

**Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

**N° F1605**

**Les durées passées en famille  
monoparentale**

**Méthode d'estimation des durées et résultats**

Vianney COSTEMALLE

**DOCUMENT DE TRAVAIL**



Institut National de la Statistique et des Études Économiques



# **INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES**

Série des Documents de Travail de la  
DIRECTION DES STATISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET SOCIALES

**N° F1605**

## **Les durées passées en famille monoparentale**

### **Méthode d'estimation des durées et résultats**

Vianney COSTEMALLE  
(Division des Enquêtes et Études Démographiques)

**Document de Travail**

**mars 2016**

Remerciements : L'auteur tient à remercier Pauline Givord ainsi que Simon Quantin pour leur aide et leurs conseils. Il tient également à remercier Guillaume Horny de la Banque de France, pour son expertise sur les modèles de durées.

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 authors' views.



# **Les durées passées en famille monoparentale**

## **Méthode d'estimation des durées et résultats**

Vianney Costemalle

Insee, division Enquêtes et Études Démographiques

Les familles monoparentales sont de plus en plus nombreuses en France du fait de l'augmentation des séparations de couples avec enfants. Vivre en famille monoparentale est une situation transitoire dans la vie des parents : elle se termine par la remise en couple du parent ou par le départ des enfants. Combien de temps dure cette situation ? Nous avons mis en œuvre une méthode permettant d'estimer la répartition de ces durées à partir de l'Enquête Famille et Logements (EFL) réalisée par l'Insee en 2011. Cette enquête ne donne pas directement accès aux durées de la monoparentalité mais seulement aux anciennetés, c'est-à-dire au temps écoulé entre le début de la situation et le moment où celle-ci est observée (date de l'enquête). Il en résulte deux biais : on n'observe qu'une partie des familles monoparentales d'une part et on n'observe qu'une partie de leur durée totale d'autre part. La méthode utilisée reprend celle développée par Nickell en 1979 pour estimer la probabilité de sortir du chômage. Sous la condition de connaître par ailleurs les flux annuels de nouvelles familles monoparentales, elle permet alors de corriger les deux biais. Pour estimer ces flux, nous utilisons l'enquête Étude des relations familiales et intergénérationnelles (ERFI) réalisée par l'Ined et l'Insee en trois vagues successives (2005, 2008 et 2011). Nous constatons alors que la répartition des durées estimées n'est pas très éloignée de la répartition des anciennetés. Nous montrons que les femmes restent plus longtemps en famille monoparentale que les hommes, que les femmes qui ont eu un enfant sans être en couple restent plus longtemps que les femmes séparées ou veuves et que celles qui n'ont aucun diplôme restent plus longtemps que les autres. Nous présentons de plus des résultats sur les familles monoparentales (évolution des causes d'entrées et de sorties, flux, stocks, taux de renouvellement, âges des parents et âges des enfants, durées) obtenus directement à partir d'ERFI.

Mots-clés : famille monoparentale, modèles de durées, ancienneté, simulations

---

The number of single-parent families has increased in France due to the rise in separations among couples with children. To be a lone parent is a transitory state during life course which ends when repartnering or when children leave home. How long does this situation last ? We use a specific methodology to estimate duration distribution from the family and housing survey (EFL) conducted by Insee in 2011. The total duration spent in lone families are not directly observed in this survey : one just knows for how long adults who are lone parents at the date of the survey have been single. It thus leads bias estimation of the total duration spent in this type of families, for two reasons : on the one hand, durations are right censored which implies that the durations observed in the survey are shorter than the total durations spent in lone-families, and on the other hand, lone parents who face long durations are more likely to be sampled which then leads to estimate longer durations than the real ones. The method implemented in this article is an adaptation of the one developed by Nickell in his 1979 article where he estimated the probability of leaving unemployment using a cross-sectional study. To implement this method it is necessary to know each year the inflows of people who become single-parent. To estimate these inflows we use the survey on intergenerational and family relationship (ERFI) conducted by the French Institute for Demographic Studies (Ined) and the National Institute of Statistics and Economic Studies (Insee) in 2005, 2008 and 2011. The results show that total duration distribution is closed to time-to-survey distribution. Women are living as lone parent longer than men. Moreover women who had children without living with a partner stay longer in lone families than separated women or widowed women. Women without any diploma stay longer than the ones who have one. Other results on single-parent families from the ERFI survey are also presented.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>9</b>
1.0.1	Qu'est-ce que la monoparentalité?	10
1.0.2	Comment mesurer la monoparentalité?	10
1.0.3	Problématique	12
<b>2</b>	<b>L'Étude des relations familiales et intergénérationnelles : des informations riches</b>	<b>13</b>
2.1	Traitement des données	13
2.1.1	Repérer les familles monoparentales dans ERFI	13
2.1.2	Traitement de la non-réponse partielle	15
2.1.3	La sous déclaration des relations de couple des personnes les plus âgées	16
2.1.4	Les enfants nés hors relation de couple	18
2.1.5	Période d'observation	19
2.2	Résultats de l'enquête ERFI	20
2.2.1	Avoir vécu au moins une fois en famille monoparentale	20
2.2.2	Nombre de familles monoparentales à une date donnée	23
2.2.3	Les nouvelles familles monoparentales chaque année	26
2.2.4	Âges des parents et âges des enfants	29
2.2.5	Les durées passées en famille monoparentale à partir de l'enquête ERFI	33
<b>3</b>	<b>La modélisation des données dans le cadre de l'enquête famille et logements : une méthode particulière</b>	<b>38</b>
3.1	Le modèle	39
3.1.1	Modélisation générale	39
3.1.2	Effet de censure et effet de sélection	40
3.1.3	Calcul de la vraisemblance	43
3.1.4	Modélisation du risque instantané	44
3.1.5	Estimation de la probabilité d'entrer en famille monoparentale une année donnée	45
3.2	Les simulations	48
3.2.1	Corriger les biais de censure et de sélection	48
3.2.2	Influence de la variable de flux	50
<b>4</b>	<b>Résultats de l'estimation des durées à partir de l'EFL</b>	<b>53</b>
4.1	Les durées passées en famille monoparentale selon l'EFL	53
4.1.1	Sans variables explicatives	53

4.1.2 Avec variables explicatives . . . . .	56
4.2 Comparaison des résultats avec ERFI . . . . .	59
4.3 Relation entre les stocks, les flux et les durées . . . . .	61
<b>5 Limites du modèle . . . . .</b>	<b>63</b>
5.1 Discussion . . . . .	63
5.2 Conclusion . . . . .	64

# Chapitre 1

## Introduction

Vivre en famille monoparentale est souvent associé à des conditions de vie précaires. Mais c'est une situation toujours transitoire puisqu'elle prend fin soit avec la remise en couple du parent seul, soit avec le départ des enfants du foyer, soit lorsque les enfants atteignent une limite d'âge (18 ans ici) qui fait qu'on ne considère plus la famille comme monoparentale. Il est donc important de pouvoir connaître la durée de la monoparentalité, c'est-à-dire le temps écoulé entre le début et la fin de la situation.

L'enquête famille et logement réalisée par l'Insee en 2011, conjointement au recensement de la population, permet de déterminer quelles sont les familles monoparentales en janvier 2011 et de les décrire de façon socio-démographique. On connaît en particulier grâce à cette enquête l'ancienneté des familles monoparentales (c'est-à-dire le temps écoulé entre le début de la situation de monoparentalité et le moment où celle-ci est observée, durant l'enquête) mais non leur durée. Le travail exposé ici montre qu'il n'est pas possible à partir de cette seule source d'avoir une estimation de la durée. En effet, pour pouvoir passer de la distribution des anciennetés à celle des durées, on montre qu'il est nécessaire de connaître les flux d'entrées en famille monoparentale de la population étudiée sur les années passées. Il faut donc connaître l'histoire conjugale et familiale de chaque enquêté afin de déterminer s'il a été au moins une fois en situation de monoparentalité au cours de sa vie, et si c'est le cas en quelle année cette situation a commencé. Cette information sur les flux de la monoparentalité ne peut donc pas être récupérée dans le cadre d'une enquête au questionnaire limité comme c'est le cas avec l'enquête famille et logements.

On exploite ici une autre source, qu'est l'Étude des relations familiales et intergénérationnelles, réalisée conjointement par l'Ined et l'Insee en 2005, 2008 et 2011. Cette enquête nous permet d'une part de déterminer les flux, nécessaires à l'inférence des durées à partir de l'enquête famille et logements, et d'autre part de déterminer les durées directement, à l'aide de modèles de durée classiques.

L'EFL et l'enquête ERFI sont très différentes. La première compte un très grand nombre de répondants (environ 350 000) tandis que la seconde porte sur un nombre plus restreint d'enquêtés (environ 10 000). Au contraire, le questionnaire est beaucoup plus long et détaillé dans l'enquête ERFI que dans l'EFL. En particulier l'enquête ERFI comporte une série de questions rétrospectives,

c'est-à-dire qu'on demande aux répondants d'apporter des réponses sur des événements passés, ce qui permet de reconstruire l'historique de la vie conjugale et familiale de chaque personne. De plus le questionnaire est auto-administré dans le cas de l'EFL tandis qu'un entretien se déroule avec un enquêteur en face à face dans le cadre de l'enquête ERFI. Chacune des enquêtes a donc des avantages particuliers que l'autre n'a pas : la taille de l'échantillon pour l'EFL et le caractère rétrospectif des questions pour l'enquête ERFI. Nous allons utiliser ces deux avantages pour mesurer au mieux les durées passées en famille monoparentale.

### 1.0.1 Qu'est-ce que la monoparentalité ?

Les familles monoparentales apparaissent en France comme catégorie statistique avec le recensement de la population de 1982 [1] et sont depuis lors l'objet de nombreuses études. Il est bien établi que leur nombre augmente rapidement depuis les années 1980 [2]. Plusieurs études portent sur le lien entre monoparentalité et pauvreté et entre monoparentalité et marché du travail. En revanche, peu d'études explorent la monoparentalité sous un angle dynamique, abordant cette situation comme une période de vie à durée limitée. En effet, la plupart des sources apportant de l'information sur les familles monoparentales sont issues d'enquêtes transversales qui décrivent une situation à un instant donné. Or pour connaître les parcours des individus qui traversent une période de monoparentalité il faut pouvoir suivre ces individus dans le temps, soit à l'aide de questions retrospectives, soit à l'aide d'enquêtes longitudinales. L'objet de cette étude est d'analyser un aspect de cette dynamique individuelle qui est la durée passée en famille monoparentale par les adultes à l'aide de l'Enquête Famille et Logement de 2011 (EFL) et de l'enquête Étude des Relations Familiales et Intergénérationnelles de 2005 et 2011 (ERFI).

Dans la plupart des cas, les familles monoparentales sont constituées d'une femme vivant sans conjoint avec ses enfants. Les familles constituées d'un père et de ses enfants sont plus rares. En France, la proportion de familles qui sont monoparentales est la plus élevée en Île de France et autour du bassin méditerranéen (Languedoc-Roussillon et Provence Alpes Côte d'Azur), avec plus de 24% de familles monoparentales parmi les familles avec au moins un enfant mineur [3]. Les familles monoparentales habitent plus souvent dans un espace urbain que l'ensemble des couples [4]. Les mères à la tête d'une famille monoparentale sont plus souvent actives que l'ensemble des femmes, mais elles sont moins souvent en emploi et plus souvent au chômage. Lorsqu'elles travaillent, elles sont moins souvent à temps partiel que l'ensemble des femmes [2]. Ces familles ont également plus de difficultés financières comme en témoigne le fait que la proportion de familles monoparentales en-dessous du seuil de pauvreté est plus élevée que la proportion moyenne. De ce fait, elles ont souvent plus de difficultés à se loger.

### 1.0.2 Comment mesurer la monoparentalité ?

Il n'y a pas de définition unique de la monoparentalité mais deux conditions doivent néanmoins être réunies pour qu'on puisse parler de monoparentalité : il doit y avoir un parent isolé d'une part et des enfants à charge d'autre part. On peut aborder le fait d'être isolé ou le fait d'avoir des enfants à charge de plusieurs façons. Dans les études plus anciennes, on appréhendait la monoparentalité comme étant un parent non-marié avec des enfants. Or, on sait qu'aujourd'hui, de plus en plus de

couples choisissent de vivre en union libre tout en ayant des enfants. Il semble donc que le statut matrimonial ne soit plus un bon marqueur de l'isolement des parents. Il y a aussi le cas des conjoints non cohabitants (*living apart together*) : certaines personnes vivent seules avec leurs enfants dans un même logement, mais sont en couple avec une personne ne vivant pas dans le logement. Elles sont parfois mariées avec ce conjoint non cohabitant. Dans d'autres situations, un parent de famille monoparentale peut lui-même vivre chez ses parents, avec ses enfants, ce qui constitue un ménage complexe [5]. On peut penser que les enfants sont à la charge du parent avec lequel ils habitent, mais peut-on toujours parler de monoparentalité si d'autres personnes contribuent financièrement à l'éducation des enfants? Qu'en est-il en particulier de la garde partagée, lorsqu'un enfant passe successivement du logement de son père à celui de sa mère? Un enfant n'est pas à charge toute sa vie et plusieurs limites d'âges sont envisageables : la plupart du temps, on considère les enfants mineurs, mais on peut aussi considérer les enfants de moins de 25 ans, ou même d'autres limites d'âge. La notion de famille monoparentale recouvre en réalité des situations très diverses, selon notamment la définition retenue. Tout au long de ce document, on prendra la définition suivante :

**Définition de la famille monoparentale :** *Une famille monoparentale comprend un parent ne vivant pas en couple avec une personne habitant le même logement que lui, et un ou plusieurs enfants célibataires vivant dans le logement et étant âgé de moins de 18 ans et n'ayant pas eux-mêmes d'enfants vivant dans le logement .*

Selon cette définition, les *living apart together* peuvent constituer des familles monoparentales s'ils ont des enfants qui vivent avec eux. Les parents qui ont la garde alternée d'un enfant mais qui ne sont pas en couple seront aussi considérés comme étant en famille monoparentale.

Selon la définition retenue ici, dès que le dernier enfant de la famille atteint 18 ans, la famille n'est plus considérée comme monoparentale. Par exemple, une famille composée d'un parent ne vivant pas en couple et de trois enfants âgés respectivement de 12, 18 et 20 ans sera considérée comme une famille monoparentale car un des enfants a moins de 18 ans. Si de plus ce parent ne forme pas de couple dans l'avenir et n'a pas de nouvel enfant, la famille sera monoparentale pendant au plus 6 ans (le temps que le plus jeune enfant atteigne la majorité). Selon cette approche, on ne prend donc pas en compte les familles avec un seul parent et des enfants à charges de plus de 18 ans. Ceci est une limite de la présente étude, dans le sens où la sortie de la monoparentalité lorsque le dernier enfant atteint la limite d'âge peut paraître un peu artificielle. Néanmoins, cette limite a aussi des avantages qui sont qu'on ne risque pas de prendre en compte des familles dans lesquelles c'est l'enfant qui s'occupe du parent et non l'inverse, ni des familles dans lesquelles l'enfant est lui-même à la tête d'une famille.

En France, diverses enquêtes permettent de recueillir des informations sur la monoparentalité. On peut citer en particulier le recensement de la population qui autrefois avait lieu tous les huit à dix ans environ (1962, 1968, 1975, 1982, 1990, 1999) et qui depuis 2006 permet de disposer des données chaque année avec le passage aux enquêtes annuelles de recensement depuis 2004. Il y a également les grandes enquêtes familles comme le Panel Européen des ménages (1996), l'Étude sur l'histoire familiale (1999) ou encore plus récemment l'Enquête famille et logement (2011). Ces enquêtes permettent d'avoir une vision de la monoparentalité "en stock" : on peut alors dénombrer et décrire les familles monoparentales à un instant donné.

### 1.0.3 Problématique

Combien de temps dure une période de monoparentalité? Peut-on vivre plusieurs fois en famille monoparentale? Qu'est-ce qui fait qu'on devient une famille monoparentale ou au contraire qu'on cesse de l'être? Quelles sont les évolutions au fil des générations? Les anciennetés de la monoparentalité sont-elles comparables aux durées?

Afin de répondre à ces questions, nous exploitons les deux enquêtes ERFI et EFL. Dans un premier temps, on présente la source ERFI et la façon dont on a repéré les familles monoparentales. On présente quelques résultats sur les caractéristiques des parents au moment de l'entrée en famille monoparentale, sur les stocks et les flux des familles monoparentales et sur les causes d'entrées et de sortie de la monoparentalité. Lorsque cela est possible, on compare avec les mêmes résultats obtenus à partir de l'EFL. Ensuite, on développe une méthode permettant d'estimer la distribution des durées à partir de l'EFL sous certaines conditions. Puis, on compare les résultats issus de ces deux sources, avant de discuter des limites de la modélisation.

## Chapitre 2

# L'Étude des relations familiales et intergénérationnelles : des informations riches

### 2.1 Traitement des données

#### 2.1.1 Repérer les familles monoparentales dans ERFI

L'étude des relations familiales et intergénérationnelles est une enquête qui s'inscrit dans le projet international *Generation and Gender Survey* (GGS) visant à établir des statistiques comparatives par pays au niveau mondial, et principalement au niveau européen [6]. Les principaux thèmes abordés sont les relations parents-enfants, les relations entre conjoints, la santé et l'emploi. Les pays participant à ce projet ont un tronc commun de questions, ainsi que des questions optionnelles spécifiques à chacun d'entre eux. En France métropolitaine, cette étude s'est déroulée en trois vagues successives, à la fin des années 2005, 2008 et 2011. Lors de la première vague, il y avait 10 079 répondants, puis 6 534 pour la deuxième vague et enfin 5 781 pour la dernière vague. Les répondants sont âgés de 18 à 79 ans au 31 décembre 2005, une seule personne par ménage étant tirée au sort.

La première vague de l'enquête s'est déroulée du 26 septembre au 3 décembre 2005. Afin de travailler sur des effectifs les plus larges possibles on ne prend pas en compte dans cette partie les vagues deux et trois de l'enquête, en raison de la forte attrition. De plus, avec les vagues deux et trois, on ne connaît pas une partie de la population entre 18 ans et 25 ans entre 2005 et 2011, ce qui fait qu'on ne prendrait pas en compte une partie des familles monoparentales (celles qui se sont constituées avec un parent ayant moins de 25 ans).

Plusieurs questions portant sur le passé du répondant permettent de reconstruire une partie de son histoire familiale. Afin de savoir si une personne est isolée ou non, on utilise ici les questions portant sur l'histoire des couples que cette personne a pu former au cours du temps. Plus précisément,

si une personne a vécu en couple dans le même logement que son conjoint, il lui est demandé de préciser la date de début de cohabitation et la date de rupture (en années et en mois) de l'ensemble des couples déjà formés<sup>1</sup>. Si un répondant a des enfants, on lui pose alors un certain nombre de questions pour chacun d'eux, ce qui permet entre autre de connaître leur date de début et de fin de cohabitation avec le répondant<sup>2</sup>. Par contre, on ne peut pas savoir si les enfants ont eux-mêmes des enfants vivant dans le logement ni s'ils sont célibataires. Néanmoins, en prenant 18 ans comme limite d'âge pour les enfants, on devrait se rapprocher de la définition donnée (célibataire et sans enfants). On ne prend pas en compte les beaux-enfants (enfants du conjoint du répondant, mais pas du répondant).

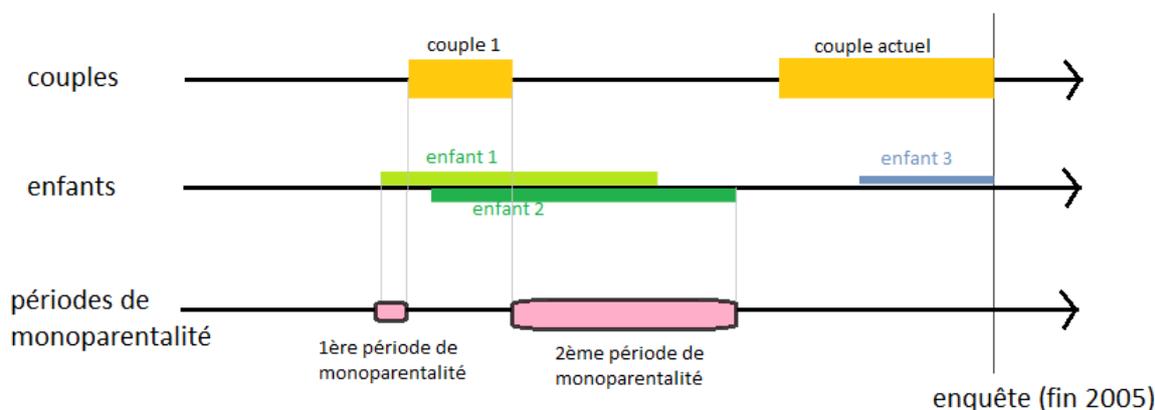


FIGURE 2.1: Schéma illustrant la méthode pour définir les périodes de monoparentalité de chaque répondant.

En croisant les informations sur les enfants et sur les couples passés ou présents, on peut alors déterminer les périodes de vie pendant lesquelles les répondants étaient en situation de monoparentalité (figure 2.1). Un enquêté peut avoir connu plusieurs périodes de monoparentalité au cours de sa vie. De plus, certaines de ces périodes peuvent ne pas être observées complètement dans le cas où le répondant est toujours en famille monoparentale au moment de l'enquête (on ne sait alors pas quand cette situation va se terminer). Les périodes de monoparentalité sont déterminées en comparant les dates de naissances des enfants et les dates de mise en cohabitation et de rupture de couples. On comprend alors qu'une erreur de la part du répondant de quelques mois sur une de ces dates peut créer des périodes de monoparentalité là où il n'y en a pas. Cela peut notamment arriver si une personne déclare à tort avoir eu son enfant avant le début de la cohabitation. De plus, les questions portant sur les couples formés et les enfants ne sont pas posées en même temps lors de l'entretien, et on ne peut pas relier les enfants déclarés aux couples formés. Il se peut aussi qu'un répondant oublie de parler d'une relation de couple qu'il a eue, ce qui peut faire croire qu'il était en famille monoparentale alors que ce n'était pas le cas. Ces incertitudes sur les dates données (qui peuvent être liées à des problèmes de mémoire) est un des principaux défauts d'une telle enquête.

1. On demande à l'enquêté de ne prendre en compte que les conjoints avec lesquels il a cohabité pendant au moins trois mois. De plus, le questionnaire ne prend en compte, au maximum, que les six derniers couples formés.

