). Soit E l'événement observé qui marque la fin de cet état (la rupture de l'union par exemple).

E_t est le nombre d'individus qui subissent l'événement observé E (par exemple : mise en couple, rupture) avec une durée dans l'état comprise entre t et $t+1$.

S_t est le nombre de personnes au risque en t , S_0 étant l'effectif initial de personnes susceptibles de vivre l'évènement E .

Les concepts utilisés pour l'analyse longitudinale peuvent être transposés pour analyser des coupes (tableau 8). On se place alors dans le cadre d'une analyse conjoncturelle, très fréquente en démographie. Partant des quotients calculés une année donnée pour chaque durée observée, on est capable de reconstituer toutes les fonctions décrites dans les modèles de durée. L'estimation conjoncturelle fournit des éléments d'analyse sur ce qui se passerait si les comportements observés à une date donnée se poursuivaient dans le temps.

Tableau 8 : Définitions et notations pour l'analyse des durées

| Fonctions | Analyse théorique | Analyse empirique | |
|---|--|---|---|
| $P(T = t)$ | La densité : $f(t)$ | Le taux de 2ème catégorie : $m_t = \frac{E_t}{S_0}$ | Taux conjoncturel : $m_t = I_t - I_{t-1}$ ↑ |
| $P(T < t)$ | La fonction de répartition : $F(t) = \int_0^t f(u) du$ | L'intensité : $I_t = \sum_{u=0}^{t-1} m_u$ | L'indicateur conjoncturel : $IC_t = 1 - \prod_{u=0}^{t-1} (1 - q_u)$ ↑ |
| $P(T \geq t)$ | La fonction de survie : $S(t) = 1 - F(t)$ | La survie : $S_t = 1 - I_t$ | $S_t = \prod_{u=0}^{t-1} (1 - q_u)$ ↑ |
| $\lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + dt T > t)}{dt}$ | La fonction de hasard : $h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$ | Les quotients ou taux instantanés : $q_t = \frac{E_t}{S_t}$ | $q_t = \frac{E_t}{S_t}$ ↑ |
| | Le hasard intégré : $H(t) = \int_0^t h(u) du = -LnS(t)$ | Quotients cumulés | |
| | | Analyse longitudinale | Analyse conjoncturelle |

ANNEXE 2 :
PRESENTATION RAPIDE DES METHODES D'ESTIMATION DES MODELES DE
DUREES

1. Principe général de l'estimation d'un modèle de durée par maximum de vraisemblance

Les biographies de l'Esfe décrivent toutes les dates d'entrée dans la situation matrimoniale considérée¹⁴ (par exemple la première union) ; en revanche, la date de sortie de l'état n'est pas toujours observée. Par exemple, pour les personnes qui ont rompu leur union avant mars 1994, date de l'enquête, la durée de l'union est parfaitement observée. Mais pour les personnes toujours en couple en mars 1994, la durée de l'union est supérieure à ce qu'on observe. Si l'on ne tient pas compte de cette censure à droite des durées, on sous-estime les espérances de durée.

Soit la variable de censure d_i définie comme la variable binaire :

$d_i = 0$ si la durée observée < durée expliquée (observation censurée)

$d_i = 1$ sinon, ie la durée observée \geq durée expliquée (observation non censurée)

Chaque individu observé à la probabilité l_i d'appartenir à l'échantillon :

$$l_i = [f_i(t_i)]^{d_i} [S_i(t_i)]^{1-d_i} = [h_i(t_i)]^{d_i} S_i(t_i)$$

La vraisemblance de l'échantillon s'écrit comme le produit des probabilités décrites pour chacun des individus de l'échantillon¹⁵, soit :

$$L = \prod_i [h_i(t_i)]^{d_i} S_i(t_i)$$

ou encore :

$$LnL = \sum_{i \in E} Ln h_i(t_i) + \sum_{i=1}^n Ln S_i(t_i)$$

2. Estimation non paramétrique d'un modèle de durée

Soit : t_i chacune des échéances observées dans l'échantillon : $(t_0 < t_1 < \dots < t_k)$.

E_i est le nb d'échéances entre t_i et t_{i+1}

¹⁴ Dans le cadre d'un modèle qui se voudrait explicatif, en ne prenant pas en compte dans la procédure d'estimation les caractéristiques des personnes qui n'ont pas encore subi l'entrée dans la situation matrimoniale observée, on introduit des biais d'échantillonnage endogènes.