2. On ne peut pas savoir s'il y a eu plusieurs périodes de cohabitation avec le parent, ni à partir de quel âge l'enfant a commencé à cohabiter avec le répondant. On suppose alors que la cohabitation a eu lieu dès la naissance (ou dès l'adoption). On ne sait pas non plus de quelle union est issu l'enfant.

### 2.1.2 Traitement de la non-réponse partielle

Il y a de la non-réponse partielle sur certaines variables utilisées pour construire les périodes de monoparentalité. Les dates dans l'enquête ERFI sont toujours données en deux temps : le répondant indique d'abord l'année de l'épisode considéré puis le mois (seulement si l'année est donnée). S'il ne connaît pas le mois, on lui demande alors d'indiquer une des quatre saisons de l'année. Une date peut donc ne pas être renseignée du tout, être indiquée par une année sans précision de mois, ou bien être indiquée par une année et un mois ou une année et une saison. Dans la plupart des cas, si la date n'est pas renseignée du tout, on n'a pas de moyen de la connaître précisément par des imputations, en s'aidant d'autres variables. On préférera donc supprimer les répondants qui ont certaines dates non renseignées plutôt que d'imputer ces dates.

On supprime ainsi 76 répondants sur 10079 car on ne connaît pas au moins une des années des dates permettant de connaître les périodes de couple (année de début de cohabitation, année de séparation ou année de décès du conjoint). De plus, pour 193 enfants sur 18112 on ne connaît pas la date de fin de cohabitation. Pour les enfants qui sont majeurs au moment de l'enquête (188 cas) on redresse alors l'année de fin de cohabitation comme étant l'année des 18 ans de l'enfant. Parmi les enfants adoptés, il y a 5 cas où l'année de début de cohabitation n'est pas renseignée. Dans ce cas, on redresse cette année à l'année de naissance des enfants adoptés. Il reste 23 enfants pour lesquels on ne connaît pas l'année de naissance ou l'année de décès. On ne tiendra pas compte de ces enfants par la suite. Ce sont les enfants de 17 répondants. On risque alors de ne pas prendre en compte certaines périodes de monoparentalité pour 17 répondants sur 10 000.

La non-réponse sur les mois est quant à elle beaucoup plus importante (tableau 2.1). On impute les mois, en choisissant un mois au hasard dans l'année. Il faut également respecter la cohérence des dates entre elles. Par exemple si une personne déclare s'être mis en couple en mars 1990 et s'être séparée la même année on imputera le mois de séparation en choisissant un mois au hasard entre juin et décembre (puisque l'on ne considère que les couples cohabitants d'au moins 3 mois). Dans certains cas la personne a pu indiquer une saison parmi «hiver», «printemps», «été» ou «automne». Dans ce cas on choisit un mois aléatoirement dans la saison indiquée.

L'imputation du mois de manière aléatoire peut avoir pour conséquence de gommer une période de monoparentalité inférieure à un an ou de créer une période fictive de monoparentalité inférieure à un an. Imaginons par exemple une personne ayant un enfant sans être en couple en mars 2002 et formant un couple cohabitant en juillet 2002. Elle aura donc vécu 4 mois (de mars à juillet) en famille monoparentale. Mais si on ne connaît pas le mois de début du couple, et que ce mois est imputé à janvier par exemple, alors c'est comme si cette personne n'avait jamais vécu en famille monoparentale. On choisit néanmoins de travailler avec les mois car la plupart des enquêtés les ont bien renseignés (ou ont au moins renseigné une saison) et il serait dommage de se priver de cette information. Ainsi on pourra estimer des temps plus précis d'une part et détecter les familles monoparentales qui restent dans cette situation moins d'un an d'autre part (ce qui n'est pas toujours le cas lorsqu'on ne s'intéresse qu'aux années).

On a détecté 7 cas d'incohérences (fin du couple avant le début du couple mais la même année) : on enlève alors un an à l'année de début du couple.

variable	nombre de réponses attendues	nombre de non réponses	nombre de non réponses sans indication de saison
mois de naissance de l'enfant	16905	575 (3.4%)	224 (1.3%)
mois de début de cohabitation de l'enfant	312	88 (28.2%)	31 (9.9%)
mois de fin de cohabitation de l'enfant	9587	4387 (45.8%)	1088 (11.3%)
mois de décès de l'enfant	492	59 (12%)	18 (3.7%)
mois de début du 1er couple	3348	1203 (35.9%)	216 (6.5%)
mois de début du 2ème couple	595	271 (45.5%)	71 (11.9%)
mois de début du 3ème couple	122	53 (43.4%)	13 (10.7%)
mois de début du 4ème couple	27	11 (40.7%)	2 (7.4%)
mois de début du 5ème couple	6	5 (83.3%)	1 (16.7%)
mois de début du 6ème couple	2	2 (100%)	0 (0%)
mois de rupture du 1er couple	3348	990 (29.6%)	184 (5.5%)
mois de rupture du 2ème couple	595	217 (36.5%)	56 (9.4%)
mois de rupture du 3ème couple	122	49 (40.2%)	12 (9.8%)
mois de rupture du 4ème couple	27	9 (33.3%)	0 (0%)
mois de rupture du 5ème couple	6	4 (66.7%)	0 (0%)
mois de rupture du 6ème couple	2	2 (100%)	0 (0%)
mois de début du couple actuel	6047	1105 (18.3%)	85 (1.4%)

TABLE 2.1: Proportion de non-réponse sur les variables de mois des dates utilisées.  
Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.

### 2.1.3 La sous déclaration des relations de couple des personnes les plus âgées

On compare la proportion de personnes en couple dans la population, par tranche d'âges, aux données de l'enquête Étude de l'histoire familiale de 1999 (EHF), du recensement de la population (RP) de 1990 et du recensement de la population de 1982 (figure 2.2). On s'aperçoit que les courbes se superposent jusqu'à un certain âge. Ensuite, la courbe des femmes obtenue à partir de l'enquête ERFI décroche. Il s'agit des femmes âgées de 65 ans ou plus en 1999 (nées en 1934 ou avant), des femmes de 60 ans ou plus en 1990 (nées en 1930 ou avant) et des femmes âgées de 50 ans ou plus en 1982 (nées en 1932 ou avant). Il semble donc que les femmes nées en 1932 ou avant aient sous-déclaré leurs relations de couple dans l'enquête ERFI.

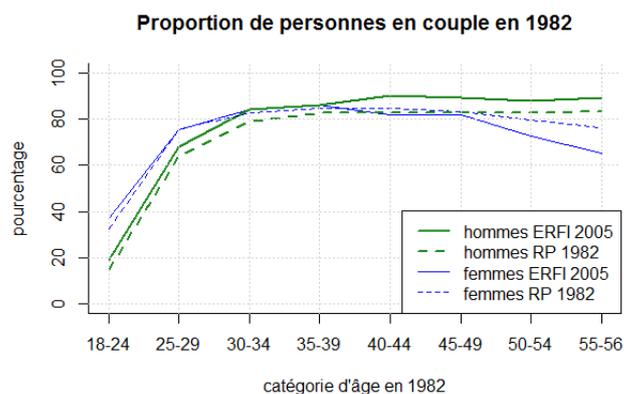
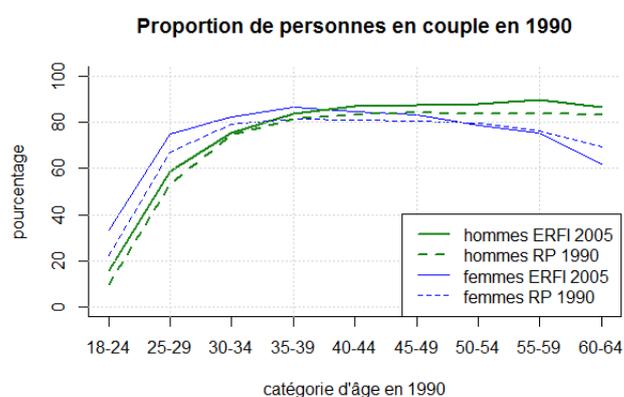
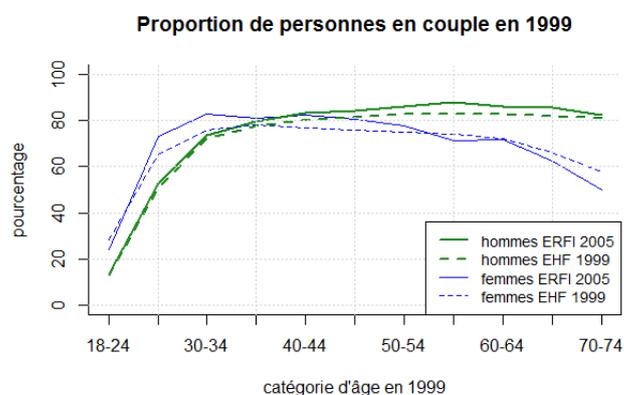


FIGURE 2.2: Comparaisons de la proportion de personnes en couple, par sexe et catégorie d'âges, entre ERFI et le l'EHF 99 (en haut), entre ERFI et le RP 90 (au milieu) et entre ERFI et le RP 82 (en bas)

Note de lecture : En 1982, 80% des femmes âgées de 50 à 54 ans vivaient en couple selon le recensement de la population de 1982 contre 72% selon l'enquête ERFI.

Champ ERFI : personnes de 18 à 79 ans en 2005 vivant dans un ménage ordinaire, France métropolitaine.

Champ EHF 99 : personnes de 18 ans et plus en 1999 vivant dans un ménage ordinaire.

Champ RP 82 et RP 90 : France métropolitaine

Sources : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005 ; EHF 1999 ; RP 1982 et RP 1990

En conséquence, cela augmente artificiellement le nombre de familles monoparentales sur une certaine période (la période pendant laquelle les femmes nées entre 1926 et 1932 ont potentiellement des enfants mineurs). En effet, si une femme est en couple avec des enfants mineurs et qu'elle n'a pas déclaré sa relation de couple dans l'enquête, on la considèrera à tort comme une femme à la tête d'une famille monoparentale. On remarque également (figure 2.2) que de manière générale il y a un peu plus de couples déclarés dans ERFI que dans les autres enquêtes. Ceci peut venir du fait que la définition du couple n'est pas toujours exactement la même d'une enquête à l'autre, et que la manière même dont est posée la question et dont elle est amenée dans le questionnaire peut changer les comportements de réponses.

Dans la suite de ce document, afin de ne pas comptabiliser des familles monoparentales en trop, on décide de ne pas prendre en compte les personnes nées en 1932 ou avant. Ainsi, **le champ de l'étude se réduit aux personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, vivant en ménage ordinaire, en France métropolitaine.**

#### 2.1.4 Les enfants nés hors relation de couple

On s'intéresse ici à ceux qui sont entrés en famille monoparentale parce qu'ils ont eu un enfant hors couple cohabitant, sans jamais avoir été en couple auparavant.

**Hommes** D'après l'enquête Erfi, 40% des hommes qui ont vécu au moins une fois dans leur vie une situation de monoparentalité, sont entrés dans cette situation parce qu'ils ont eu des enfants hors couple, sans jamais avoir été en couple auparavant. Ce chiffre est élevé par rapport aux résultats de l'EFL (en 2011, seulement 5% des hommes à la tête d'une famille monoparentale avaient eu un premier enfant sans être en couple [7]). Au moins 45% de ces hommes qui ont eu un enfant hors couple, ont ensuite été en couple avec la mère de leur enfant. Pour ceux-là, le temps entre la naissance de leur premier enfant et la mise en couple ultérieure est en général très court puisque pour 40% d'entre eux ce temps est inférieur ou égal à un an et pour 80% il est inférieur à 6 ans. On peut donc considérer que la grande majorité de ces hommes n'ont en réalité pas vécu en famille monoparentale. Soit ils ont renseigné des dates de mises en couples erronées, soit ils n'ont effectivement pas vécu avec la mère de leur enfant pendant les premières années de vie de l'enfant, mais dans ce cas là on peut raisonnablement penser que c'était la mère qui avait la garde de l'enfant et non pas le père. Par la suite on ne considèrera donc pas ces hommes comme étant en famille monoparentale. Après ce filtrage il reste néanmoins encore 26% des hommes ayant été à la tête d'une famille monoparentale, dont la cause de la première situation de monoparentalité est le fait d'avoir eu un enfant hors couple sans jamais avoir été en couple auparavant. Ce chiffre reste très élevé au vu de ce qui est observé dans l'EFL (5%).

**Femmes** Pour 31% des femmes qui ont déjà vécu en famille monoparentale l'origine de la monoparentalité est le fait d'avoir eu un enfant hors couple sans jamais avoir été en couple avant. Parmi elles, 32% déclarent vivre par la suite en couple avec le père de leur premier enfant. Pourtant, contrairement au cas des hommes, il semble moins justifié ici de considérer que ces femmes n'étaient pas en famille monoparentale. Elles ont en effet pu élever leur enfant seules au début puis se mettre à cohabiter avec le père de leur enfant par la suite. Néanmoins, selon l'EFL, seulement

16% des femmes en famille monoparentale en 2011 ont eu leur premier enfant sans être en couple. Ce chiffre n'est pas incohérent avec le chiffre de 31% trouvé avec l'enquête ERFI car, comme on le verra ensuite, la proportion de personnes devenant parent de famille monoparentale en ayant eu un enfant sans vivre en couple diminue avec le temps et l'enquête ERFI prend en compte des familles monoparentales issues de générations plus anciennes que dans l'EFL.

### 2.1.5 Période d'observation

Plus on remonte loin dans le passé, plus la population étudiée est jeune. Par exemple, les personnes qui au moment de l'enquête en 2005 ont entre 18 et 72 ans, avaient au plus 27 ans en 1960. Les informations données par les répondants sur leur passé apparaissent donc comme un coup de projecteur biaisé sur les périodes antérieures à 2005 (figure 2.3).

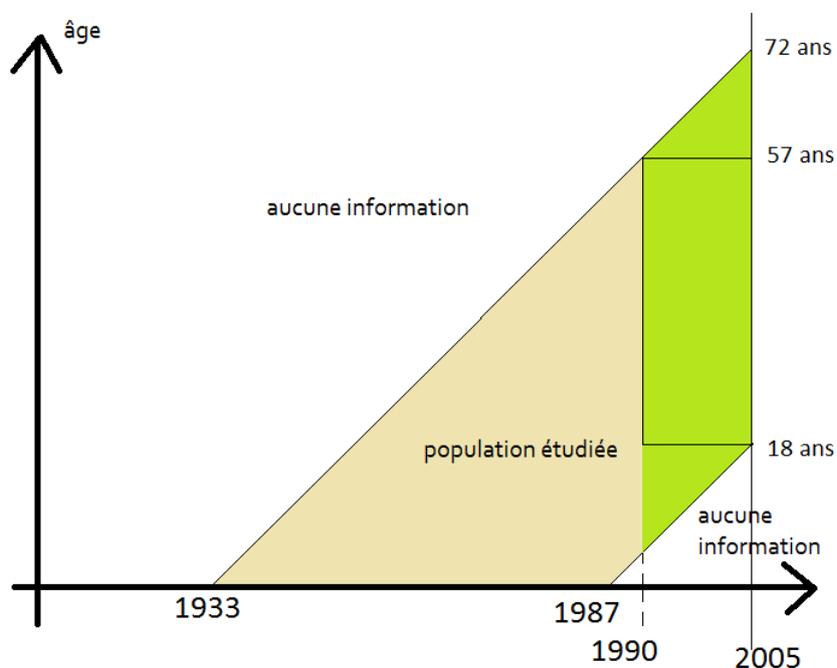


FIGURE 2.3: Diagramme de Lexis représentant l'âge de la population enquêtée en fonction du temps. Plus on remonte loin dans le passé, moins on a d'informations sur les personnes alors les plus âgées. En considérant des évolutions depuis 1990, on pourra décrire l'ensemble de la population âgée de 18 ans à 57 ans.

Si on ne prend pas de précautions, on risque alors d'avoir des résultats fortement biaisés, comme le fait de trouver par exemple que l'âge moyen des parents en famille monoparentale était beaucoup plus faible en 1960 qu'en 2005. C'est qu'on n'aura pas pris en compte les personnes en famille monoparentale âgés de plus de 28 ans en 1960. Avec ce raisonnement et compte tenu de la répartition des âges des parents en situation de monoparentalité au moment de l'enquête (figure 2.4) on considère que les résultats ne seront pas biaisés si la période étudiée remonte jusqu'en 1990. En

effet, seulement 3% des parents en famille monoparentale ont 58 ans ou plus en 2005 (moins de 1% des femmes et près de 6% des hommes). Il est intéressant de pouvoir remonter le plus loin possible dans le temps car cela permet de comprendre les évolutions à moyen terme d'une part et d'observer des longues périodes de monoparentalité d'autre part. **On restreint donc la période d'analyse aux années 1990 à 2005.**

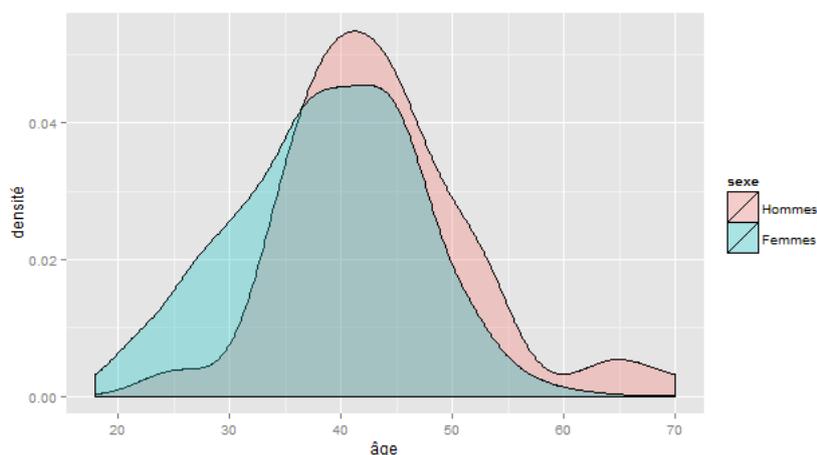


FIGURE 2.4: Distribution des âges des parents en famille monoparentale au moment de l'enquête (fin 2005)  
*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 étant à la tête d'une famille monoparentale, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

## 2.2 Résultats de l'enquête ERFI

On a retiré de l'échantillon les personnes n'ayant pas renseigné les dates de mise en couple ou de rupture ainsi que les personnes nées avant 1933. Il reste 9 228 répondants. Parmi eux, 1 691 ont vécu au moins une fois en famille monoparentale (en tant que parent) au cours de leur vie, 937 ont connu un épisode de monoparentalité ayant commencé en 1990 ou après et 489 sont en famille monoparentale au moment de l'enquête (fin 2005). Les effectifs sont donc assez faibles et lorsqu'on analysera les résultats, il faudra toujours faire attention au nombre de répondants utilisés pour construire certaines statistiques ou indicateurs.

### 2.2.1 Avoir vécu au moins une fois en famille monoparentale

15 % des personnes qui ont entre 18 et 72 ans en 2005 ont vécu au moins une période de monoparentalité au cours de leur vie en tant que parent. Cela concerne plus souvent les femmes (20%) que les hommes (9%), les moins diplômés (18% des personnes n'ayant pas le baccalauréat) que les plus diplômés (11% des personnes ayant le baccalauréat ou un diplôme supérieur) et les employés (19%) que les autres catégories sociales (figure 2.5).

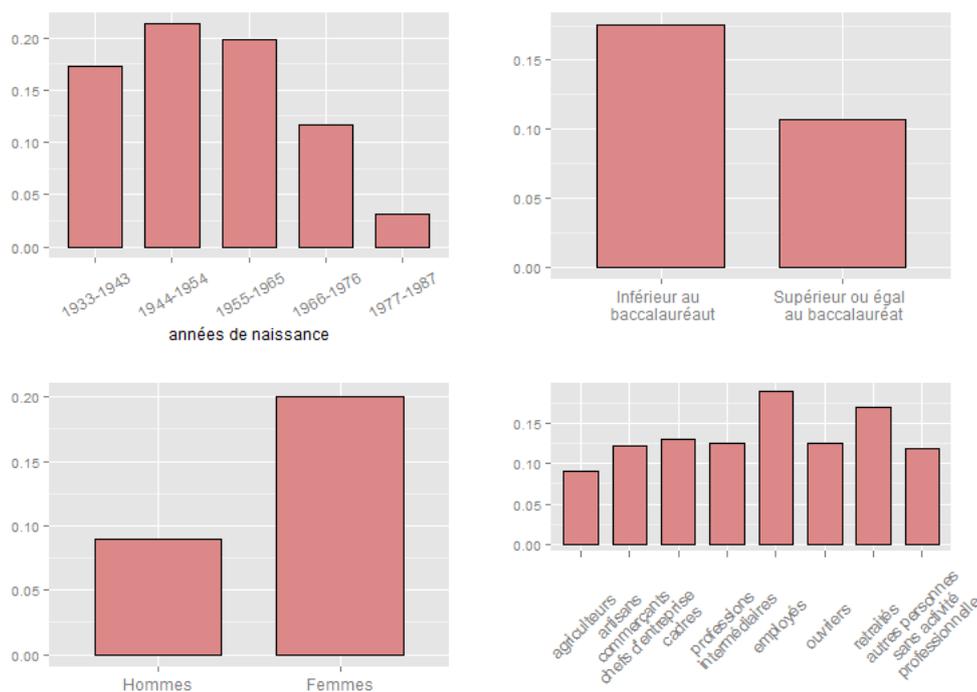


FIGURE 2.5: Proportion d'adultes ayant déjà vécu une période de monoparentalité au cours de sa vie en tant que parent.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Cette proportion semble augmenter au fil des générations (figure 2.6) : parmi les générations des personnes nées entre 1933 et 1943 (c'est-à-dire qu'elles avaient au moins 62 ans au moment de l'enquête), 17% ont vécu au moins une fois une situation de monoparentalité (24% chez les femmes et 10% chez les hommes). Parmi les personnes nées entre 1944 et 1954, 21% ont vécu au moins une situation de monoparentalité (16% chez les hommes et 27% chez les femmes). Pour les générations les plus récentes, on estime ces proportions à l'aide d'un coefficient correctif qui dépend de l'âge des répondants au moment de l'enquête. En effet, on n'observe pas toute la durée de vie pendant laquelle les personnes peuvent potentiellement entrer en famille monoparentale. Par exemple les personnes nées en 1982 ont 23 ans en 2005, ce qui ne laisse pas la possibilité de savoir si elles vont être en famille monoparentale par la suite ou non. Pour corriger ce biais, on estime quelle serait la proportion de personnes qui connaîtraient au moins une fois dans leur vie une situation de monoparentalité si la distribution des âges d'entrée en famille monoparentale restait constante au cours du temps<sup>3</sup>.