¹⁵ Un seul adulte par couple est interrogé.

R_i est le nb d'individus au risque en t_i , avec :

$$R_i = S_i \quad \text{si données non censurées}$$

$$R_i = \sum_{j=1}^{S_i} \mathbf{I}(T \geq t_i) \quad \text{si données censurées, égal au nombre d'individus ni censurés}$$

ni sortis.

Dans le cadre de l'analyse conjoncturelle, il n'y a pas à se poser la question de la censure des durées. Tout se passe comme si on estimait le phénomène sur une cohorte fictive dont les probabilités instantanées à chaque date étaient celles observées en coupe (une année donnée, sur des générations différentes).

Dans le cadre d'une analyse longitudinale, la vraisemblance est le produit de la contribution de chaque échéance observée dans l'échantillon :

$$L_i = \prod_{t_i} h_i^{E_i} (1 - h_i)^{R_i - E_i}$$

L'estimateur non paramétrique du Maximum de Vraisemblance de q_t est l'estimateur de

Kaplan Meier, donné par $\hat{q}_t = \frac{E_t}{R_t}$ (Kalbfleisch et Prentice, 1980 ; Courgeau et Lelièvre, 1989).

Sa variance est donnée par la formule de Greenwood (annexe 4).

On estime la durée moyenne par : $\hat{T} = \sum_{i=1}^I (t_i - t_{i-1}) \hat{S}(t_i)$

3. Estimation paramétrique d'un modèle de durée

Dans le cadre de cette étude, les hasards sont supposés proportionnels, et s'ajuster sur une loi de Weibull. La présence d'enfant au sein du couple est modélisée comme une variable qui change avec le temps.

3.1. Estimation paramétrique sans hétérogénéité non observée

La durée T se caractérise par sa fonction de hasard, qui s'écrit :

$$h(t) = \mathbf{a} t^{\mathbf{a} - 1} \exp(b_0 + b_1' X + b_2 Z_t)$$

où Z_t est une variable binaire, définie comme :

$$Z_{t_i} = \mathbf{1}(t_i > D_i), \quad \text{où } D_i \text{ est le temps passé sans enfant dans l'union, reconstitué à}$$

partir des biographies.

De façon traditionnelle, on a :

$$LnS(t) = -H(t, X, Z_t) = -\exp(b_0 + b_1'X) \int_0^t \mathbf{a}u^{\mathbf{a}-1} \exp(b_2 Z_u) du$$

Cette fonction s'écrit différemment selon qu'on observe ou non des enfants nés de l'union.

Si on n'observe pas d'enfant au moment de la rupture, on a :

$$LnS_t = - \left[\exp(b_0 + b_1'X) \right] t^{\mathbf{a}}$$

En revanche, si des enfants sont nés pendant l'union, on a :

$$LnS(t) = -\exp(b_0 + b_1'X) \left[\int_0^D \mathbf{a}u^{\mathbf{a}-1} du + \int_D^t \mathbf{a}u^{\mathbf{a}-1} \exp(b_2) du \right]$$

La vraisemblance des observations s'écrit comme le produit des probabilités des individus observés dans l'échantillon, soit :

$$LnL = \sum_{i \in E} Ln h_i(t_i) + \sum_{Z_t=0} -H(t, X, Z_t) + \sum_{Z_t=1} -H(t, X, Z_t)$$

3.2. Estimation paramétrique avec hétérogénéité non observée

Reprenant les notations précédentes, on ajoute une composante d'hétérogénéité non observée à la fonction de hasard :

$$h(t) = \mathbf{a}t^{\mathbf{a}-1} \exp(b_0 + b_1'X + b_2 Z_t) v$$

où \mathbf{u} suit une gamma de moyenne 1 et de variance \mathbf{s}^2 .

On trouve dans Lancaster (1990, p66) les formules de S(t) et h(t) en fonction du hasard intégré.

Comme précédemment, le hasard intégré s'écrit différemment selon qu'il y a ou non présence d'enfant au moment de la rupture.