3. Cette hypothèse, comme on le verra par la suite, n'est sans doute pas juste, puisque il semble qu'on entre de plus en plus tard en famille monoparentale. Dans ce cas, les estimations donnent une minoration de la vraie proportion.

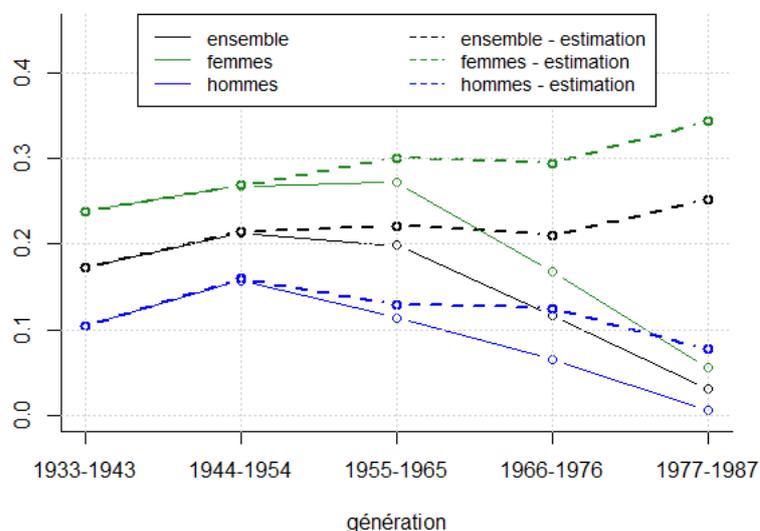


FIGURE 2.6: Évolution de la proportion de personnes qui vivent une période de monoparentalité au cours de leur vie.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, France métropolitaine.*

*Estimations : les estimations sont obtenues en supposant que la répartition des âges d'entrée en famille monoparentale reste constante au cours du temps. Cette répartition est estimée, de façon séparée pour les hommes et les femmes, à partir des personnes entrées en famille monoparentale entre 2000 et 2005 et ayant de 18 à 72 ans en 2005.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Sous l'hypothèse que la distribution des âges d'entrée en famille monoparentale reste la même que celle observée entre 2000 et 2005, on estime que la proportion de femmes qui connaîtront au moins un épisode de monoparentalité au cours de leur vie augmentera pour atteindre 34% pour celles nées entre 1977 et 1987.

La monoparentalité gagne du terrain chez les femmes. Elles sont de plus en plus à avoir connu un épisode de monoparentalité au cours de leur vie : 15% des femmes âgées de 18 à 57 ans en 1990 et 19% en 2005. De plus, les femmes peu diplômées sont plus souvent touchées par la monoparentalité que les plus diplômées et la proportion de femmes qui connaissent un épisode de monoparentalité au cours de leur vie augmente plus rapidement chez celles qui n'ont pas le baccalauréat que chez celles qui l'ont. Ainsi en 2005, 27% des femmes entre 18 et 57 ans et qui n'ont pas le baccalauréat ont déjà connu un épisode de monoparentalité dans leur vie. Cela ne concerne que 12% des femmes qui ont le baccalauréat ou un diplôme supérieur. Au contraire, chez les hommes ces proportions ne semblent pas évoluer significativement (figure 2.7).

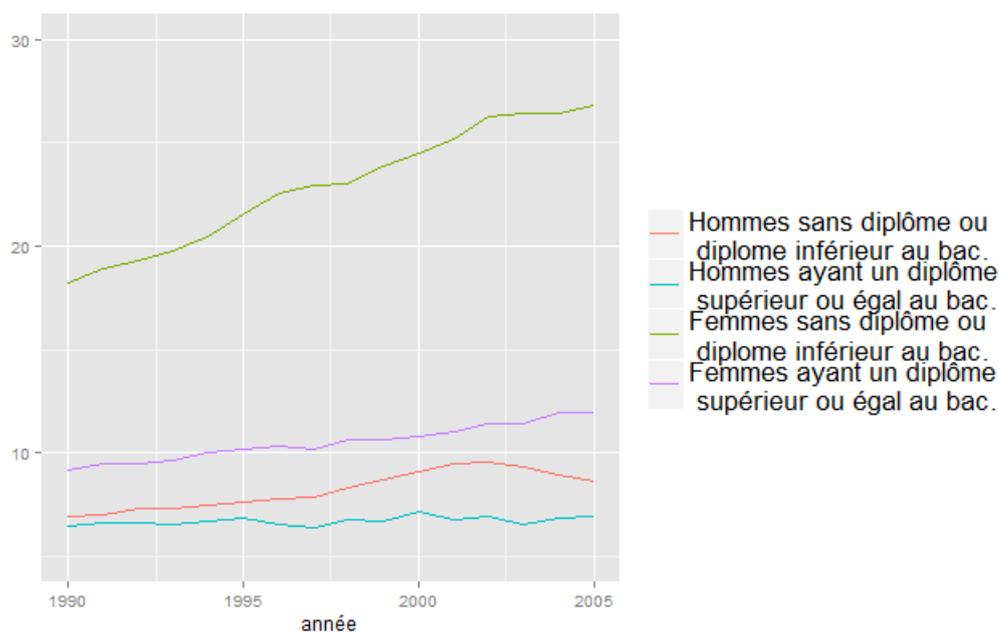


FIGURE 2.7: Proportion d'adultes ayant déjà été à la tête d'une famille monoparentale au moins une fois dans leur vie en tant que parent.

*Champ : Personnes de 18 à 57 ans l'année considérée, France métropolitaine.*

*Lecture : En 2000, 24.5 % des femmes de 18 à 57 ans qui n'ont pas le baccalauréat ont déjà connu au moins un épisode de monoparentalité au cours de leur vie d'adulte.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Parmi ceux qui ont vécu en famille monoparentale, 16 % ont connu au moins deux épisodes de monoparentalité et près de 2% en ont connu trois ou plus. La proportion de parents qui sont plusieurs fois dans leur vie à la tête d'une famille monoparentale augmente puisque qu'elle passe de 9% pour la génération 1933-1943, à 17% pour la génération 1944-1954 et 20% pour la génération 1955-1965. Dans plus de la moitié des cas, il s'écoule moins de 5 ans entre la fin de la première période et le début de la deuxième période et dans 92% des cas il s'agit d'une période de vie en couple au milieu d'une période de monoparentalité avec des enfants mineurs (comme dans la figure 2.1).

### 2.2.2 Nombre de familles monoparentales à une date donnée

Le tableau 2.2 compare les stocks de familles monoparentales calculés à partir de l'enquête ERFI et des recensements de la population de 1990 et 1999. Au niveau global, l'enquête ERFI donne des stocks légèrement plus importants que ceux du recensement de la population (entre 2% et 16% de plus). Cette différence vient du fait qu'à partir d'ERFI on compte deux fois plus d'hommes en familles monoparentales qu'à partir du recensement de la population. Mais, pour ce qui est des femmes, ERFI donne des stocks un peu inférieurs à ceux du recensement. Cela pourrait venir du fait que les femmes se déclarent moins souvent en couple dans le recensement que dans ERFI (voir

figure 2.2). L'écart important observé chez les hommes, pourrait quant à lui venir du fait qu'on compte trop d'hommes qui sont devenus père d'une famille monoparentale pour avoir eu un enfant hors couple.

	1990			1999		
	RP	ERFI	différence en %	RP	ERFI	différence en %
hommes	109,4	259,4	+137%	158,6	314,7	+98%
femmes	843,3	841,9	-0.2%	1130,3	1003,4	-11%
total	952,7	1101,3	+16%	1288,9	1318,1	+2%

TABLE 2.2: Nombre de familles monoparentales, en milliers.

*Champ : Familles monoparentales avec enfants mineurs, France métropolitaine.*

*Sources : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005; RP 1990; RP 1999*

Le nombre de familles monoparentales ne cessent d'augmenter depuis les années 1960 [5]. D'après l'enquête ERFI, le nombre de famille monoparentales a notamment augmenté de 26% entre 1990 et 2005 (figure 2.8), passant de 1,1 million à près de 1,4 million. Cette augmentation est principalement due à l'augmentation du nombre de mères en famille monoparentale qui a augmenté de 36% en 15 ans. À partir de 2002 on observe une diminution du stock de familles monoparentales (-7% entre 2000 et 2005), qui est la conséquence d'une diminution du stock chez les hommes et d'une stagnation du stock chez les femmes.

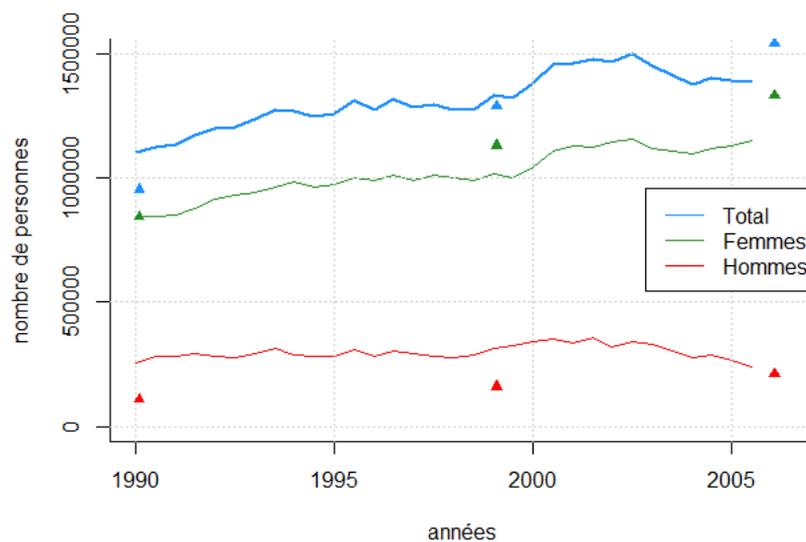


FIGURE 2.8: Evolution des stocks de familles monoparentales depuis 1990 (les triangles indiquent les stocks calculés selon les différents recensements de la population).

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà vécu au moins une fois en famille monoparentale, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005. Insee RP 1990, RP 1999 et RP 2006.*

Les parents de familles monoparentales sont moins diplômés que l'ensemble de la population :

en 2005, 12% des personnes âgées de 18 à 57 ans sont sans diplôme, et c'est le cas de 19% des parents des familles monoparentales; respectivement, 30% et 22% ont un diplôme supérieur au baccalauréat (tableau 2.3). La proportion de personnes ayant un diplôme inférieur au baccalauréat et la proportion de personnes ayant le baccalauréat sont les mêmes parmi les familles monoparentales que parmi l'ensemble de la population.

Niveau du diplôme	Ensemble des 18-57 ans	Familles monoparentales
Sans diplôme	12	19
Inférieur au baccalauréat	40	40
Baccalauréat	19	18
Supérieur au baccalauréat	30	22
Total	100	100

TABLE 2.3: Répartition des familles monoparentales en 2005 et de la population âgée de 18 à 57 ans en 2005 selon le niveau de diplôme (en %).

*Champ : personnes âgées de 18 à 57 ans en 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Cette répartition selon le diplôme semble relativement stable dans le temps. On observe néanmoins une légère diminution de la proportion de personnes sans diplôme et parallèlement, une augmentation de la proportion de personnes ayant au moins le baccalauréat (figure 2.9). Les parents de familles monoparentales sont donc de plus en plus diplômés. Cette évolution n'est pas particulière aux parents de ces familles car on observe le même phénomène sur l'ensemble de la population. En effet, de moins en moins de jeunes sortent sans diplôme de l'école.

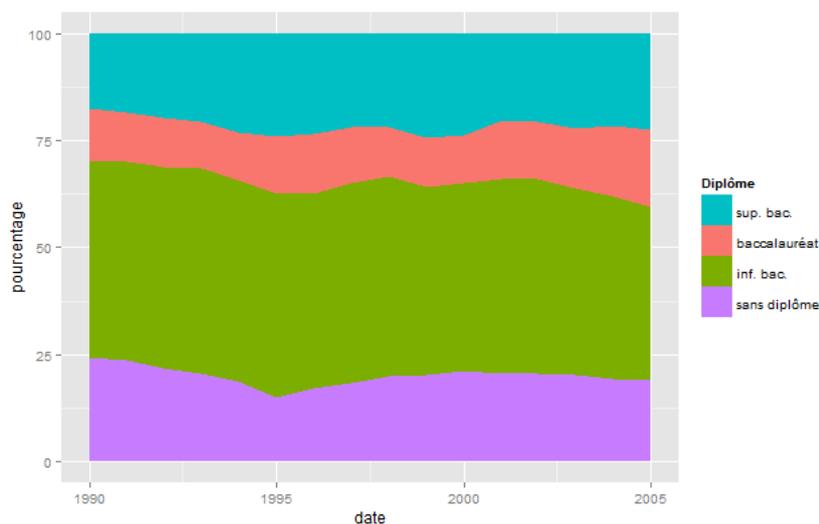


FIGURE 2.9: Évolution de la répartition des familles monoparentales selon le diplôme du parent.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1.*

### 2.2.3 Les nouvelles familles monoparentales chaque année

En moyenne, sur la période 1990-2005, il y a 225 000 nouvelles familles monoparentales chaque année et 211 000 familles qui sortent de la monoparentalité chaque année, ce qui représente un accroissement annuel du stock de 14 000 familles (figure 2.10). La diminution des stocks à partir de 2000 s'explique par une diminution des flux d'entrées, alors que les flux de sorties augmentent régulièrement.

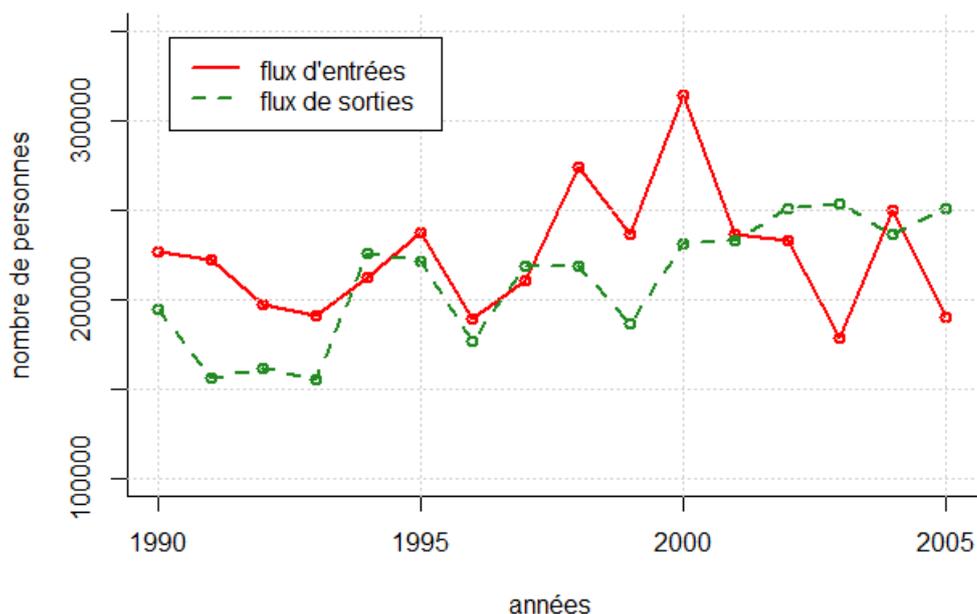


FIGURE 2.10: Flux annuels d'entrées en monoparentalité et de sorties de la monoparentalité.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Le taux de renouvellement du stock de familles monoparentales correspond au flux d'entrées une année sur le stock de cette année (mesuré à la fin de l'année). Ainsi si le taux de renouvellement est de 100% cela signifie que le stock d'une année est entièrement constituée des entrées de l'année. Le taux de renouvellement mesure donc la part du stock qui est nouveau chaque année. Ce taux n'évolue pas depuis 1990 et il vaut en moyenne 17% (figure 2.11). L'étude de la Drees sur les familles monoparentales ([8]) estime un taux de renouvellement de 16% à partir de l'enquête famille et logements de 2011.

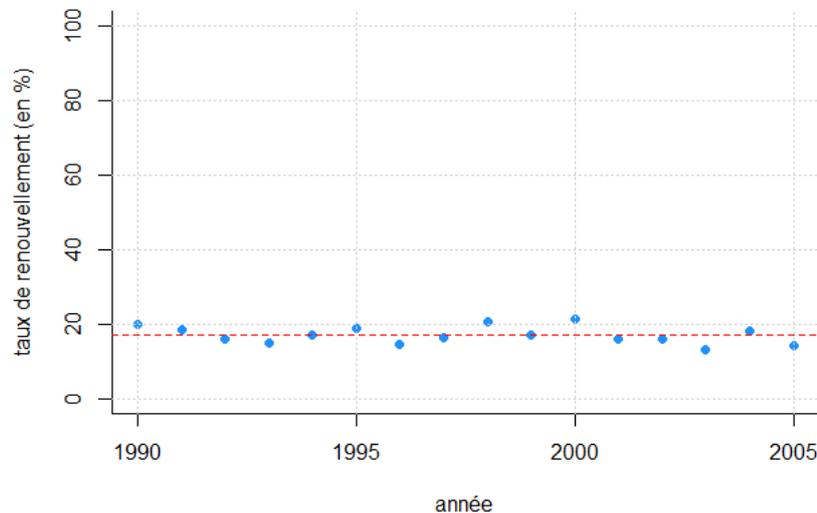


FIGURE 2.11: Taux de renouvellement annuel du stock de familles monoparentales.  
*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu au moins un épisode de monoparentalité, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

**Les causes d'entrées et de sorties de la monoparentalité** Un adulte peut se retrouver à la tête d'une famille monoparentale pour différentes raisons. La première est qu'il se sépare du conjoint avec lequel il a des enfants et garde les enfants. Un autre cas plus rare est lorsque le conjoint décède laissant seul l'autre parent avec des enfants mineurs. Enfin, une dernière cause est le fait d'avoir des enfants en dehors d'une relation de couple cohabitant. La séparation est la première cause d'entrée en famille monoparentale, et elle devient de plus en plus fréquente relativement aux autres motifs : elle représentait 69% des nouveaux cas de monoparentalité en 1990 et 77% en 2005 (figure 2.12). La deuxième cause la plus fréquente est le fait d'avoir un enfant hors couple, que le parent ait déjà vécu en couple avant d'avoir eu cet enfant ou non. Cette cause tend à devenir de moins en moins importante : elle représentait 27% des nouveaux cas en 1990 et 14% en 2005. On distingue de plus trois types de personnes parmi les parents ayant eu un enfant hors relation de couple cohabitant : les personnes qui n'ont jamais vécu en couple avant la naissance de leur premier enfant (catégorie "enfant 1") sont majoritaires, puis viennent les personnes ayant déjà vécu en couple avant la naissance de leur premier enfant (catégories "enfant 2" et "enfant 3"). Les personnes de la catégorie "enfant 3" sont celles qui ont eu des enfants avec la personne avec qui elles étaient en couple avant d'entrer en famille monoparentale. Pour ces personnes on peut penser que c'est une séparation qui est la cause de la monoparentalité, même si cette séparation a eu lieu avant la naissance de l'enfant. Néanmoins, comme l'enquête ERFI ne permet pas de faire le lien entre les relations de couples et les enfants du répondant, et que les personnes de la catégorie "enfant 3" sont minoritaires, on ne les reclasse pas par la suite dans la catégorie des personnes séparées. La cause aujourd'hui la moins importante est le décès du conjoint avec qui on a des enfants : elle représente entre 6% et 10% des nouveaux cas de monoparentalité. Mais ceci n'a pas toujours été le cas, et dans les années 1960, le décès du conjoint était la première cause de monoparentalité [5].

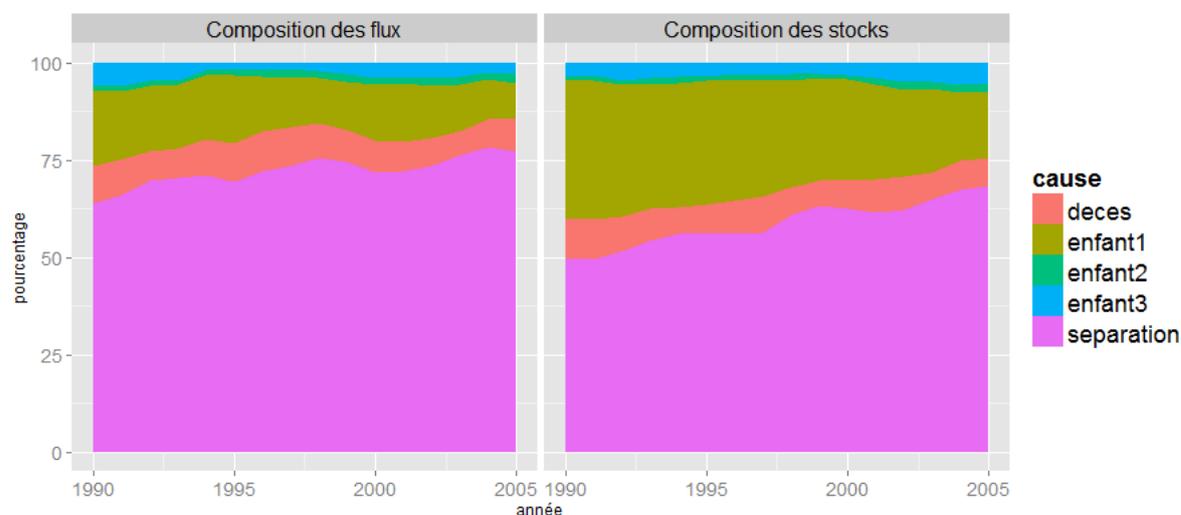


FIGURE 2.12: Évolution des causes d'entrées en famille monoparentale depuis 1990. À gauche, on considère les causes d'entrées des familles qui sont devenues monoparentales dans l'année tandis qu'à droite on considère les causes d'entrées des parents en famille monoparentale, quelque soit leur date d'entrée. "Enfant1" = a eu un enfant sans jamais avoir été en couple ; "enfant2" = a eu un enfant en ayant déjà été en couple auparavant, mais sans avoir eu d'enfants au sein de ce couple ; "enfant3" = a eu un enfant en ayant déjà vécu en couple auparavant et en ayant eu des enfants au sein de ce couple. Pour le graphique de gauche, les effectifs étant limités, pour chaque année N on a fait une moyenne sur la période N-2-N+2, afin de gommer le bruit. *Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu au moins un épisode de monoparentalité, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Pour sortir de la monoparentalité, il faut soit former (ou reformer) une union cohabitante, soit que les enfants quittent le foyer, ou bien atteignent la limite d'âge<sup>4</sup> (c'est-à-dire qu'ils deviennent majeurs). Depuis 1990, les causes de sortie de la monoparentalité sont réparties de façon équivalente : pour 47% des parents il s'agissait d'une formation de couple et pour 53% du départ des enfants en 1990.

4. Par la suite, lorsqu'on parlera du départ des enfants, on fera en fait référence au fait que les enfants n'entrent plus dans la définition de la monoparentalité donnée. C'est-à-dire que soit ils ont quitté le foyer parental, soit ils ont atteint la limite d'âge de 18 ans.

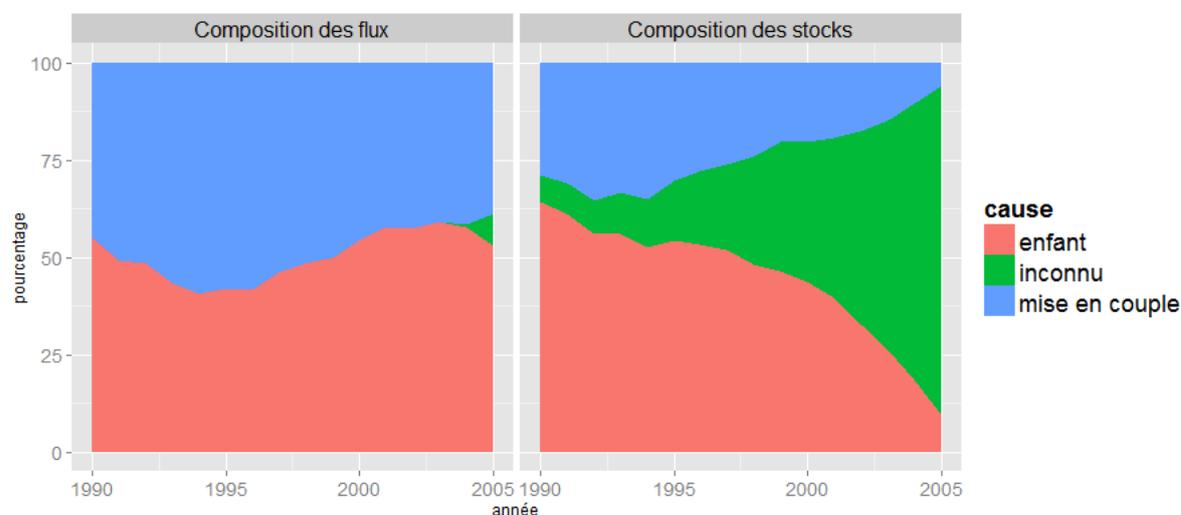


FIGURE 2.13: Évolution des causes de sortie de la monoparentalité depuis 1990. À gauche, on considère les causes de sorties des familles qui sont sorties de la monoparentalité dans l'année tandis qu'à droite on considère les causes de sorties des parents en famille monoparentale, quelle que soit leur date de sortie. Lorsqu'on regarde les stocks des personnes en famille monoparentale à une date donnée (graphique de droite), on ne connaît pas la cause de sortie de certaines de ces personnes car elles sont toujours en situation de monoparentalité en 2005 (elles ne sont donc pas encore sorties). Pour le graphique de gauche, les effectifs étant limités, pour chaque année  $N$  on a fait une moyenne sur la période  $N-2-N+2$ , afin de gommer le bruit.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu au moins un épisode de monoparentalité, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

## 2.2.4 Âges des parents et âges des enfants

### Âge des parents

Dans l'échantillon des répondants, l'âge d'entrée en première situation de monoparentalité s'étend de 14 ans à 60 ans<sup>5</sup>. Cette large fourchette laisse deviner des situations très diverses. Comme le montre la figure 2.14, l'âge de début de monoparentalité est très lié à la cause d'entrée en monoparentalité. Pour ceux dont le conjoint est décédé, leur entrée en famille monoparentale se fait à 39,8 ans en moyenne, tandis qu'elle a lieu à 35,5 ans en moyenne s'il y a eu une séparation avec le conjoint. Dans le cas de ceux qui sont devenus parent d'une famille monoparentale par la naissance d'enfants sans jamais avoir connu de conjoint précédemment (enfant 1), l'âge du début de la situation est en moyenne de 25 ans. Il y a enfin ceux, minoritaires, qui ont eu des enfants sans avoir de conjoint cohabitant mais qui avaient déjà été en couple cohabitant par le passé. Leur âge moyen de début de monoparentalité est de 26,4 ans (enfant 3) et 28,4 ans (enfant 2), entre ceux qui ont connu une séparation et ceux qui n'ont jamais été en couple. Parmi les personnes entrées

5. Il y a six cas pour lesquels cet âge est inférieur à 10 ans, ce qui provient forcément d'une mauvaise information sur la date de naissance du répondant ou de ses enfants. On les écarte donc de l'analyse.

en monoparentalité pour avoir eu un enfant sans conjoint cohabitant, on remarque un petit groupe ayant eu leur premier enfant vers 40 ans. Ces enfants ne correspondent pas à des adoptions.

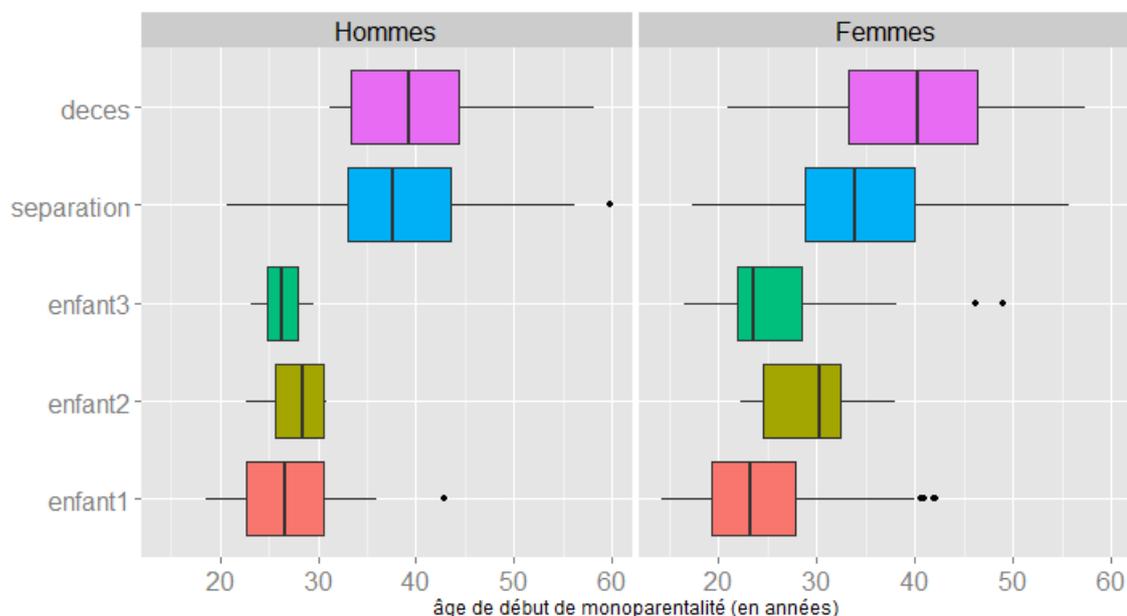


FIGURE 2.14: Boîtes à moustaches de l'âge lors du début de la première situation de monoparentalité en fonction de la cause d'entrée dans cette situation et du sexe. "Enfant1" = a eu un enfant sans jamais avoir été en couple; "enfant2" = a eu un enfant en ayant déjà été en couple auparavant, mais sans avoir eu d'enfants au sein de ce couple; "enfant3" = a eu un enfant en ayant déjà vécu en couple auparavant et en ayant eu des enfants au sein de ce couple.

Note de lecture : Les boîtes à moustaches présentées permettent de visualiser la médiane de la distribution des âges (barre verticale centrale), le premier et le troisième quartiles (respectivement le côté gauche et le côté droite de la boîte) ainsi que le minimum et le maximum (moustache de gauche et moustache de droite). Certaines valeurs sont considérées comme des "outliers" (les points) car elles sont trop éloignées de la distribution générale. Par exemple la moitié des femmes entrées en famille monoparentale pour cause de séparation sont entrées dans la monoparentalité avant 35 ans (médiane) et la moitié entre 30 et 41 ans (1er et 3ème quartiles).

Champ : personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu un premier épisode de monoparentalité entre 1990 et 2005, France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.

Les âges d'entrées en première monoparentalité sont moins différenciés lorsqu'on les analyse selon le diplôme de la personne (figure 2.15). Il y a tout de même une différence entre les personnes les plus diplômées (celles qui ont un diplôme supérieur au baccalauréat) et les personnes les moins diplômées (celles qui n'ont aucun diplôme) : chez les premières l'âge moyen d'entrée en famille monoparentale est de 36,3 ans alors qu'il est de 30,7 ans chez les secondes.

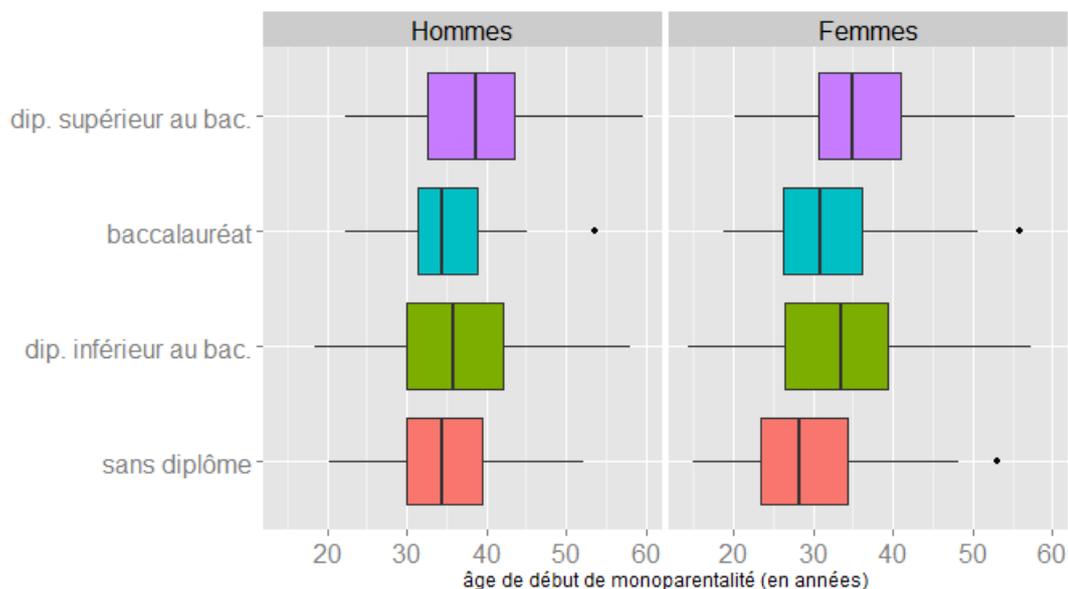


FIGURE 2.15: Boîtes à moustaches de l'âge lors du début de la première situation de monoparentalité en fonction du diplôme.

*Champ : personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu un premier épisode de monoparentalité entre 1990 et 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

L'âge moyen d'entrée en famille monoparentale a connu une rapide augmentation au début des années 1990, passant de 31,6 ans à 34 ans en 1993-1995 (figure 2.16), puis s'est stabilisé depuis le milieu des années 1990. Cela vient de deux effets. Tout d'abord la composition des familles monoparentales a changé : il y a de plus en plus de familles monoparentales dues à des séparations. Or les parents qui se séparent sont plus âgés que la moyenne des personnes devenues monoparents. De plus, l'âge moyen d'entrée en première monoparentalité pour cause de séparation a augmenté : il est passé de 34 ans en 1990-1992 à 35,5 ans en 2002-2005<sup>6</sup>.

6. Pour les autres causes d'entrée, les effectifs sont trop faibles pour pouvoir évaluer une évolution

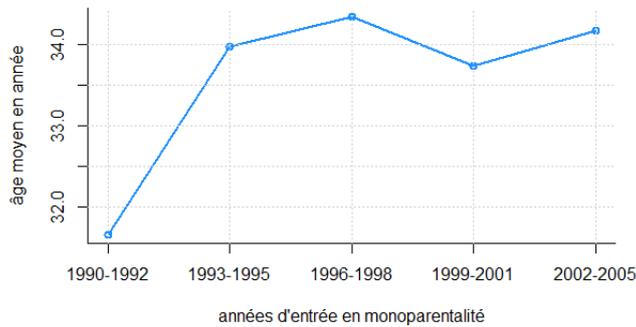


FIGURE 2.16: Évolution de l'âge moyen d'entrée en famille monoparentale pour la première fois.  
*Champ : personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 ayant déjà connu au moins un épisode de monoparentalité, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

### Âge du plus jeune des enfants

On s'intéresse ici à l'âge qu'a le plus jeune des enfants de la famille au moment où le parent entre pour la première fois en monoparentalité entre les années 1990 et 2005. En moyenne, le plus jeune des enfants a 5,4 ans au moment où la famille devient monoparentale, et dans la moitié des cas il a moins de 3,8 ans. Sauf en cas d'adoption, cet âge est de 0 lorsque le parent n'a jamais été en couple avant. Dans les autres cas d'entrée en famille monoparentale, l'âge des enfants peut varier de 0 à 18 ans. L'âge du plus jeune des enfants est dispersé dans le cas où un des parent est décédé, puisque dans 80% des cas cet âge se situe entre 3 ans et 16 ans et demi avec une moyenne de 9,2 ans, alors que lorsque les parents se séparent, cet âge se concentre entre 1 an et 13 ans et demi (80% des cas) avec une moyenne de 6,6 ans.

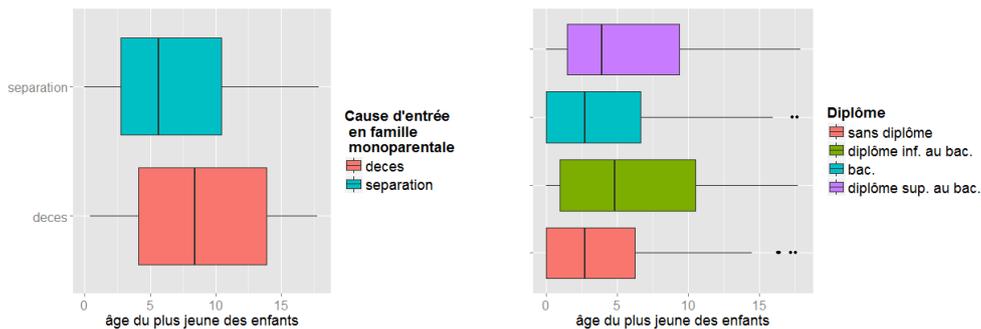


FIGURE 2.17: Boîtes à moustaches de l'âge du plus jeune des enfants au moment où la famille devient monoparentale, en fonction de la cause de la monoparentalité (à gauche) et en fonction du diplôme le plus élevé du parent (à droite).  
*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005 entrées pour la première fois en monoparentalité entre 1990 et 2005, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Dans le cas où le parent n'a aucun diplôme ou a seulement le baccalauréat, dans plus de la moitié des cas le plus jeune enfant à moins de trois ans (figure 2.17).

## 2.2.5 Les durées passées en famille monoparentale à partir de l'enquête ERFI

**Méthodes** Lorsqu'on utilise des données censurées sur la droite comme c'est le cas avec les durées de monoparentalité observées dans l'enquête ERFI (c'est-à-dire que pour un certains nombre d'observations on sait seulement que la date de fin de la situation est supérieure à une certaine date, mais on ne sait pas quand cela arrive précisément), on utilise classiquement l'estimateur de Kaplan-Meier pour déterminer la proportion de personnes qui sont toujours dans la situation étudiée en fonction du temps (fonction de survie). Le risque instantané correspond à la proportion de personnes qui sortent de la situation à un temps  $t$  parmi les personnes qui étaient toujours dans la situation au temps  $t$ . On estime généralement le risque instantané cumulé à l'aide de l'estimateur de Nelson-Aalen.

Le modèle de Cox à *risques instantanés proportionnels* permet de mesurer les différences de risques instantanés entre les individus à l'aide de covariables. L'hypothèse centrale de ce modèle est, comme son nom l'indique, de supposer que les rapports des risques instantanés sont constants au cours du temps, et que ce rapport ne dépend alors que des variables explicatives. Si on note  $h(t|x)$  le risque instantané de l'individu ayant comme covariables  $x = (x_1, \dots, x_p)$  où  $p$  est un entier alors :

$$h(t|x) = h_0(t)g(x)$$

avec  $h_0$  une fonction du temps à valeurs positives (qu'on appelle *risque instantané de base*) et  $g$  une fonction des caractéristiques individuelles, à valeurs positives également. Dans le modèle de Cox, on spécifie généralement  $g$  par  $\log(g(x)) = x'\beta$  où  $\beta$  est le vecteur des coefficients associés aux variables  $x_1, \dots, x_p$ . Ainsi si  $\beta_i$  est positif alors le risque instantané augmente (donc la survie diminue) avec la variable  $x_i$ . C'est l'inverse si  $\beta_i$  est négatif. Ce modèle est dit semi-paramétrique car il comporte une partie non-paramétrée, qui est la fonction  $h_0$ , et une partie paramétrée par  $\beta$ . Ce qui nous intéresse ici est en premier lieu l'estimation de  $\beta$ , mais il est également possible d'estimer le risque instantané de base  $h_0(t)$ .

**Les durées de la monoparentalité** On présente ici les estimations de la survie et du risque instantané associés aux durées passées en famille monoparentale, estimés à partir de l'enquête ERFI. On utilise donc l'estimateur de Kaplan-Meier et celui de Nelson-Aalen car on a affaire à des données censurées sur la droite (une partie seulement des données sont censurées, car si toutes les durées étaient censurées l'estimation deviendrait impossible).

La figure 2.18 présente la survie ainsi que le risque instantané associés à la durée passée en famille monoparentale. On constate que le risque instantané n'est pas monotone mais qu'il commence par décroître pour ensuite augmenter formant ainsi un "U". La survie diminue brusquement au bout de 18 ans, en raison de la définition de la monoparentalité retenue dans ce document qui fait qu'on

sort de la monoparentalité dès que le plus jeune des enfants de la famille atteint 18 ans. Certaines familles monoparentales durent plus de 18 ans : la courbe de survie continue de décroître entre 18 et 20 ans. Après 20 ans, la courbe de survie est quasiment égale à 0.

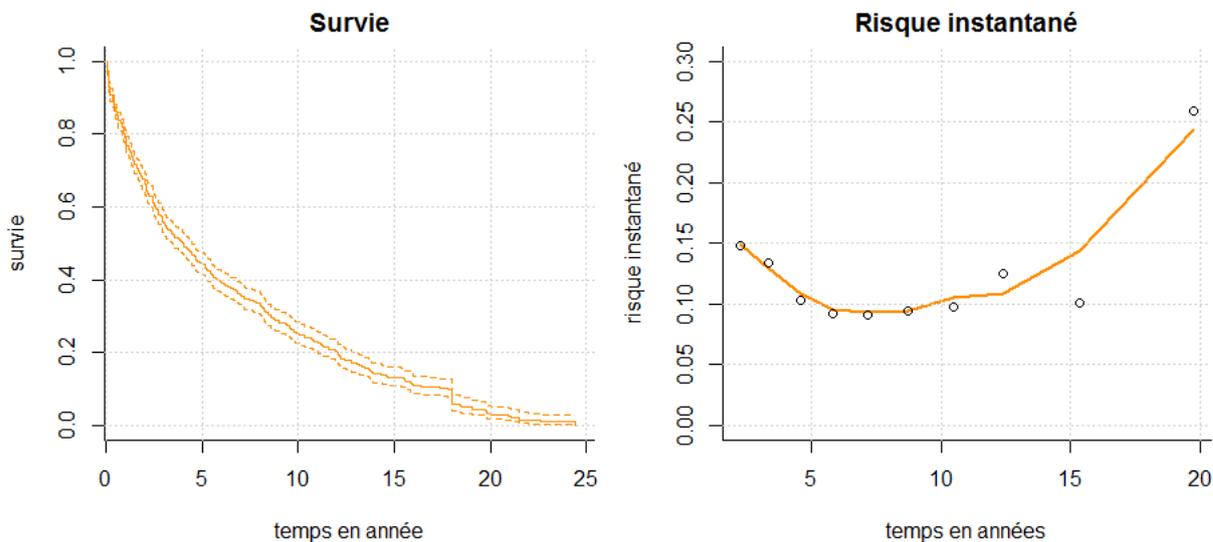


FIGURE 2.18: Survie et risque instantané des premières périodes de monoparentalité commencées entre 1980 et 2005.

La survie est estimé à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier et le risque instantané est estimé en calculant une dérivée du risque instantané cumulé lui-même estimé par l'estimateur de Nelson-Aalen.

*Champ : Personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, entrées en famille monoparentale avant 47 ans entre 1980 et 2005, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

À partir de la fonction de survie il est alors possible de déterminer la moyenne et la médiane de la durée passée en famille monoparentale (tableaux 2.4 et 2.5). En effet, la moyenne correspond à l'intégrale de la survie et la médiane correspond au temps auquel la survie est égale à 0,5. Les moyennes sont ici toujours plus grandes que les médianes en raison de la distribution des durées qui n'est pas symétrique. On trouve alors que les femmes restent plus de temps en famille monoparentale que les hommes (7,3 ans en moyenne contre 4,3 ans en moyenne). Les autres résultats détaillés par cause d'entrée en monoparentalité et diplôme sont à interpréter avec plus de précaution dans le mesure où les intervalles de confiance estimés se chevauchent.