4. Estimation semi-paramétrique d'un modèle de durée

Dans un modèle de Cox, la forme du hasard de base n'est pas spécifiée. On s'intéresse uniquement à l'ampleur de la translation du hasard selon tel ou tel critère, pour chaque durée.

La fonction de hasard s'écrit :

$$h(t) = h_0(t, b) \exp(X_i b)$$

La vraisemblance partielle de Cox s'écrit :

$$P L = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(X_i b)}{\sum_{k \in R_i} \exp(X_k b)} = \frac{\exp \sum_{i=1}^n X_i b}{\prod_{i=1}^n \sum_{k \in R_i} \exp(X_k b)}$$

où R_i est l'ensemble des individus soumis au risque en t_i

ANNEXE 3 : PONDERER OU NE PAS PONDERER ?

L'échantillon de l'enquête contient certaines catégories de ménages dans une proportion plus importante que dans l'ensemble de la population, comme les enfants qui ne résident pas avec leurs deux parents, les couples non mariés, les ménages comprenant plusieurs couples, etc. Un coefficient de pondération permet de ramener la structure de l'échantillon à la structure de l'ensemble de la population (selon l'âge et le type de ménage principalement).

Comme les estimations conjoncturelles se rapprochent d'un exercice de simulation, en décrivant ce qui se passerait si les comportements observés une année donnée perduraient, on préfère les extrapoler à la France entière. Toutefois, en pondérant les données biographiques avec des pondérations calculées de telle sorte à caler l'échantillon des répondants sur la structure de la France entière de 1994, on ne prend en compte ni les décès ni les migrations au sein de la population, ce qui pourrait biaiser les estimateurs pondérés¹⁶.

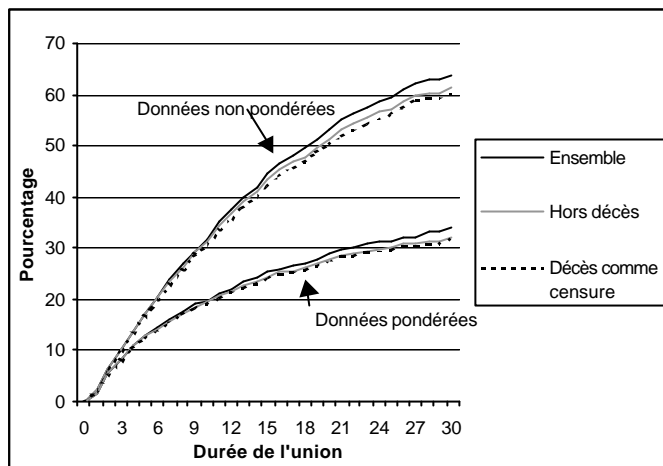
Compte tenu du tirage de l'échantillon, les estimations réalisées sur données pondérées s'écartent d'autant plus des estimations réalisées sur données non pondérées que l'évènement est étudié sur des générations anciennes, car une personne a d'autant plus de chances de vivre dans un ménage « atypique » que l'histoire conjugale est longue.

Le résultat des estimations peut varier de façon très importante selon que les données sont ou non pondérées. Par exemple, l'intensité finale de rupture avant d'avoir atteint 50 ans varie du simple au double selon que l'on pondère ou non les données (graphique 20).

¹⁶ On suppose que les coefficients d'extrapolation calculés pour 1994, date de l'enquête, sont valables pour toutes les autres années sur lesquelles on fait des estimations conjoncturelles.

Graphique 20

Proportion d'unions qui se sont terminées par une rupture selon la durée de l'union, et selon que l'on estime la fonction de survie sur l'ensemble des ruptures, sur les unions qui n'ont pas vécu le décès de l'un des conjoints, ou selon que l'on considère le décès du conjoint comme une censure à droite de l'observation (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de ruptures des unions)



Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.

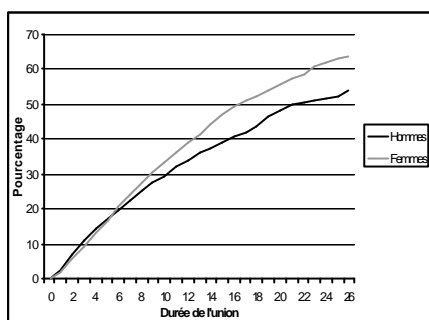
Champ : Ensemble des unions racontées par les enquêtés de l'Esfe

Le sens des effets peut s'inverser avec la pondération. Ainsi, les unions décrites par les femmes sont plus fragiles que celles décrites par les hommes ; c'est le contraire lorsque les données sont pondérées (graphiques 21).