	Femmes	Hommes
	7,3 (6,7-8,2)	4,3 (3,6-5,3)
Cause d'entrée en monoparentalité		
enfant hors couple	8,5 (7,2-10,6)	6,6 (5-9,2)
séparation	6,7 (5,9-7,7)	3,1 (2,6-4,1)
décès	7,4 (5,6-10,8)	5,3 (3,5-8,9)
Diplôme		
sans diplôme	6,6 (5,3-9,5)	5,7 (3,8-10)
inférieur au baccalauréat	7,1 (6,2-8,5)	3,6 (2,7-5,2)
baccalauréat	7,8 (5,9-11,3)	5,4 (3,7-8,3)
supérieur au baccalauréat	8,6 (7,2-10,6)	4,6 (3,3-7,4)
ensemble	6,4 (5,9-7,1)	

TABLE 2.4: Durées moyennes de la monoparentalité (en années).

Note : les chiffres entre parenthèses donnent l'intervalle de confiance à 95%.

Champ : personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, entrées en famille monoparentale avant 47 ans entre 1980 et 2005, France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.

	Femmes	Hommes
	5,2 (4,6-6)	1,9 (1,5-2,4)
Cause d'entrée en monoparentalité		
enfant hors couple	5 (4,4-6,8)	3,4 (2-5,6)
séparation	5,3 (4,5-6,5)	1,5 (1,1-2)
décès	4,7 (3-8,8)	2,4 (1,8- )
Diplôme		
sans diplôme	4,4 (3,5-6,4)	2,6 (1,1-8,1)
inférieur au baccalauréat	4,7 (4,1-6)	1,4 (0,9-2,3)
baccalauréat	4,3 (2,8-8,1)	2,1 (1,9-5)
supérieur au baccalauréat	6,3 (5,2-9,6)	1,8 (1,5-2,4)
ensemble	4 (3,4-4,6)	

TABLE 2.5: Durées médianes de la monoparentalité (en années).

Note : les chiffres entre parenthèses donnent l'intervalle de confiance à 95%.

Champ : personnes âgées de 18 à 72 ans en 2005, entrées en famille monoparentale avant 47 ans entre 1980 et 2005, France métropolitaine.

Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.

**Résultats du modèle de Cox** On présente ici les résultats du modèle de Cox sur les femmes seulement, en introduisant les variables explicatives une par une. Ce modèle, comme on l'a mentionné, permet d'estimer l'influence (positive ou négative) de certaines variables sur le risque instantané.

On remarque en premier lieu qu'il y a un petit effet de génération : le risque instantané augmente

avec l'année de naissance ce qui veut dire que les générations plus récentes ont tendance à vivre en famille monoparentale moins longtemps que les générations plus anciennes. De plus, d'après les résultats du modèle de Cox obtenus à partir d'ERFI, on constate qu'il n'y a pas d'effet du diplôme sur la durée de la monoparentalité. En revanche, la cause d'entrée est un facteur explicatif important : les personnes qui sont devenues monoparent en ayant donné naissance à un enfant en dehors d'une relation de couple ont moins de chance de sortir de la monoparentalité à chaque instant que les autres monoparents. Comme on peut s'y attendre, l'âge du plus jeune des enfants au moment où la famille devient monoparentale est le facteur le plus influent sur la durée de monoparentalité (tableau 2.6) : plus l'enfant est âgé moins la monoparentalité va durer longtemps. Il y a de plus un effet de l'âge du parent seul : lorsque celui-ci est entré en famille monoparentale avant 25 ans cela augmente sa probabilité instantanée de sortir de la monoparentalité par rapport aux personnes qui sont entrées en famille monoparentale entre 25 et 34 ans. Cela renvoie au fait qu'on se remet plus vite en couple lorsqu'on est plus jeune.

Variable	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Co.	R.r.	Co.	R.r.	Co.	R.r.	Co.	R.r.	Co.	R.r.
Année de naissance	0,007	1,007	0,007	1,007	0,007	1,007	0,011	1,011	0,008	1,008
Cause d'entrée en monoparentalité										
Enfant hors couple			-0,54	0,58	-0,55	0,58	-0,55	0,57	-0,42	0,66
Séparation			<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Décès du conjoint			n.s.		n.s.		n.s.		n.s.	
Diplôme										
Aucun diplôme					<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>			
Diplôme inférieur au bac.					n.s.		n.s.		n.s.	
Baccalauréat					n.s.		n.s.		n.s.	
Diplôme supérieur au bac.					n.s.		n.s.		n.s.	
Âge d'entrée en monoparentalité										
Avant 25 ans							0,2	1,22	0,38	1,47
Entre 25 et 34 ans							<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Entre 35 et 44 ans							0,22	1,24	n.s.	
À 45 ans ou après							0,94	2,56	n.s.	
Âge du plus jeune des enfants au moment de l'entrée en famille monoparentale										
Moins de 5 ans									<i>Réf.</i>	
Entre 5 et 9 ans									0,54	1,72
Entre 10 et 18 ans									1,27	3,55

TABLE 2.6: Estimations des coefficients (Co.) ainsi que des risques relatifs (R.r.) des variables explicatives dans un modèle de Cox à risques instantanés proportionnels. Il s'agit ici du risque instantané de sortir du premier épisode de monoparentalité. Un coefficient positif indique que ce risque est augmenté par rapport à la situation de référence. Le risque relatif donne le rapport entre le risque et le risque de référence.

*Champ : Femmes, France métropolitaine.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

Le test des résidus de Schoenfeld permet de vérifier l'hypothèse de proportionnalité dans le modèle de Cox. Il apparaît ici que le test des résidus de Schoenfeld rejette l'hypothèse de proportionnalité (à 5%) pour les variables d'âge d'entrée et de cause d'entrée en famille monoparentale.

**Les anciennetés de la monoparentalité** À un instant donné certaines personnes sont en famille monoparentale, depuis plus au moins longtemps. L'ancienneté de leur situation est la durée écoulée entre l'entrée en monoparentalité et la date de l'enquête où on les observe comme vivant en famille monoparentale. Cette ancienneté moyenne ne semble pas significativement différente pour les hommes et les femmes (5,8 ans contre 5,6 ans). D'après l'Insee Première n°1539 [7] l'ancienneté moyenne de la monoparentalité est en 2011 de 5,6 ans pour les femmes et 4,2 ans pour les hommes. La différence observée chez les hommes vient du fait qu'à partir de l'enquête Erfi on a compté (dans ce document) plus d'hommes étant entré en famille monoparentale pour avoir eu un enfant sans jamais avoir vécu en couple auparavant, que dans l'enquête EFL. En effet, parmi les hommes qui sont en famille monoparentale pour cause de séparation, l'ancienneté moyenne estimé à partir d'Erfi est de 3,8 ans. On observe néanmoins des différences selon la cause d'entrée en monoparentalité (tableau 2.7). Les femmes qui sont en famille monoparentale au moment de l'enquête et qui n'ont jamais été en couple le sont depuis plus longtemps que les femmes qui sont dans cette situation à la suite du décès de leur conjoint, elles-mêmes depuis plus longtemps que celles séparées.

	Femmes		Hommes	
	ancienneté	effectifs	ancienneté	effectifs
Total	5,8	413	5,6	76
Niveau d'éducation				
sans le baccalauréat	5,8	239	5,8	48
au moins le baccalauréat	5,7	174	5,2	28
Cause d'entrée en famille monoparentale				
décès	5,8	29	4,2	9
séparation	5,1	295	3,8	50
enfant 1	8,9	59	13,1	11

TABLE 2.7: Ancienneté moyenne de la situation de monoparentalité au moment de l'enquête, fin 2005 (en années).

*Champ : Personnes de 18 à 72 ans en 2005, en famille monoparentale en 2005.*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.*

## Chapitre 3

# La modélisation des données dans le cadre de l'enquête famille et logements : une méthode particulière

L'ancienneté d'une situation est le temps qui s'est écoulé entre le début de cette situation et le moment où la situation est observée, tandis que la durée est le temps total de cette situation, entre le début et la fin de la situation. Les anciennetés et les durées sont donc a priori deux concepts différents qui répondent respectivement aux questions «Depuis combien de temps est-on dans cette situation, à la date  $t$  ?» et «Combien de temps cette situation dure-t-elle ?». L'origine du problème présenté ici vient de l'Enquête Famille et Logement (EFL) de 2011 dans laquelle seules les anciennetés des familles monoparentales au moment de l'enquête sont connues. Dès lors, comment montrer que des différentiels sociaux par exemple ont un impact sur la durée de ces familles monoparentales ? Est-ce que ceux qui sont depuis plus longtemps en famille monoparentale sont également ceux qui vont rester plus de temps dans cette situation ? Le problème est de savoir s'il est possible d'inférer des informations sur les durées à partir des anciennetés au moment de l'enquête, et si cela n'est pas possible, de savoir quelles informations supplémentaires il est nécessaire de connaître pour mener cette inférence.

Dans l'Enquête Famille et Logements, on demande aux personnes qui ne se déclarent pas en couple si elles ont déjà été en couple auparavant. Si c'est le cas, on leur demande alors l'année pendant laquelle cette relation a pris fin et de quelle façon (décès du conjoint ou séparation). Ceci permet alors, en comparant avec la date de naissance des enfants du répondant, de connaître l'année de début de monoparentalité pour les adultes en famille monoparentale lors de l'enquête. Pour chaque parent en famille monoparentale on sait donc depuis combien de temps il vit cette situation : on connaît donc les anciennetés des personnes en famille monoparentale au moment de l'enquête.

Les modèles de durées classiques sont basés sur des *échantillonnages dans le flux*, c'est-à-dire dire d'un échantillonnage sur l'ensemble des personnes entrant dans la situation pendant une période donnée. Au contraire, les données issues de l'EFL résultent d'un *échantillonnage dans le stock*, c'est-

à-dire qu'on observe les personnes qui sont dans la situation à un instant donné (le moment de l'enquête). De plus, toutes les données sont censurées sur la droite, car les anciennetés observées sont en fait des durées censurées à droite. Si on compare les anciennetés aux durées, alors par définition les anciennetés sont plus courtes que les durées. Toutefois, on observe les anciennetés de ceux qui sont dans la situation d'intérêt au moment de l'enquête, et qui ne sont qu'une partie de tous ceux qui vivent à un moment ou un autre de leur vie cette situation d'intérêt. Mécaniquement, ceux qui passent moins de temps dans la situation vont avoir moins de chance d'être enquêtés lorsqu'ils sont dans cette situation. Ainsi, ceux qui sont dans la situation au moment de l'enquête ont en réalité des durées en moyenne plus grandes que l'ensemble des personnes qui vivent la situation à un moment ou un autre de leur vie. On développe ici une modélisation qui avait déjà été proposée par Nickell [9] pour estimer la probabilité conditionnelle de quitter une situation de chômage en fonction du temps passé dans cette situation. Néanmoins, comme on le verra par la suite, cette modélisation diffère légèrement de celle de Nickell en ce qui concerne le risque instantané, ce qui lui donne plus de souplesse et permet d'estimer des situations diverses, notamment le cas des durées des familles monoparentales.

## 3.1 Le modèle

### 3.1.1 Modélisation générale

On considère parmi les personnes enquêtées un groupe de  $m$  personnes qui vont chacune vivre une et une seule fois une situation de monoparentalité en tant qu'adulte au cours de leur vie. On note alors pour chaque personne  $i$ ,  $D_i$  l'année où sa situation de monoparentalité a débutée et  $F_i$  l'année où cette situation s'est terminée. On définit alors  $T_i = F_i - D_i$  comme le temps passé en famille monoparentale. On a donc affaire ici à une variable de durée  $T$  prenant des valeurs discrètes<sup>1</sup> ( $0, 1, 2, \dots$ ). Afin de simplifier le problème on a considéré l'hypothèse suivante :

Hypothèse 1 : *On ne vit au plus qu'une seule fois en famille monoparentale au cours de sa vie.*

Cette hypothèse n'est pas complètement vérifiée puisqu'on a vu que 16% des personnes qui ont déjà vécu en famille monoparentale ont connu au moins deux épisodes de monoparentalité. Pour rester dans le cadre de la modélisation, on considère alors seulement le dernier épisode de monoparentalité vécu par les répondants de l'enquête. Comme le montre la figure 3.1 tous ceux qui vivent une situation de monoparentalité ne sont pas forcément dans cette situation au moment de l'enquête. Dans l'exemple donné, seule l'année de début de monoparentalité de l'individu A (2009) est observée. Pour les individus B et C, on n'observe rien, soit parce qu'ils ont vécu leur période de monoparentalité avant l'enquête, soit parce qu'ils la vivront après. On observe donc un sous-échantillon de taille  $n$  des  $m$  individus ( $n \leq m$ ) et pour chaque personne de ce sous-échantillon on connaît les années de début de monoparentalité  $\{d_1, \dots, d_n\}$ , mais pas les années de fin de monoparentalité. Il s'agit donc d'un échantillonnage dans le stock dont *toutes* les durées sans exception sont censurées sur la droite.

---

1. Dans la suite, on considérera parfois le cas où  $T$  est continue et ce sera alors explicitement dit.

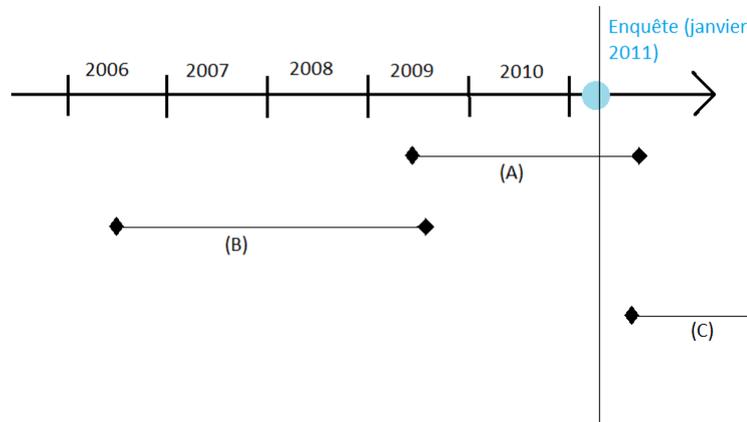


FIGURE 3.1: Illustration de l'échantillonnage dans le stock résultant de l'enquête EFL.

Avant d'aller plus loin, on rappelle quelques résultats sur les variables aléatoires discrètes modélisant des durées. On définit en particulier la **survie** au temps  $t$  ( $t \in \mathbb{N}$ ) comme étant la probabilité que la situation dure au moins  $t$  unité de temps, qu'on note alors  $S_T(t) = \mathbb{P}(T \geq t)$ . La **densité** de  $T$  correspond ici à la probabilité que la situation se termine au temps  $t$  et on note  $f(t) = \mathbb{P}(T = t)$ . Enfin, le **risque instantané** au temps  $t$  est défini comme étant la probabilité que la situation se termine au temps  $t$  sachant qu'elle a duré jusqu'au temps  $t$ . Autrement dit, c'est la proportion de personnes parmi ceux qui ont survécu jusqu'au temps  $t$  qui quittent la situation au temps  $t$ . On écrit  $h(t) = \mathbb{P}(T = t | T \geq t) = \frac{\mathbb{P}(T=t)}{\mathbb{P}(T \geq t)} = \frac{f(t)}{S_T(t)}$ . On peut alors montrer qu'il y a une relation entre la survie à la date  $t$  et les risques instantanés aux dates  $\tau < t$  (voir [10]) :

$$\forall t \in \mathbb{N}^*, S_T(t) = \prod_{\tau=0}^{t-1} (1 - h(\tau)) \quad \text{et} \quad S_T(0) = 1. \quad (3.1)$$

Ainsi, chacune des trois fonctions  $S_T$ ,  $f$  et  $h$  permet de caractériser entièrement la loi de la variable aléatoire  $T$ .

### 3.1.2 Effet de censure et effet de sélection

Si on considère l'ancienneté comme une durée censurée sur la droite, alors cette ancienneté donne une estimation doublement biaisée de la durée. D'une part, la probabilité d'être enquêté alors qu'on est dans la situation d'intérêt augmente avec le temps passé dans cette situation, ce qui fait que les personnes dans la situation au moment de l'enquête vont avoir en moyenne des durées plus grandes. On appelle ce biais *biais de sélection*<sup>2</sup>. D'autre part, les anciennetés sont par définition plus courtes

2. Dans la littérature on trouve également le terme de "biais d'échantillonnage de stock".

que les durées, c'est ce qu'on appelle le *biais de censure*. Ces deux biais sont de sens contraire. A priori, aucun des deux n'a de raison de l'emporter sur l'autre. En fait cela dépend, comme on va le voir par la suite, fortement de la loi de la variable de durée  $T$  ainsi que de la loi de la variable d'entrée en famille monoparentale  $D$ .

## Illustration

Afin de mieux comprendre comment ces deux biais fonctionnent, on génère dans ce paragraphe des données pour faire comme si on était dans le cas d'une enquête de type EFL où on connaît seulement l'ancienneté de la monoparentalité des personnes au moment de l'enquête. Pour cela, on part d'une population de départ dont chaque individu va vivre une et une seule période de monoparentalité. On simule donc, pour chaque individu, une date d'entrée en famille monoparentale (représentée par la variable aléatoire  $D$ ) et on simule de plus une durée de la situation de monoparentalité (variable aléatoire  $T$ ).

Pour simplifier, on se place ici dans le cas particulier où le flux d'entrée dans la situation est constant, c'est-à-dire que la loi de  $D$  est uniforme. De plus, on choisit de simuler  $T$  selon une loi de Weibull<sup>3</sup> de paramètre de forme  $k$  et de paramètre d'échelle  $\lambda$ . La loi de Weibull est classiquement utilisée pour modéliser ou simuler des variables de durées. On prend ensuite la partie entière de ces variables pour se ramener au cas discret (car dans l'EFL on observe seulement l'année d'entrée en famille monoparentale et non la date exacte). Lorsque  $k = 1$ ,  $T$  suit une loi exponentielle, et plus  $k$  est grand, plus  $T$  est centrée autour de sa moyenne (sa variance diminue - voir figure 3.2).

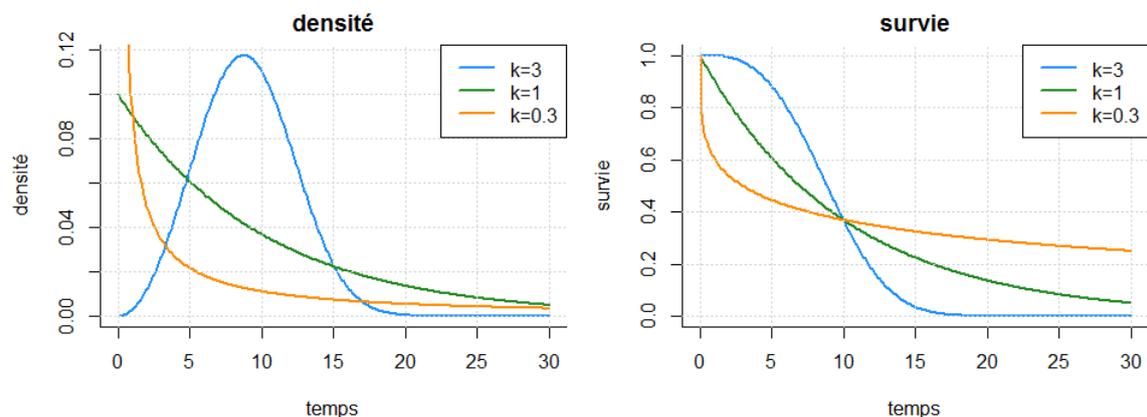


FIGURE 3.2: Exemples de densités (à gauche) et de courbes de survie (à droite) de lois de Weibull avec un paramètre d'échelle  $\lambda = 10$  et un paramètre de forme  $k$  valant 3, 1 ou 0,3.

On obtient ainsi un sous-échantillon de notre population de départ dont les individus sont en famille monoparentale à une date donnée (individus qui vérifient la condition  $D_i \leq 2011 < D_i + T_i$ ). On connaît alors l'ancienneté de ces individus définie par  $A_i = 2011 - D_i$ . On compare dans la suite

3. La loi de Weibull est une loi continue qui dépend de deux paramètres. Même si la modélisation présentée précédemment prend en compte des variables aléatoires discrètes, on choisit ici de simuler des variables aléatoires continues car cela est plus pratique et plus réaliste.

la distribution des anciennetés ainsi obtenues (sur un sous-échantillon) avec la distribution des durées réelles (sur l'ensemble de la population de départ).

En comparant la survie de l'ancienneté ( $\mathbb{P}(A \geq t)$ ) à la survie de la durée réelle ( $\mathbb{P}(T \geq t)$ ), on peut trouver des cas où l'effet censure est le plus fort et des cas où au contraire l'effet sélection l'emporte (figure 3.3). Dans le cas particulier où  $k = 1$ , les deux effets se neutralisent entièrement et la répartition des anciennetés est la même que celle des durées. En fait, il semble ici que l'effet censure soit plus fort lorsque le risque instantané de  $T$  augmente (ce qui est le cas quand  $k > 1$ ) et que l'effet sélection soit plus fort lorsque le risque instantané diminue ( $k < 1$ ).

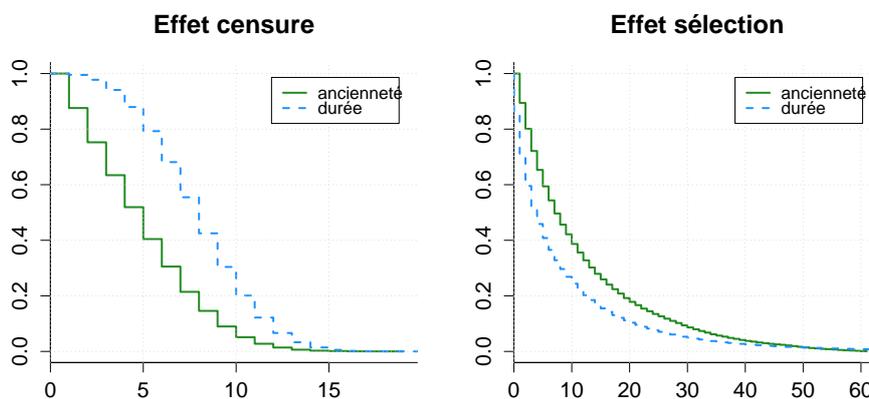


FIGURE 3.3: Comparaison entre la fonction de survie de l'ancienneté et celle de la durée, à l'aide de simulations. À gauche où  $T \sim \text{Weibull}(k = 3, \lambda = 8.96)$  c'est l'effet censure qui est le plus fort tandis qu'à droite où  $T \sim \text{Weibull}(k = 0.7, \lambda = 6.32)$  c'est l'effet sélection qui est le plus fort (dans les deux cas  $D \sim \text{Uniforme}$ ).