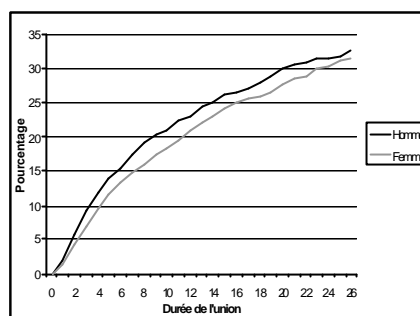
Graphiques 21

Proportion d'unions qui se sont terminées par une rupture, selon la durée de l'union et selon le sexe (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de rupture d'union)

Données non pondérées



Données pondérées



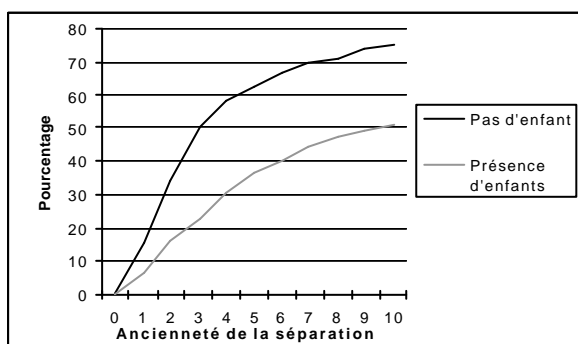
Source : Enquête sur les Situations Familiales, Ined-Insee, 1994.
Champ : Ensemble des individus de moins de 50 ans

La pondération peut également modifier l'ampleur des effets observés. Par exemple, l'effet de la présence d'un enfant sur le risque de remise en couple est plus faible lorsqu'il est estimé sur les données pondérées que lorsqu'il est estimé sur les données non pondérées (graphiques 22).

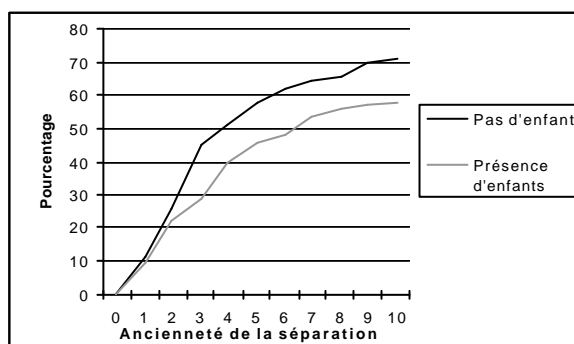
Graphiques 22

Fonction de répartition de la durée écoulée entre une séparation et une remise en couple, selon la présence d'enfants à la fin de l'union antérieure (estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple des femmes)

Données non pondérées



Données pondérées

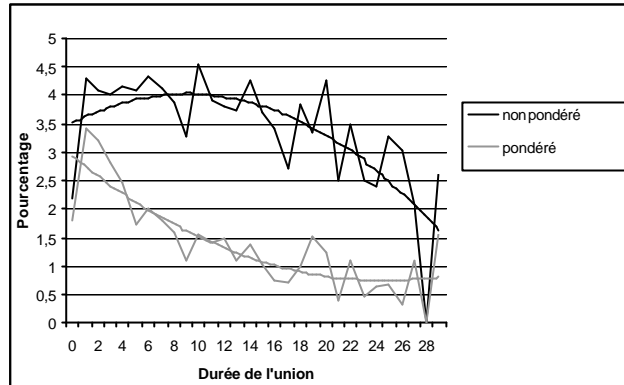


Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,
Champ : Ensemble des individus de moins de 50 ans

L'estimation non paramétrique des fonctions de hasard peut également varier de façon significative selon que les données sont pondérées ou non (graphique 23)

Graphique 23

Nombre de ruptures pour 100 unions de chaque durée
(quotients en trait fin, et ajustement polynômial d'ordre 2 représenté en trait gras)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994.

Champ : Ensemble des unions racontées par les enquêtés de l'Esfe

Lecture : 3 % des unions qui ont survécu 1 an sont rompues la deuxième année de l'union.

L'estimation semi-paramétrique de la fonction de hasard de la durée écoulée entre la rupture et la remise en couple varie également selon que les données sont ou non pondérées (tableau 9)

Tableau 9 :

Estimation semi-paramétrique de la fonction de hasard de la durée écoulée entre une séparation et une remise en couple, pour les individus entre 1955 et 1960.

| | Données pondérées | Données non pondérées |
|---------------------------------|-------------------|-----------------------|
| Rangsup1 | ns | ns |
| Age au moment de la rupture | | |
| Union rompue avant 25 ans | 2,03 (0,38) | 1,61 (0,46) |
| Union rompue entre 25 et 30 ans | 1,65 (0,38) | 1,27 (0,46) |
| Union rompue entre 30 et 35 ans | 1,65 (0,39) | 1,02 (0,47) |
| Union rompue après 35 ans | réf | réf |
| Femme avec enfant | -0,4 (0,09) | -0,62 (0,13) |
| Homme avec enfant | -0,24 (0,1) | -0,36 (0,19) |
| Femme sans enfant | -0,36 (0,08) | -0,34 (0,14) |

Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994,

Champ : Ensemble des individus de moins de 50 ans

En revanche, l'estimation paramétrique de la fonction de hasard de la durée de l'union est semblable selon que les données sont ou non pondérées.

Les modèles mis en oeuvre dans le cadre de ce document de travail ayant pour objectif d'estimer des corrélations entre les comportements observés et un ensemble de caractéristiques individuelles, les résultats présentés sont toujours obtenus à partir des données pondérées. Dans le cadre d'un modèle explicatif, un écart entre les estimations pondérées et les estimations non pondérées signifierait que l'effet de la variable prise en compte n'est pas homogène dans la population. D'autres caractéristiques individuelles doivent alors être introduites pour faire tendre le modèle spécifié vers un modèle explicatif des comportements matrimoniaux.

ANNEXE 4 :
LE NOMBRE RELATIVEMENT REDUIT D'OBSERVATIONS DE L'ESFE
DIMINUE LA PRECISION DES ESTIMATEURS.

L'effectif relativement restreint de l'échantillon de l'Esfe diminue la précision des estimateurs.

L'estimateur de la variance asymptotique de l'estimateur non paramétrique des quotients, noté \hat{q}_t , est calculé à partir des données non pondérées¹⁷ par la formule suivante (Kalbfleisch and Prentice, 1980) :

$$\hat{V}ar(\hat{q}_t) = S_t^{-3} [E_t (S_t - E_t)]$$

L'estimateur « produit-limite » de la fonction de survie est :

$$\hat{S}_t = \prod_{u=0}^{t-1} (1 - \hat{q}_u)$$

L'estimateur de la variance asymptotique de l'estimateur de S est donné par la formule de Greenwood :

$$\hat{V}ar(\hat{S}(t)) = [\hat{S}(t)]^2 \sum_{u=0}^t \frac{E_u}{S_u (S_u - E_u)}$$

On peut alors calculer les intervalles de confiance à 5 % d'un estimateur \mathbf{x} , soit :