### Conséquences sur la comparaison des anciennetés

Si l'effet de sélection est plus fort que l'effet de censure, les anciennetés observées seront en moyenne plus grandes que les durées, tandis que si l'effet de censure est plus fort, les anciennetés seront en moyenne plus petites que les durées. Si donc on compare deux groupes, et qu'on trouve qu'en moyenne les anciennetés du premier groupe sont plus faibles que celles du deuxième, cela n'implique pas que les durées sous-jacentes du premier groupe sont en moyenne plus petites que les durées du deuxième groupe. Cela est en effet possible si dans le premier groupe, l'effet censure est très fort et dans le deuxième l'effet sélection est très fort, comme l'illustre la figure 3.4.

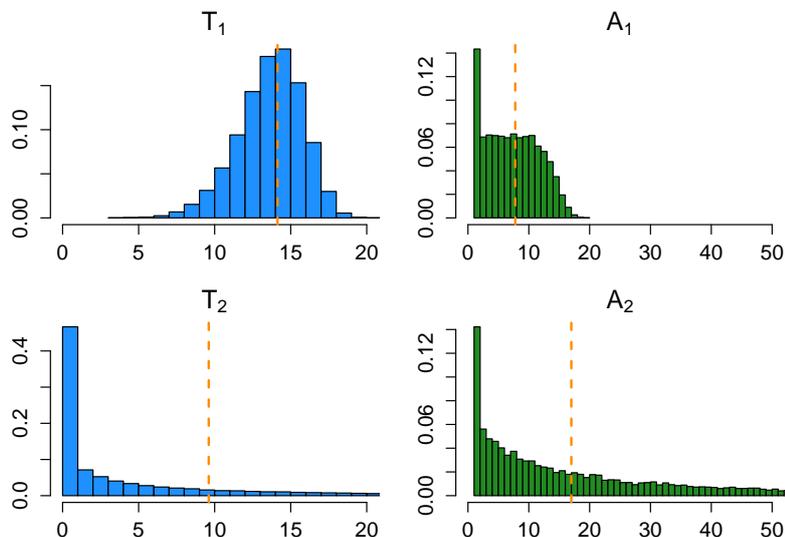


FIGURE 3.4: Densités de la variable de durée (à gauche) et de la variable d'ancienneté (à droite) pour deux groupes différents. Cela illustre le fait qu'on peut avoir  $\mathbb{E}[T_1] > \mathbb{E}[T_2]$  et pourtant  $\mathbb{E}[A_1] < \mathbb{E}[A_2]$ , où  $T_1 \sim \text{Weibull}(k = 8, \lambda = 15)$ ,  $T_2 \sim \text{Weibull}(k = 0.5, \lambda = 5)$  et  $A_1$  et  $A_2$  sont les anciennetés observées (dans les deux cas,  $D \sim \text{Uniforme}$ ). En pointillés oranges sont indiquées les espérances de chaque variable aléatoire.

### 3.1.3 Calcul de la vraisemblance

On cherche ici à calculer la vraisemblance des observations  $\{d_1, \dots, d_n\}$  qui indiquent les années de début de monoparentalité dans l'enquête EFL. On suppose de plus qu'on connaît pour chaque individu des caractéristiques individuelles qu'on note sous la forme de la covariable  $X$ . La contribution à la vraisemblance d'un individu  $i$  dont les caractéristiques sont  $X_i$  s'écrit alors à l'aide de la formule de Bayes :

$$\begin{aligned}
& \mathbb{P}(D_i = d_i | i \text{ est en famille monoparentale au moment de l'enquête et } X_i) \\
&= \mathbb{P}(D_i = d_i | D_i \leq 2010 < D_i + T_i, X_i) \\
&= \frac{\mathbb{P}(D_i \leq 2010 < D_i + T_i | D_i = d_i, X_i) \mathbb{P}(D_i = d_i | X_i)}{\mathbb{P}(D_i \leq 2010 < D_i + T_i | X_i)}
\end{aligned}$$

Sous l'hypothèse que  $T_i$  et  $D_i$  sont indépendantes (hypothèse 2), on peut alors calculer la probabilité d'être en famille monoparentale au moment de l'enquête sachant l'année de début de monoparentalité  $\mathbb{P}(D_i \leq 2010 < D_i + T_i | D_i = d_i, X_i) = \mathbf{1}_{\{d_i \leq 2010\}} \mathbb{P}(T_i > 2010 - d_i | X_i) = \mathbf{1}_{\{d_i \leq 2010\}} S_T(2011 - d_i, X_i)$ , avec  $S_T(\cdot, X)$  la fonction de survie de  $T$  qui dépend des caractéristiques individuelles  $X$ <sup>4</sup>.

4.  $S_T(t, x) = \mathbb{P}(T \geq t | X = x)$ .

Hypothèse 2 : *La loi de  $T$  ne varie pas dans le temps (ce qui implique que  $T$  et  $D$  ne sont pas corrélées).*

De même, on calcule la probabilité d'être en famille monoparentale au moment de l'enquête,  $\mathbb{P}(D_i \leq 2010 < D_i + T_i | X_i) = \sum_u \mathbb{P}(D_i \leq 2010 < D_i + T_i | D_i = u, X_i) \mathbb{P}(D_i = u | X_i) = \sum_{u \leq 2010} S_T(2011 - u, X_i) \mathbb{P}_D(u | X_i)$  où  $\mathbb{P}_D(u | X)$  est la probabilité d'entrer en famille monoparentale l'année  $u$ , pour les individus dont les caractéristiques individuelles sont  $X$ . La vraisemblance devient alors :

$$\mathcal{L}(\{d_1, \dots, d_n\}, \{x_1, \dots, x_n\}) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{S_T(2011 - d_i, x_i) \mathbb{P}_D(d_i | X = x_i)}{\sum_{u \leq 2010} S_T(2011 - u, x_i) \mathbb{P}_D(u | X = x_i)} \right] \quad (3.2)$$

Il s'agit maintenant de trouver la loi de la variable de durée  $T$  qui maximise la vraisemblance. Pour caractériser cette durée, plusieurs approches sont possibles. Toute l'information sur la loi de  $T$  est contenue soit dans la fonction de survie, soit dans la fonction de risque instantané, soit dans la fonction de densité. On choisit ici, après avoir testé les différentes possibilités, d'estimer le risque instantané, puis d'en déduire les caractéristiques de la durée  $T$ . De plus, il faut noter qu'il est nécessaire (et suffisant) de connaître  $\mathbb{P}_D$  à une constante près afin de pouvoir calculer effectivement la vraisemblance.

### 3.1.4 Modélisation du risque instantané

La fonction de survie qui apparaît dans l'équation de vraisemblance (3.2) peut se réécrire en fonction du risque instantané à l'aide de la relation (3.1). Dans l'article de Nickell, le risque instantané  $h$  est modélisé comme une fonction du temps et des caractéristiques individuelles  $X$  selon une loi logit :  $\text{logit}(h(t, X)) = X\beta + a_1 t + a_2 t^2$ . Cette paramétrisation qui a l'avantage d'être simple n'est pas assez flexible pour pouvoir rendre compte de situations diverses. Afin d'avoir plus de liberté dans l'estimation du risque instantané, on définit comme dans le modèle de Cox [11] un modèle semi-paramétrique avec risques instantanés proportionnels :

$$h(t, x, \theta) = \begin{cases} h_0(t, \alpha) e^{\beta x} \\ 1 \end{cases} \quad \text{si } h_0(t, \alpha) e^{\beta x} \geq 1 \quad (3.3)$$

où  $\theta = (\alpha, \beta)$  est le vecteur des paramètres du modèle.

Hypothèse 3 : *Le rapport des risques instantanés ne dépend que des covariables  $X$  et pas du temps (hypothèse de proportionnalité).*

On modélise alors le risque instantané de base  $h_0$  par une fonction constante par morceaux. Pour cela, on découpe l'échelle du temps en  $k$  petites périodes de même durée  $d_h$  sur lesquelles le risque instantané est supposé constant. Pour tenir compte du fait que pour les longues périodes il

Y a très peu de données, on fait en sorte que le risque instantané soit constant à partir de la  $k^{\text{ème}}$  période. Comme la modélisation est discrète, le risque instantané doit forcément être compris entre 0 et 1. On écrit alors le risque instantané de base :

$$h_0(t, \alpha) = \frac{1}{1 + e^{\alpha_{j(t)}}}$$

où  $j(t)$  indique le numéro de la période dans laquelle se trouve  $t$  :

$$j(t) = \begin{cases} r & \text{si } (r-1)d_h \leq t < rd_h \text{ et } r \leq k \\ k & \text{si } (k-1)d_h \leq t \end{cases} .$$

Un exemple d'une telle fonction est donnée sur la figure 3.5.

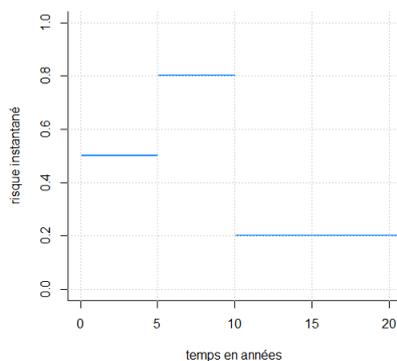


FIGURE 3.5: Exemple de risque instantané constant par morceau, avec  $d_h = 5$  et  $k = 3$ .

Le paramètre  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$  correspond au paramètre de régression du logarithme du risque instantané sur les covariables  $X$  et permet de mesurer l'effet d'une caractéristique individuelle sur le risque instantané. Si  $\beta_j > 0$  cela signifie que le risque instantané de quitter la situation augmente et que la survie diminue lorsque  $X^j$  augmente. C'est l'inverse si  $\beta_j < 0$ . Si la covariable  $X^j$  est binaire, alors  $\beta_j$  mesure environ le taux de variation du risque instantané lorsque  $X^j$  passe de 0 à 1. Il y a donc  $k + p$  paramètres à estimer ( $\alpha_1, \dots, \alpha_k$  et  $\beta_1, \dots, \beta_p$ ) à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance. À première vue, le modèle ainsi spécifié semble être identifiable. Il reste néanmoins à pouvoir donner une estimation pour la probabilité d'entrée en famille monoparentale une année  $u$ , donnée par  $\mathbb{P}_D(u)$ .

### 3.1.5 Estimation de la probabilité d'entrer en famille monoparentale une année donnée

La probabilité  $\mathbb{P}_D$  de débiter la situation d'intérêt l'année  $u$  est proportionnelle aux flux d'entrées dans la situation et dépend des caractéristiques individuelles  $X$ .  $\mathbb{P}_D$  apparaissant au numérateur et au dénominateur de la vraisemblance, la constante de proportionnalité n'est pas utile pour

calculer la vraisemblance. Il suffit donc d'avoir une estimation des flux d'entrées, à une constante de proportionnalité près, en fonction des covariables  $X$ . Il faut en général une source annexe pour pouvoir le déterminer. Si  $X$  est continue, il est possible d'estimer la probabilité d'entrée une année donnée en fonction de  $X$  à l'aide d'une régression logistique multinomiale. Si  $X$  prend un nombre fini de valeurs alors il faut estimer le flux d'entrée pour chaque sous-population correspondante. On estime ici ce flux à partir de l'Étude des relations familiales et intergénérationnelles (ERFI) qui donne le nombre de personnes entrant en famille monoparentale chaque année. Pour atténuer le bruit aléatoire dû aux faibles effectifs dans ERFI, on effectue de plus un lissage par moyenne mobile de ces flux. De 2006 à 2010 on utilise la 3ème vague de l'enquête ERFI qui a eu lieu en 2011 : on peut ainsi déterminer les personnes entrées en famille monoparentale entre la fin de la première enquête (fin 2005) et cette troisième enquête. Le champ reste celui de 2005 puisque la troisième vague d'enquête ré-interroge les mêmes répondants : il s'agit des personnes de 18 à 72 ans en 2005, donc des personnes de 24 à 78 ans en 2011. Par conséquent, si on souhaite travailler sur le même champ que l'EFL, à savoir les personnes de plus de 18 ans en 2011, on ne prend pas en compte une partie des personnes qui sont entrées en famille monoparentale avant l'âge de 24 ans entre 2006 et 2010. Pour déterminer les flux d'entrée en famille monoparentale entre 2006 et 2010 on multiplie les flux calculés à partir d'ERFI par un coefficient qui dépend de l'année pour estimer des flux correspondant aux personnes de plus de 18 ans. Ces coefficients sont calculés à l'aide de la répartition des âges d'entrées en familles monoparentales pour les personnes qui sont entrées en familles monoparentale entre 2000 et 2005 (voir tableau 3.1). Par ailleurs, on a vu, à partir de l'enquête ERFI, qu'une personne peut vivre plusieurs épisodes de monoparentalité au cours de sa vie. Or on a fait l'hypothèse (hypothèse 1) qu'il n'y avait qu'une seule période de monoparentalité : il faut donc que chaque personne ne participe qu'une seule fois aux flux d'entrées. On considère alors les derniers épisodes de monoparentalité vécus par les répondants de l'enquête ERFI pour déterminer les flux d'entrées et donc pour déterminer les probabilités  $\hat{\mathbb{P}}_D$  (figure 3.6).

	2006	2007	2008	2009	2010
Femmes	1,026	1,026	1,056	1,1	1,125
Hommes	1	1	1	1	1

TABLE 3.1: Coefficients de redressement pour estimer les flux d'entrées en famille monoparentale entre 2006 et 2010.

Source : Ined-Insee, ERFI, vague 1, 2005.

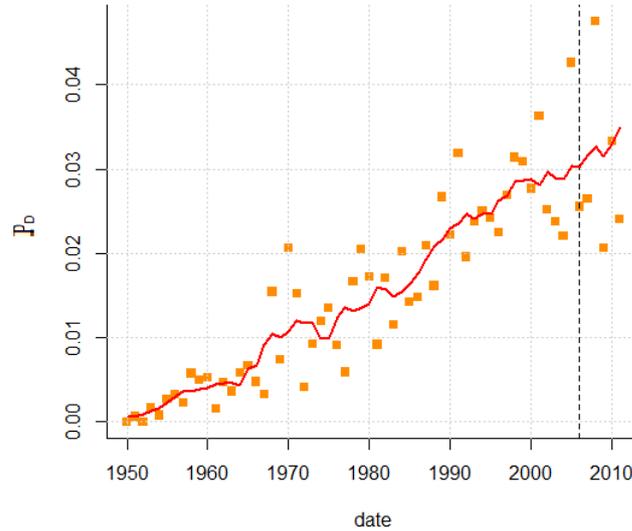


FIGURE 3.6: Estimation de  $\mathbb{P}_D$  lorsqu'on ne considère aucune covariable. Les points oranges correspondent aux flux d'entrée en famille monoparentale et la ligne rouge correspond au lissage.  
*Champ : personnes entrées en famille monoparentale avant 2011 et étant âgées de 18 à 73 ans en 2005, France métropolitaine.*  
*Source : Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

La vraisemblance à maximiser s'écrit donc :

$$\mathcal{L}(d_1, \dots, d_n | x_1, \dots, x_n, \theta) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\hat{\mathbb{P}}_D(d_i, x_i) \prod_{\tau=0}^{2010-d_i} \left(1 - \frac{e^{\beta x_i}}{1+e^{\alpha_j(\tau)}}\right)}{\sum_{u \leq 2010} \hat{\mathbb{P}}_D(u, x_i) \prod_{\tau=0}^{2010-u} \left(1 - \frac{e^{\beta x_i}}{1+e^{\alpha_j(\tau)}}\right)} \right] \quad (3.4)$$

On fera de plus l'hypothèse suivante :

Hypothèse 4 : *Les covariables  $X$  ne varient pas avec le temps.*

Cette hypothèse n'est pas nécessaire au calcul de la vraisemblance, mais doit être faite compte tenu des informations dont on dispose. En effet, on ne connaît les variables explicatives qu'à un instant donné, qui est le moment de l'enquête. On supposera donc que les variables considérées gardent toujours la valeur qu'elles prennent au moment de l'observation, c'est-à-dire de l'enquête famille et logements.

## 3.2 Les simulations

Comme pour les simulations précédentes, on simule dans cette partie des données afin de mimer l'Enquête Famille et Logements. On considère les personnes qui vivent une fois dans leur vie une situation de monoparentalité en tant que parents et pour chacune de ces personnes on génère une date d'entrée en monoparentalité  $D_i$  et une durée de monoparentalité  $T_i$ . Ce qui est alors observé dans une enquête de type EFL, ce sont les dates d'entrées des personnes toujours dans la situation au moment de l'enquête. On n'observe donc qu'une partie des dates d'entrées et on n'observe jamais les durées.

### 3.2.1 Corriger les biais de censure et de sélection

Afin de tester les estimations du modèle, trois situations ont été simulées puis estimées à l'aide du modèle décrit. La date d'entrée en famille monoparentale est simulée selon une loi uniforme et la durée passée en famille monoparentale selon une loi de Weibull. Afin de connaître la variabilité des estimations, on simule pour chaque cas 100 échantillons, ce qui permet d'estimer des intervalles de confiance à 95% et à 50%.

La première situation est lorsque l'effet censure est le plus fort, ce qui peut être obtenu en simulant la durée  $T$  selon une loi de Weibull de paramètre de forme supérieur à 1 (risque instantané croissant). Les résultats des estimations sont donnés sur la figure 3.7. On observe que la survie réelle est bien dans les intervalles de confiance à 50% et à 95%. Les estimations permettent donc de corriger le biais de censure et d'estimer correctement la survie.

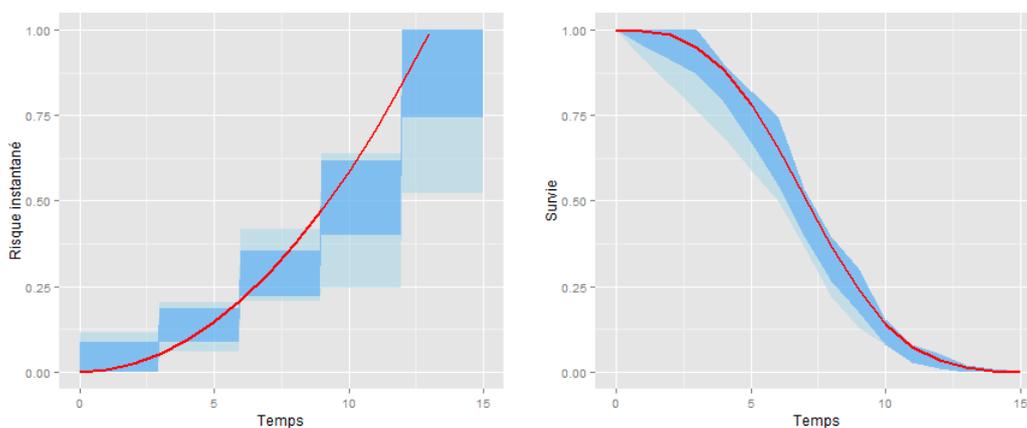


FIGURE 3.7: Comparaison entre le risque instantané simulé et celui estimé (à gauche) et la survie simulée et celle estimée (à droite). Simulations par Monte-Carlo :  $T \sim \text{Weibull}(k = 3, \lambda = 8)$ , 100 simulations de 1200 observations. La zone bleu claire indique l'intervalle de confiance à 95% et la zone bleu plus foncé l'intervalle de confiance à 50%. En rouge le risque instantané et la survie réelle.

La figure 3.8 montre les résultats des estimations lorsque l'effet de sélection est plus important que l'effet de censure. Ceci est obtenu en simulant  $T$  selon une loi de Weibull de paramètre de forme

inférieur à 1 (risque instantané décroissant). Les estimations semblent moins bonnes que dans le cas précédent : la vraie survie ne se trouve plus dans l'intervalle de confiance à 95%. Ceci est dû au fait que le risque instantané tend vers l'infini en 0. Or le modèle estime un risque instantané moyen sur les trois premières années et n'arrive donc pas à estimer la décroissance très rapide de la survie pour les temps très courts.

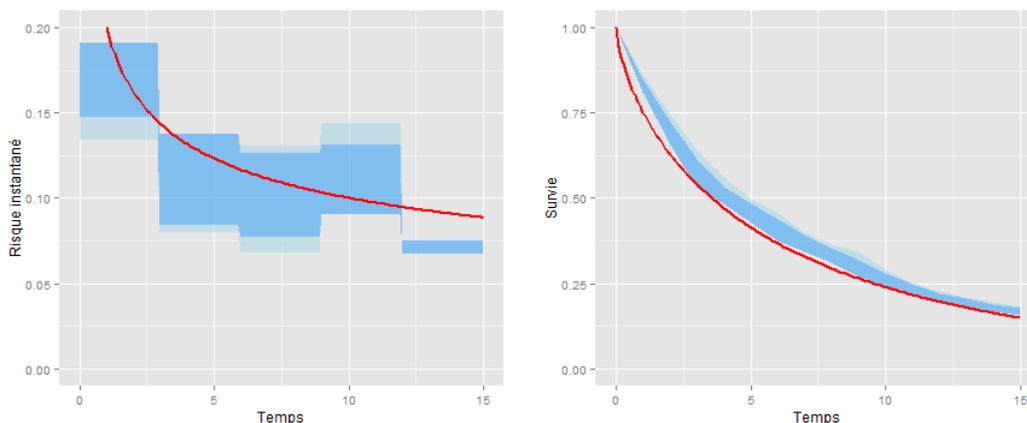


FIGURE 3.8: Comparaison entre le risque instantané simulé et celui estimé (à gauche) et la survie simulée et celle estimée (à droite). Simulations par Monte-Carlo :  $T \sim \text{Weibull}(k = 0.7, \lambda = 6)$ , 100 simulations de 12300 observations. La zone bleu claire indique l'intervalle de confiance à 95% et la zone bleu plus foncé l'intervalle de confiance à 50%. En rouge le risque instantané et la survie réelle.

On teste maintenant le modèle lorsqu'on rajoute une variable explicative catégorielle pouvant prendre trois valeurs distinctes, 1, 2 ou 3. Le risque instantané s'écrit alors :  $h(t, x) = h_0(t) \exp(\beta_2 \mathbb{1}_{\{x=2\}} + \beta_3 \mathbb{1}_{\{x=3\}})$ . Lorsque  $h_0$  est constant, on estime bien les bons paramètres  $\beta_2$  et  $\beta_3$  comme le montre la figure 3.9 : les fonctions de survie estimées pour les trois groupes correspondent parfaitement à leur survie réelle.