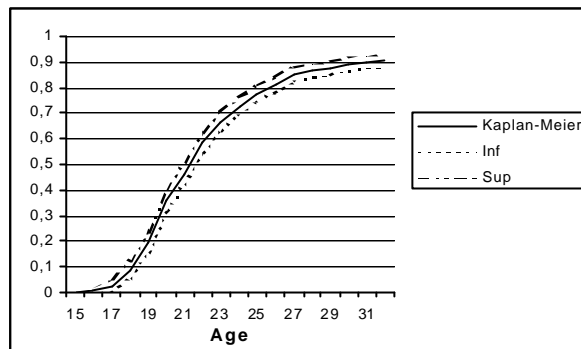
$$\pm 1,96 \sqrt{\hat{V}(\mathbf{x})}$$

Pour donner une idée de la précision des estimateurs calculés à partir de l'Esfe, les figures ci-dessous décrivent les intervalles de confiance de 3 estimateurs différents : l'intensité de primo-union (graphique 25), l'intensité de rupture de la première union (graphique 26), et l'intensité de remise en couple (graphique 27). Plus l'effectif des individus dont on observe la durée (d'union par exemple) est important, plus les estimateurs sont précis. Ainsi, l'estimateur de l'intensité de primo-union des femmes de la génération 1960 est relativement précis (graphique 25), car il est calculé à partir d'un effectif relativement important (530 femmes) dont la majeure partie ont vécu l'évènement « première union » : seulement 62 durées sont censurées. A l'opposé, l'intensité de remise en couple est estimée sur un effectif beaucoup plus réduit : 280 périodes de séparation sont observées parmi les femmes de la génération 60, dont plus du tiers correspondent à des données censurées (graphique 27). Entre les deux, l'intensité de rupture de la première union est relativement bien estimée pour les durées courtes, mais l'estimateur de Kaplan-Meier devient de moins en moins précis au fur et à mesure que sont prises en compte les durées d'union plus longues, car celles-ci sont souvent censurées à droite (graphique 26).

¹⁷ En calculant de façon traditionnelle la variance d'un estimateur à partir des effectifs pondérés, on est amené à surestimer la précision des estimateurs, compte tenu du fait qu'on augmente de façon « artificielle » le nombre des individus. Une pratique largement utilisée pour lever en première approximation cet écueil est de normaliser les poids, en divisant la variable de pondération par sa moyenne calculée sur l'ensemble du fichier. Toutefois, les calculs traditionnels de la variance des estimateurs restent faux.

Graphique 25

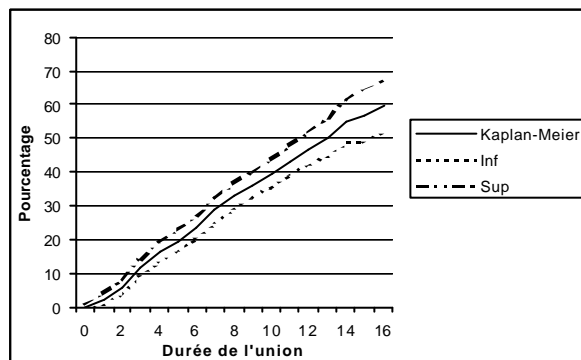
Intervalle de confiance à 5% de la fonction de répartition de la durée de vie seule avant la première union (Estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de primo-union)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994 ;
Champ : femmes, génération 1960.

Graphique 26

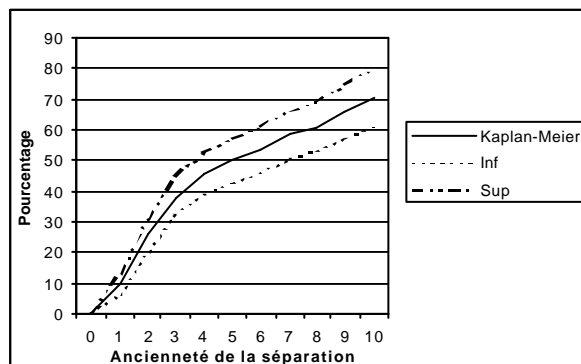
Intervalle de confiance à 5% de la fonction de répartition de la durée de la première union (Estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de rupture de la première union)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994 ;
Champ : génération 1960.

Graphique 27

Intervalle de confiance à 5% de la fonction de répartition de l'ancienneté de la séparation au moment de la remise en couple (Estimateur de Kaplan-Meier de l'intensité de remise en couple)



Source : Ined-Insee, Enquête sur les Situations Familiales, 1994 ;
Champ : femmes, génération 1960.

ANNEXE 5 : UNE ESTIMATION DES EFFETS MEMOIRE ?

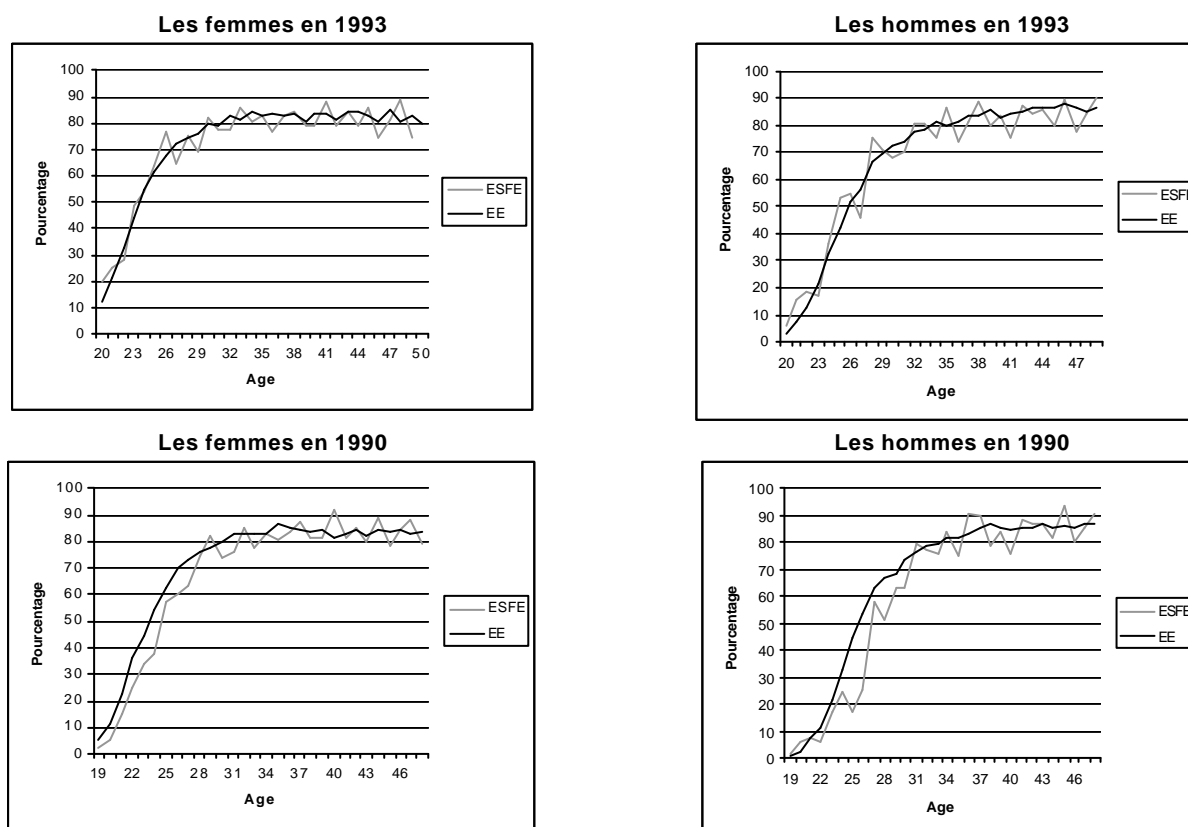
Dans les enquêtes biographiques telles que l'Esfe, le calendrier rétrospectif peut devenir moins précis au fur et à mesure que l'événement devient ancien. En particulier, les individus peuvent se souvenir plus facilement de l'union qu'il viennent de rompre après une très courte durée qu'ils ne se rappelleront d'une courte union vécue il y a quelques années, et qu'ils ne considèrent plus aujourd'hui comme une véritable union. Cet effet mémoire peut en partie entraîner une sous-estimation des taux de rupture aux courtes durées d'union au fur et à mesure que l'année considérée est éloignée de la date d'interview.

Pour avoir une idée de l'ampleur de ces effets mémoire, on reconstitue à partir des biographies de l'Esfe le pourcentage d'hommes et de femmes en couple en 1993, et en 1990, que l'on compare au pourcentage de personnes en couple estimé à partir des enquêtes Emploi de 1993 et de 1990 (graphiques 28).

Ces proportions, estimées à chaque âge, sont très proches pour l'année 1993, simplement un peu plus chahuté dans l'Esfe, ce qui est normal compte tenu du nombre d'observations beaucoup plus réduit que dans l'enquête Emploi. En revanche, ces proportions estimées pour l'année 1990 sont globalement plus faibles dans l'Esfe que dans l'enquête Emploi pour les âges inférieurs à 28 ans pour les femmes, 32 ans pour les hommes. On retrouve bien l'idée selon laquelle les individus ne se rappellent pas de toutes les unions qu'ils ont vécues étant jeunes...

Graphiques 28

Pourcentage d'hommes et de femmes en couple selon l'âge, en 1993 et en 1990 d'après l'enquête Emploi d'une part, et d'après les biographies de d'Esfe d'autre part



Source : Ined-Insee, enquêtes Emploi 1990 et 1993, Enquête sur les Situations Familiales, 1994