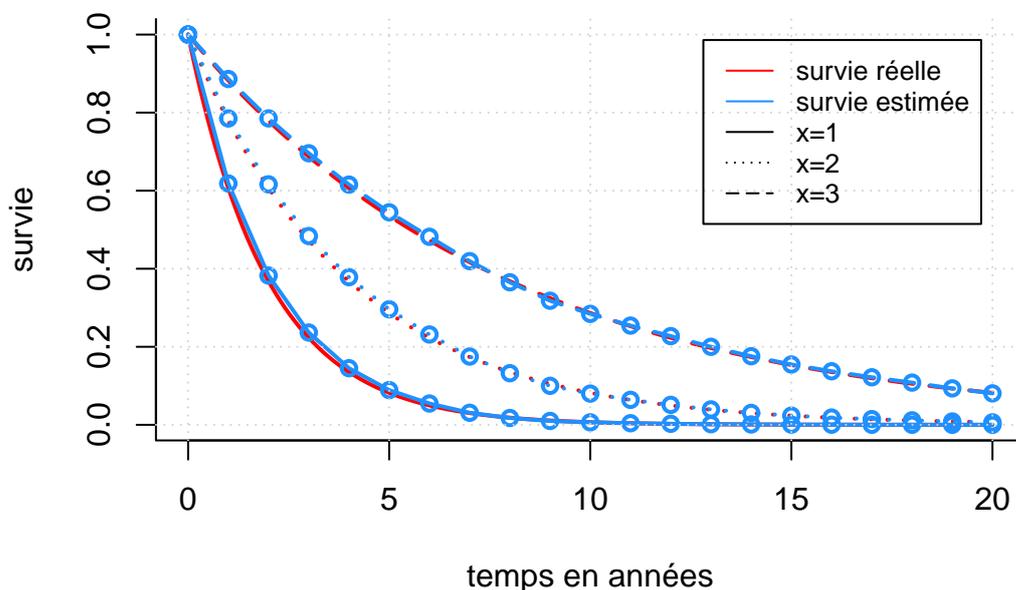


FIGURE 3.9: Comparaison entre les survies réelles et estimées lorsque le risque instantané dépend d'une covariable. Simulations :  $\beta_2 = -0.7$  et  $\beta_3 = -1.4$  et  $h_0(t) = 0.5$

Sur trois exemples simples, on a ainsi pu vérifier que le modèle permet de corriger le biais de sélection (même si le modèle semble ici moins performant), le biais de censure et d'estimer les paramètres de régression correspondant à des risques instantanés proportionnels.

### 3.2.2 Influence de la variable de flux

**Cas d'un flux constant** Le cas particulier où le flux d'entrée dans la situation d'intérêt est constant mérite d'être discuté. Si on note  $f_A$  la densité de l'ancienneté  $A = 2011 - D$  (qui n'est ici définie que pour ceux qui sont dans la situation d'intérêt au moment de l'enquête), alors pour  $x \in \mathbb{N}$ ,  $f_A(x) = \mathbb{P}(D = 2011 - x | D \leq 2010 < D + T) = \frac{\mathbf{1}_{x \geq 1} S_T(x)}{\sum_{u \geq 1} S_T(u)}$ . Or,  $\sum_{u \geq 1} S_T(u)$  correspond précisément à l'espérance de la variable  $T$ <sup>5</sup>. D'où :

$$f_A(x) = \frac{\mathbf{1}_{x \geq 1} S_T(x)}{\mathbb{E}[T]}. \quad (3.5)$$

La densité de l'ancienneté est proportionnelle à la survie de la durée  $T$ . Dans le cas où  $D$  et  $T$  sont continues et non plus discrètes, on a toujours  $f_A(x) = \frac{S_T(x)}{\mathbb{E}[T]}$  pour  $x \geq 0$ . Si  $T$  suit alors une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ , l'ancienneté suit exactement la même loi exponentielle. En effet, dans ce cas,  $f_A(x) = S_T(x)/\lambda = f_T(x)$ . Ce résultat est bien connu dès qu'on s'intéresse aux processus de renouvellement, comme le montre Lancaster [12]. De plus, Lancaster montre que si  $T$

5. En remarquant que  $f(t) = S_T(t) - S_T(t+1)$  et en remplaçant dans  $\mathbb{E}[T] = \sum_{t \geq 0} t f(t)$ , on obtient ce résultat.

est une variable aléatoire de durée quelconque, on a  $\mathbb{E}[A] = \frac{1}{2}(\mathbb{E}[T] + \sqrt{\mathbb{V}[T]})$ . L'effet de censure est plus grand lorsque  $\mathbb{E}[T] > \mathbb{E}[A]$  c'est-à-dire  $\mathbb{E}[T] > \sqrt{\mathbb{V}[T]}$  tandis que l'effet sélection l'emporte lorsque  $\mathbb{E}[T] < \sqrt{\mathbb{V}[T]}$ . C'est ce qu'on avait déjà remarqué sur les simulations précédentes, où l'effet censure est d'autant plus fort que la variable  $T$  est centrée autour de son espérance, c'est-à-dire lorsque la variance de  $T$  est petite devant son espérance.

**Cas d'un flux croissant ou décroissant** On simule ici une loi exponentielle d'espérance 10 pour la durée et on regarde l'impact d'un flux d'entrée croissant ou décroissant sur les anciennetés. On simule donc des flux d'entrées dans la situation d'intérêt, entre 1950 et 2011 pour être comme dans le cas de l'EFL, ce qui rend le cadre plus concret. On rappelle que si le flux était constant, on aurait la même répartition des anciennetés et des durées, car on est dans le cas particulier de la loi exponentielle.

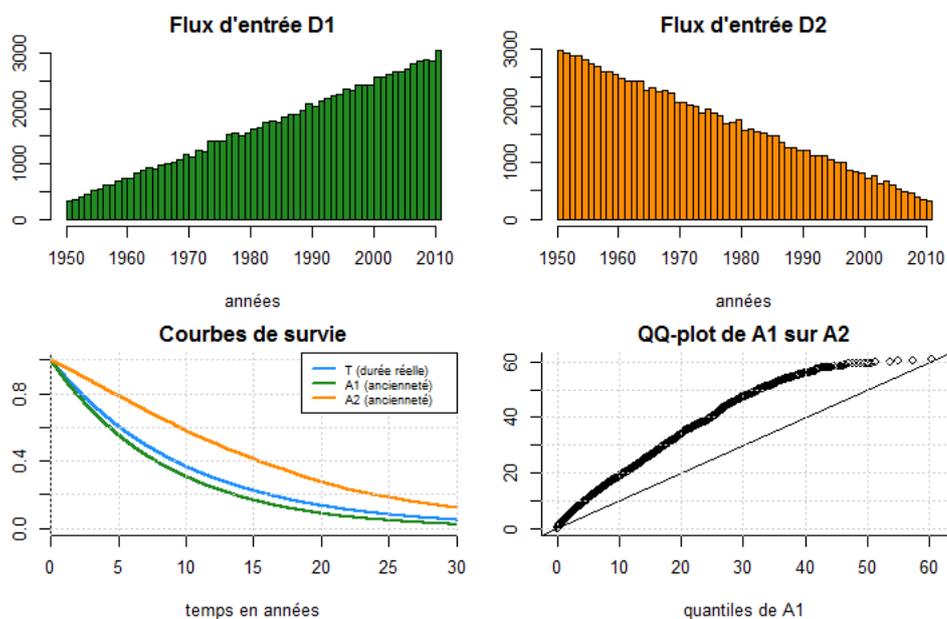


FIGURE 3.10: Illustration de l'effet d'un flux croissant ( $D_1$ , en haut à gauche) et d'un flux décroissant ( $D_2$ , en haut à droite) sur les anciennetés observées ( $A_1$  et  $A_2$ ). La figure en bas à gauche compare les survies de  $T$ ,  $A_1$  et  $A_2$  et la figure d'en bas à droite compare les quantiles de  $A_1$  aux quantiles de  $A_2$ .  $T \sim \mathcal{Exp}(10)$

La figure 3.10 montre qu'un flux d'entrées en monoparentalité croissant (ici le flux  $D_1$  est multiplié par 10 en 60 ans) entraîne des anciennetés plus courtes que les durées et favorise donc l'effet de censure, tandis qu'un flux décroissant implique des anciennetés plus longues que les durées (effet de sélection plus fort). Ce résultat est intuitif car dans le cas d'un flux croissant, il y a beaucoup plus de personnes qui sont entrées dans la situation de monoparentalité juste avant l'enquête que de personnes entrées en monoparentalité plusieurs années avant l'enquête. Par conséquent il est logique d'observer plus d'anciennetés de courtes durées que d'anciennetés de longue durées. Dans le cas d'un flux décroissant c'est l'inverse : comme il y a très peu de monde qui sont entrées dans

la situation juste avant l'enquête, il va y avoir peu de monde également avec des anciennetés très courtes.

**Par conséquent, même si les durées de deux sous-populations ont exactement la même répartition, leurs anciennetés observées à une date donnée peuvent être très différentes si les flux d'entrées en monoparentalité, précédant cette date, sont très différents.**

## Chapitre 4

# Résultats de l'estimation des durées à partir de l'EFL

Parmi les 359 770 répondants à l'EFL, 12 519 sont en situation de monoparentalité au moment de l'enquête<sup>1</sup>, dont 1 073 hommes et 11 446 femmes (effectifs non pondérés). Pour plus de résultats sur les anciennetés voir [7].

Le champ des familles monoparentales repérées dans l'enquête ERFI est plus large que le champ des familles monoparentales retenues dans l'EFL car dans cette dernière enquête on ne retient pas les personnes en famille monoparentale vivant en couple non-cohabitant. Il n'est pas possible de se ramener à un champ strictement identique car dans ERFI on ne connaît pas les relations de couples non-cohabitants. On comparera donc des résultats qui ne portent pas exactement sur le même champ. Néanmoins, la part des personnes en famille monoparentale vivant en couple non-cohabitant est marginale. On suppose de plus que les flux d'entrées en famille monoparentale estimés à partir d'ERFI donnent une bonne estimation des flux d'entrées en famille monoparentale sur le champ de l'EFL.

### 4.1 Les durées passées en famille monoparentale selon l'EFL

#### 4.1.1 Sans variables explicatives

On présente ici les résultats des estimations du risque instantané (estimation des  $\hat{\alpha}_j$ ) de sortir de la monoparentalité sans prendre en compte de covariables. La figure 4.1 montre que le risque instantané global n'est pas monotone : initialement il diminue, puis se stabilise avant d'augmenter. Cette forme en "U" suggère que soit on sort rapidement de la monoparentalité, soit on y reste longtemps. En effet, la probabilité de sortir de cette situation est la plus faible entre 3 et 8 ans. La courbe de survie obtenue à partir du risque instantané montre qu'au bout de 3 ans la moitié

---

1. On a retiré les 205 personnes étant entrées en famille monoparentale l'année de l'enquête, en 2011, car elles n'apportent pas d'information à notre modèle, ainsi que les personnes en couples non-cohabitants dont on ne peut déterminer l'ancienneté.

des personnes en famille monoparentale sont sorties de cette situation, qu'au bout de 8 ans il en reste encore 28%, au bout de 12 ans 14%, et seulement 3% restent plus de 18 ans. On peut aussi déterminer la moyenne de la durée passée en famille monoparentale ( $\mathbb{E}[T] = \sum_{t \geq 1} S_T(t)$ ) : on trouve ici que la durée moyenne est de 6,1 ans.

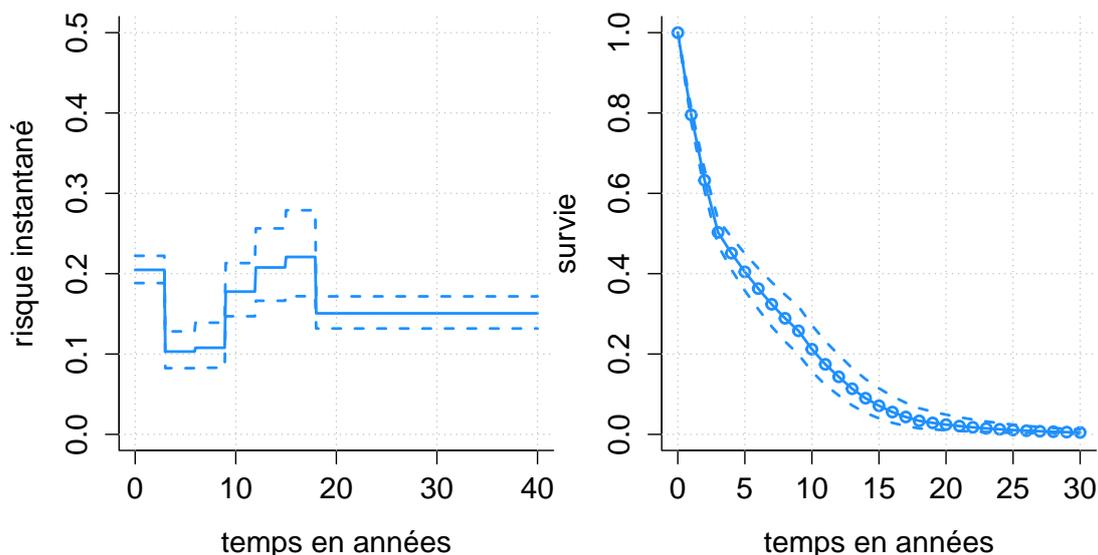


FIGURE 4.1: Estimations du risque instantané (à gauche) et de la survie (à droite) du temps passé en famille monoparentale.  
*Champ : France métropolitaine.*  
*Sources : Insee, EFL, 2011. Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011 (pour l'estimation des flux d'entrées)*

La moyenne des anciennetés quant à elle est de 5,5 ans. Elle est donc proche de la moyenne des durées estimées.

La figure 4.2 compare la répartition (à l'aide de la fonction de survie) des durées et celle des anciennetés. L'ancienneté a tendance à surestimer la survie pour les temps courts et à la sous-estimer pour les temps longs, conduisant à une moyenne au final légèrement inférieure pour les anciennetés (5,5 ans) que pour les durées (6,1 ans).

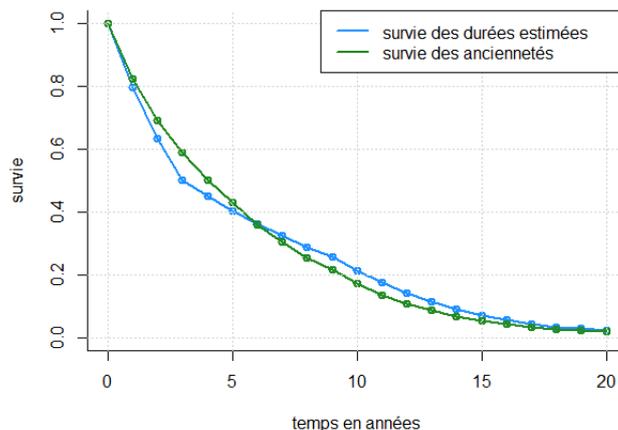


FIGURE 4.2: Comparaison entre la survie estimée des durées passées en famille monoparentale et la survie des anciennetés de monoparentalité en 2011.

*Champ : France métropolitaine.*

*Sources : Insee, EFL, 2011. Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

En estimant séparément le risque instantané pour les femmes et les hommes, on constate que ces risques instantanés n'ont pas la même forme (figure 4.3) et que par conséquent l'hypothèse de proportionnalité des risques instantanés n'est pas justifiée pour la comparaison par sexe. Le risque instantané des femmes a également une forme en "U", tandis que celui des hommes est plus fluctuant et plus élevé en moyenne. Cette fluctuation laisse penser qu'il n'y a pas assez de données chez les hommes (effectifs dix fois plus faible dans l'enquête pour les hommes en famille monoparentale que les femmes) pour faire converger les estimations par maximum de vraisemblance. Par la suite, on se restreint donc seulement aux résultats concernant les femmes. La durée moyenne de la monoparentalité estimée ici est de 6,2 ans pour les femmes et 4,8 ans pour les hommes.

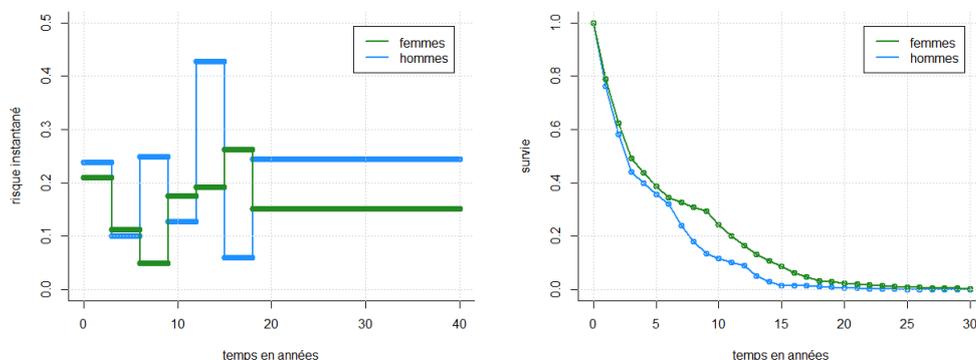


FIGURE 4.3: Estimations du risque instantané (à gauche) et de la survie (à droite) du temps passé en famille monoparentale selon le sexe.  
 Champ : France métropolitaine. Source : Insee, EFL, 2011.

#### 4.1.2 Avec variables explicatives

Dans cette partie, on décrit les résultats obtenus en introduisant des covariables indépendantes du temps, à savoir la cause d'entrée en famille monoparentale, le niveau de diplôme atteint au moment de l'enquête et la catégorie sociale au moment de l'enquête. Les causes d'entrée en famille monoparentale sont au nombre de trois : l'entrée pour cause de séparation d'avec le conjoint (79.1 %), l'entrée pour cause de décès du conjoint (6.2 %) et l'entrée pour avoir eu un enfant hors couple (14.7 %). Le niveau de diplôme atteint permet de distinguer quatre sous-populations : les personnes n'ayant aucun diplôme (19.8 %), les personnes ayant un diplôme de niveau inférieur au baccalauréat (34.5 %), les personnes ayant un diplôme de niveau équivalent au baccalauréat (18.6 %) et les personnes ayant un diplôme de niveau strictement supérieur au baccalauréat (27.1 %) <sup>2</sup>. On distingue enfin six catégories sociales <sup>3</sup> : les artisans, commerçants ou chefs d'entreprise (3.4 %), les cadres (8.6 %), les professions intermédiaires (20.3 %), les employés (41.3 %), les ouvriers (12.5 %), les chômeurs n'ayant jamais travaillé et inactifs de moins de 60 ans (11.3 %) et les autres (2.1 %). On présente les estimations des coefficients  $\beta$  du modèle à risques instantanés proportionnels. Si  $\beta$  est positif, cela signifie que le risque instantané est plus élevé que celui du groupe de référence, donc que la survie est plus courte que celle du groupe de référence.

#### Les causes d'entrées en monoparentalité : principales sources des différences de durées.

Les différences de durées les plus importantes sont observées lorsqu'on regroupe les personnes selon leur cause d'entrée en famille monoparentale. Les femmes qui ont vécu une situation de monoparentalité à l'issue d'une séparation sont celles qui y passent le moins de temps. Au contraire les personnes entrées pour avoir eu un enfant en dehors d'un couple cohabitent restent le plus longtemps

2. Par souci de concision, on nommera par la suite ces quatre catégories "aucun diplôme", "bac -", "bac" et "bac +".

3. Les retraités (0.9 % des familles monoparentales) sont reclassés dans leur ancienne catégorie sociale. On ne prend pas en compte les agriculteurs qui sont trop peu nombreux, ni les inactifs.

en famille monoparentale : pour une femme, le risque instantané de sortir de la monoparentalité est 1.8 fois plus élevé lorsqu'elle est séparée que lorsqu'elle a eu un enfant hors couple.

Variable	Femmes	
	Coefficient	Valeur-p
$\beta_{séparation}$	0.61	$7.9 \times 10^{-77}$
$\beta_{décès}$	0.55	$6 \times 10^{-31}$

TABLE 4.1: Estimations des coefficients de régression  $\beta$  lorsque la variable explicative est la cause d'entrée en famille monoparentale. La catégorie de référence est "enfant hors couple".

*Champ : Femmes, France métropolitaine.*

*Source : Insee, EFL, 2011; Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

Les veuves passent également moins de temps en famille monoparentale (5.2 ans en moyenne) que celles qui ont eu un enfant hors couple (9.1 ans), mais plus de temps que les séparées (4.9 ans).

Le cadre gauche de la figure 4.4 montre les risques instantanés de base  $h_0$  estimés à l'aide d'une fonction constante par morceaux. Ces risques ont la même forme que ceux de la figure 4.3 ce qui laisse penser que l'hypothèse de proportionnalité des risques instantanés est correcte.

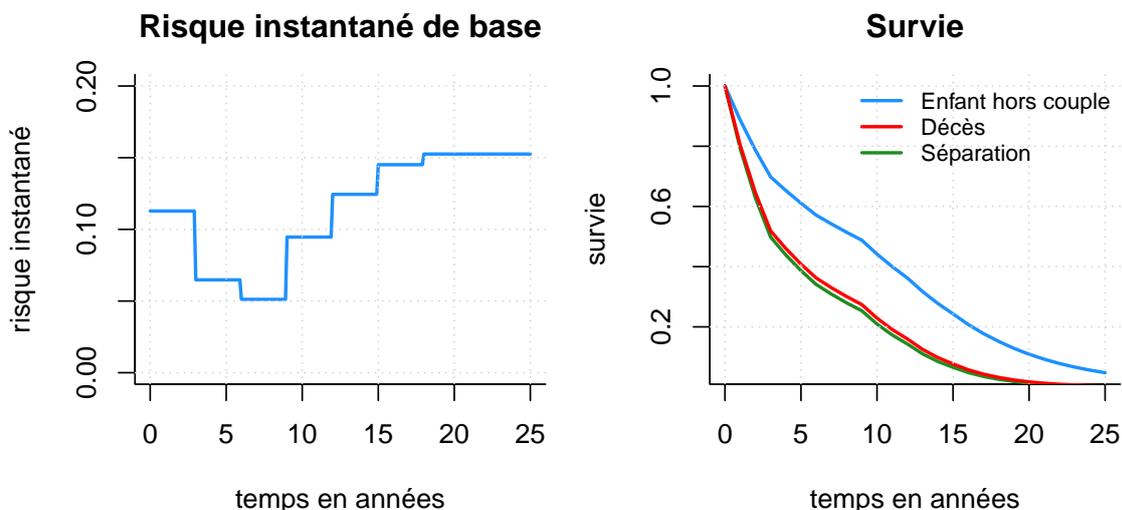


FIGURE 4.4: Estimations du risque instantané de base (à gauche) et de la survie (à droite) du temps passé en famille monoparentale en fonction de la cause d'entrée.

*Champ : Femmes, France métropolitaine.*

*Sources : Insee, EFL, 2011; Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

**Des différences de durées selon le diplôme** Les femmes sans diplôme ont un risque instantané de sortir de la monoparentalité plus faible que les autres, ce qui signifie donc qu'elles restent en moyenne plus longtemps en famille monoparentales que les femmes ayant un diplôme (tableau 4.2).

Femmes		
Variable	Coefficient	Valeur-p
$\beta_{bac-}$	0.34	$2.1 \times 10^{-28}$
$\beta_{bac}$	0.32	$6.7 \times 10^{-18}$
$\beta_{bac+}$	0.18	$4.7 \times 10^{-7}$

TABLE 4.2: Estimations des coefficients de régression  $\beta$  lorsque la variable explicative est le diplôme. La catégorie de référence est "aucun diplôme".

*Champ : France métropolitaine.*

*Source : Insee, EFL, 2011; Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

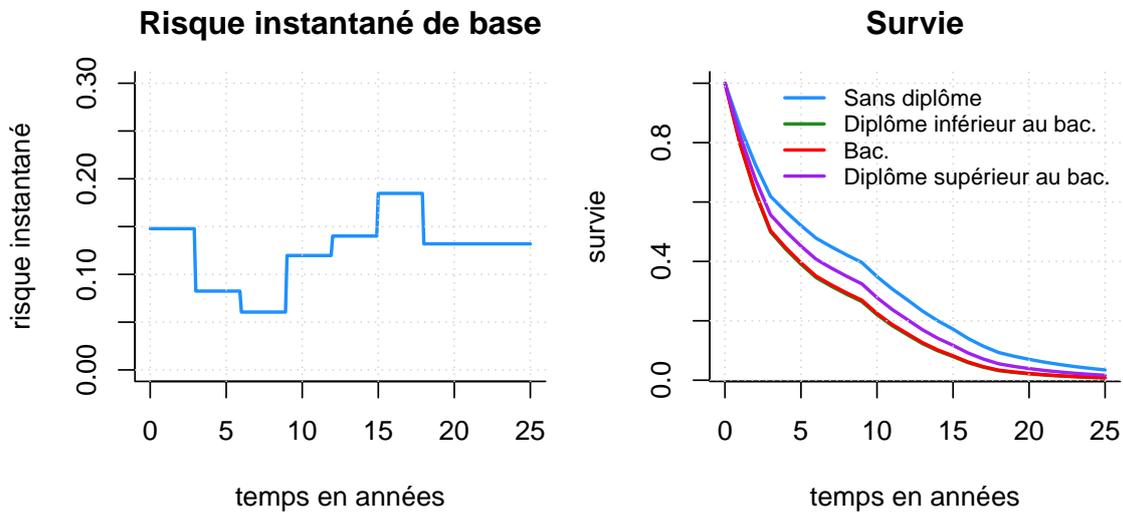


FIGURE 4.5: Estimations du risque instantané de base (à gauche) et de la survie (à droite) du temps passé en famille monoparentale en fonction du diplôme.

*Champ : Femmes, France métropolitaine.*

*Sources : Insee, EFL, 2011; Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

D'après ces estimations, les femmes n'ayant aucun diplôme restent en moyenne 7.5 ans en famille monoparentale, celles qui ont un diplôme inférieur au baccalauréat 5.1 ans, celles qui ont le baccalauréat 5.2 ans et celles qui ont un diplôme supérieur au baccalauréat 6.1 ans.

**Au contraire, la catégorie sociale semble ne pas avoir d'effet sur la durée de monoparentalité** Comme le montre le tableau 4.3, aucun coefficient n'est significatif à 5%.

	Femmes	
Variable	Coefficient	Valeur-p
$\beta_{a.c.c.}$	0.022	0.77
$\beta_{cadre}$	-0.1	0.1
$\beta_{prof.int}$	0.047	0.29
$\beta_{employé}$	0.1	0.0076

TABLE 4.3: Estimations des coefficients de régression  $\beta$  lorsque la variable explicative est la catégorie sociale. La catégorie de référence est "ouvrier".

*Champ : France métropolitaine.*

*Sources : Insee, EFL, 2011 ; Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011.*

## 4.2 Comparaison des résultats avec ERFI

Les durées des périodes de monoparentalité peuvent être censurées sur la droite dans ERFI. Pour estimer la survie on utilise l'estimateur de Kaplan-Meier. On se restreint ici aux périodes de monoparentalité qui ont commencé après 1990 (car avant 1990 on n'a pas des données sur l'ensemble de la population qui peut potentiellement entrer en monoparentalité : on risque alors de sélectionner les parents qui sont entrés jeunes dans cette situation ce qui risque de créer un biais). On considère de plus seulement les premières périodes de monoparentalité (la répartition de la durée des secondes périodes n'est pas très éloignée de celle des premières périodes).

À l'aide d'ERFI, on retrouve la même forme en "U" de risque instantané de quitter la monoparentalité (figure 4.6). Les deux risques instantanés ont les mêmes niveaux et suivent la même évolution (sauf sur la fin) ce qui indique une concordance des résultats.

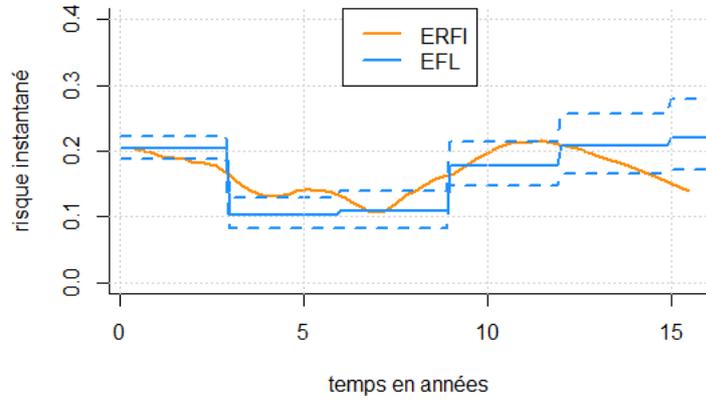


FIGURE 4.6: Comparaison du risque instantané de sortir de la monoparentalité estimé à partir d'ERFI (première période de monoparentalité débutée entre 1990 et 2005) et à partir de l'EFL.  
*Champ : France métropolitaine.*  
*Sources : Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011 et Insee, EFL, 2011.*

Pourtant, en examinant les résultats plus en détail, on s'aperçoit qu'il y a des différences lors de l'estimation par sexe : l'EFL estime des durées plus courtes pour les femmes qu'ERFI, tandis que c'est le contraire pour les hommes (figure 4.7). Il apparaît que ce sont surtout pour les durées  $\leq 9$  ans que les divergences sont les plus marquées.

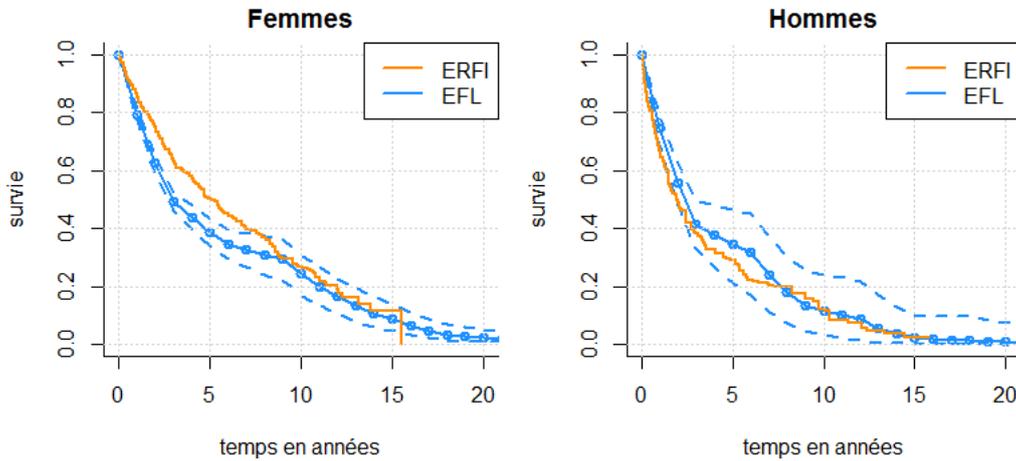


FIGURE 4.7: Comparaison de la survie du temps passé en famille monoparentale estimée à partir d'ERFI (première période de monoparentalité débutée entre 1990 et 2005) et à partir de l'EFL, en fonction du sexe. En pointillées sont indiqués les intervalles de confiance à 95%.  
*Champ : France métropolitaine.*  
*Sources : Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011 et Insee, EFL, 2011.*

	Durée moyenne		Durée médiane	
	EFL	ERFI	EFL	ERFI
Ensemble	6,1 (5,3 - 7)	6,4 (5,9 - 9,2)	3,1 (2,8 - 3,8)	4 (3,4 - 4,6)
<b>Femmes</b>				
ensemble	6,2 (5,3 - 7,3)	7,3 (6,7 - 8,2)	3 (2,7 - 3,6)	5,2 (4,6 - 5,2)
Cause d'entrée en monoparentalité				
enfant hors couple	11,1 (4,2 - 15,1)	8,5 (7,2 - 10,6)	10 (3,6 - 15,9)	3,4 (2,5 - 6)
séparation	5,8 (5 - 6,8)	6,7 (5,9 - 7,7)	2,9 (2,7 - 3,5)	1,5 (1,1 - 2)
décès	6,5 (3,4 - 10,8)	7,4 (5,6 - 10,8)	3,8 (2,2 - 10,1)	2,4 (1,8 - )
Diplôme				
sans diplôme	7,9 (3,9 - 10,7)	6,6 (5,3 - 9,5)	4,4 (2,9 - 9,6)	2,6 (1,1 - 8,1)
inférieur au baccalauréat	6 (4,8 - 7,7)	7,1 (6,2 - 8,5)	3 (2,5 - 4,3)	1,4 (0,9 - 2,3)
baccalauréat	5,8 (4 - 8)	7,8 (5,9 - 11,3)	2,6 (2,2 - 3,2)	2,1 (1,9 - 5)
supérieur au baccalauréat	7,8 (5,2 - 10,4)	8,6 (7,2 - 10,6)	5,1 (3,7 - 9,8)	1,8 (1,5 - 2,4)
<b>Hommes</b>				
ensemble	4,8 (3,5 - 7)	4,3 (3,6 - 5,3)	2,4 (1,9 - 3)	1,9 (1,5 - 2,4)

TABLE 4.4: Durées moyennes et médianes de la monoparentalité selon l'EFL (estimation du modèle) et selon ERFI, en années. Intervalles de confiance à 95% entre parenthèses.

*Champ : France métropolitaine*

*Source : Ined-Insee, Erfi, vagues 1 et 3, 2005 et 2011 et Insee, EFL, 2011.*

Le tableau 4.4 résume les résultats obtenus à partir de l'estimation du modèle présenté ici sur les données de l'EFL et les résultats obtenus directement à partir d'ERFI via des modèles de durées classiques. On présente la moyenne de la durée passée en famille monoparentale ainsi que la médiane. Dès qu'on s'intéresse à des sous-population particulières, on s'aperçoit que les intervalles de confiances estimés étant très grands, les résultats ne sont pas très précis.

### 4.3 Relation entre les stocks, les flux et les durées

Si on considère que les flux d'entrées en monoparentalité sont constants ainsi que la durée moyenne de monoparentalité, alors au bout d'un certain temps les flux de sorties vont exactement compenser les flux d'entrées et le stock n'évoluera plus. À ce moment il y a une relation simple entre le stock, les flux et les durées :

$$Stock = Flux \cdot \mathbb{E}[T]$$

Connaissant les flux et le stock, cette relation nous donne donc directement accès à la durée moyenne passée en famille monoparentale  $\mathbb{E}[T]$ .

En dehors du régime stationnaire (flux constants et égaux), l'égalité n'est plus vérifiée. En fait, si

les flux augmentent (comme c'est le cas ici avec les familles monoparentales, d'après ERFI) on doit avoir qu'une année donnée, le stock est inférieur au dernier flux multiplié par la durée moyenne :

$$Stock \leq DernierFlux \cdot \mathbb{E}[T].$$

On peut donc interpréter les estimations du tableau 4.5 comme étant la borne inférieure de la durée moyenne.

	ERFI		EFL	
	Période d'observation	Valeur	Période d'observation	Valeur
Stock	2000-2005	1441000	2011	1605000
Flux	1999-2004	241000	2010	262000
$\mathbb{E}[T]$	6 ans		6,1 ans	

TABLE 4.5: Détermination de la moyenne des durées passées en famille monoparentale à l'aide de la relation entre le stock, les flux et les durées.

Note : les familles monoparentales comptées avec l'EFL comprennent les familles dont le parent est en couple avec une personne n'habitant pas le logement.

Champ : France métropolitaine.

Source : Insee, EFL, 2011 ; Ined-Insee, Erfi, vague 1, 2005.

On retrouve les mêmes ordres de grandeur pour la durée moyenne passée en famille monoparentale (6 ans et 6,1 ans) qu'avec l'estimation de la survie (6,1 ans) : environ 6 ans.

Ceci correspond de plus au taux de renouvellement estimé à partir de l'enquête ERFI, qui est d'environ 17%. En effet le taux de renouvellement correspond à  $\frac{Flux}{Stock} = \frac{1}{\mathbb{E}[T]}$ . On a bien  $\frac{1}{6} \approx 17\%$ .

## Chapitre 5

# Limites du modèle

### 5.1 Discussion

Quatre hypothèses ont été formulées dans le cadre de la modélisation des données afin de simplifier le problème et de permettre de calculer les paramètres. La première hypothèse postule que chaque individu ne vit au plus qu'une seule période de monoparentalité. Cette hypothèse s'avère être discutable lorsqu'on regarde les résultats issus d'ERFI car la proportion de monoparents ayant vécu deux situations de monoparentalité ou plus augmente, passant de 9% pour ceux qui sont nés entre 1933 et 1942 à 22% pour ceux qui sont nés entre 1953 et 1962. Cela n'a pas toutefois de conséquence sur les estimations du modèle si chaque période de monoparentalité (que ce soit première, deuxième ou troisième) suit la même loi de durée.

La deuxième hypothèse porte sur l'indépendance entre la durée de monoparentalité  $T$  et la date d'entrée dans cette situation  $D$ . ERFI montre qu'il y a une corrélation négative entre ces deux variables aléatoires, ce qui correspond au fait qu'on reste en moyenne moins longtemps en famille monoparentale que par le passé. Les simulations montrent qu'une corrélation négative entraîne une sous-estimation de la survie avec la méthode appliquée à l'EFL. Cela n'est pas tellement gênant, puisque dans le cas d'une corrélation négative, la survie devient de plus en plus faible, et une sous-estimation de celle-ci est donc en quelque sorte une anticipation de ce qu'elle sera dans un futur proche. Les simulations ont également révélé qu'il semble très difficile d'estimer cette corrélation à l'aide des seules observations des anciennetés.

La troisième hypothèse suppose que les risques instantanés sont proportionnels entre eux. On a vu que cette hypothèse ne tient pas si on veut comparer les hommes aux femmes, ce qui est confirmé par les résultats d'ERFI. ERFI montre également que les risques instantanés ne sont pas proportionnels lorsqu'on s'intéresse à la cause d'entrée comme variable explicative. Ceci a pour conséquence qu'il ne faut pas considérer les estimations comme donnant des résultats indiscutables, comme par exemple que 80% des séparés sortent de la monoparentalité avant 10 ans contre 60% pour ceux qui ont eu un enfant hors couple. L'interprétation doit être que les séparés restent moins

longtemps que ceux qui ont eu un enfant hors couple.

La quatrième et dernière hypothèse admettant la non variabilité dans le temps des variables explicatives est discutable pour certaines de ses covariables retenues. Par exemple, rien n'affirme que le diplôme ou la catégorie sociale après 18 ans n'évolue pas. En revanche la cause d'entrée en famille monoparentale est déterminée de manière non ambiguë pour tous. Néanmoins, la mesure de ces covariables se fait au moment où l'individu est en situation de monoparentalité, et on peut raisonnablement penser que ces covariables ne changent pas, ou peu, durant cette situation. C'est bien la valeur de ces variables pendant la monoparentalité qui nous intéresse et non les valeurs qu'elles peuvent prendre avant ou après. On peut donc penser que même si cette hypothèse n'est sans doute pas tout à fait respectée, elle n'engendre pas de biais significatif sur les résultats.

Une autre source de difficulté est le fait d'estimer les flux d'entrées en famille monoparentale selon des caractéristiques individuelles données. Cela nécessite une source annexe et relativise donc l'intérêt de généraliser la méthode développée ici à d'autres enquêtes. Toutefois, il n'est pas nécessaire de connaître précisément les flux, mais seulement de déterminer leur tendance : est-ce qu'ils augmentent, diminuent ou restent constants ? Une telle estimation a ici été possible grâce à ERFI. Dans le cas où aucune information n'est disponible sur les flux, il est alors possible d'envisager plusieurs scénarios d'évolution de flux, et d'estimer les durées selon ces différents scénarios.

## 5.2 Conclusion

L'enquête ERFI permet d'avoir accès à beaucoup d'informations très intéressantes sur la monoparentalité. On a ainsi pu suivre depuis 1990 les évolutions de stock, de flux, de causes d'entrée et de sortie de la monoparentalité. Cette enquête nous renseigne aussi sur les âges des parents et l'âge des enfants au moment de l'entrée en monoparentalité. Elle permet de plus d'estimer la survie et le risque instantané de la durée de monoparentalité. Néanmoins l'enquête ERFI porte sur un nombre restreint de personnes ce qui affecte la qualité des résultats dès qu'on souhaite s'intéresser à des sous-groupes particuliers. Les données deviennent en effet insuffisantes pour donner des résultats robustes. De plus les périodes de monoparentalité ainsi que les causes d'entrée et de sortie ont été construites à l'aide des réponses des enquêtés sur leurs relations de couples ainsi que sur leurs enfants. Des réponses imprécises à ces questions peuvent nuire à la qualité des résultats par la suite. En effet, on compare les dates de formation et rupture de couple avec les dates de naissance des enfants. Or ces questions ne sont pas posées en même temps dans ERFI ce qui peut nuire à leur cohérence. En particulier on sur-estime le nombre d'hommes en familles monoparentales à partir d'ERFI.

L'EFL porte sur des effectifs bien plus importants, les questions sont moins nombreuses et ne sont pas rétrospectives. Le risque pour les personnes enquêtées de se tromper est donc plus faible que dans ERFI. Le modèle développé ici permet d'estimer les durées passées en famille monoparentale à partir de l'EFL. Pour pouvoir l'utiliser il faut connaître les flux d'entrées en famille monoparentale. Or les résultats sont assez sensibles à ces flux d'entrées : une mauvaise estimation de ces flux peut entraîner une mauvaise estimation des durées. Ces flux étant déterminés à l'aide d'ERFI, il est donc

difficile d'avoir des résultats fiables dès qu'on s'intéresse à des petites sous-populations .

Malgré ces difficultés, les résultats présentés sont cohérents entre eux et permettent d'avoir un nouvel éclairage sur les familles monoparentales.

# Bibliographie

- [1] Olivier David, Laurence Eydoux, Claude Martin, Jane Millar, and Raymonde Séchet. Les familles monoparentales en europe. Dossiers d'études 54, Caisse nationale des allocations familiales, 2004.
- [2] Olivier Chardon, Fabienne Daguët, and Émilie Vivas. Les familles monoparentales - des difficultés à travailler et à se loger. Insee première 1195, Institut nationale de la statistique et des études économiques, juin 2008.
- [3] Les familles monoparentales souvent en situation de précarité. Insee analyses 2, Institut nationale de la statistique et des études économiques, octobre 2014.
- [4] Nathalie Garrigues, Mathilde Pierre, and Frédéric Arnaud. Familles monoparentales : plutôt urbaines et plus précaires. Focal, Insee Limousin 63, Institut nationale de la statistique et des études économiques, mars 2010.
- [5] Élisabeth Algava. Les familles monoparentales en france : progression et diversité. *Population*, 57(4-5) :733–758, janvier 2009.
- [6] Présentation, questionnaire et documentation de l'"étude des relations familiales et intergénérationnelles" (erfi). Documents de travail 133, Ined, janvier 2006.
- [7] Buisson Guillemette, Costemalle Vianney, and Daguët , Fabienne. Depuis combien de temps est-on parent de famille monoparentale? *Insee Première*, (1539), mars 2015.
- [8] Marie Acs, Bertrand Lhommeau, and Émilie Raynaud. Les familles monoparentales depuis 1990. *Dossiers solidarité et santé*, (67), juillet 2015.
- [9] Stephen Nickell. Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica*, 47(5) :1249–1266, septembre 1979.
- [10] J.P. Florens, D. Fougère, and M. Mouchart. Technical report.
- [11] David Cox. Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B.*, 34(2) :187–220, 1972.
- [12] Tony Lancaster. *The econometric analysis of transition data*. Cambridge university press edition, 1990.

# Annexes

## Questions utilisées pour déterminer les périodes de monoparentalité dans ERFI

### D. Histoire du couple (Variables préfixées CD\_)

<p>Nous entendons par « vie en couple » le fait d'avoir vécu sous le même toit avec un conjoint pendant au moins trois mois de suite. (En dehors de votre vie de couple actuelle), avez-vous auparavant vécu en couple ou avez-vous déjà été marié ce que vous voulez au quotidien ?</p> <p>1. Oui 2. Non</p>	<p>CD_DEJACOU</p>
<p>Comment ce couple a-t-il pris fin ?</p> <p>1. Rupture 2. Décès de votre conjoint</p> <p>Quand cela s'est-il produit ? Indiquer le mois (1 à 16, Ne sait pas) (hiver=13, printemps=14, été=15, automne=16)</p> <p>Indiquer l'année (1950 à 2005, Ne sait pas)</p> <p><i>(Si CD_MARIE=1 ou CD_PACS=1) et CD_RUPT = 1 (les personnes étaient mariées ou pacsées et ont rompu) :</i> Avez-vous divorcé* ou êtes-vous en instance de le faire ? * rompu votre pacs</p> <p>1. Divorcé / Rompu votre Pacs 2. En instance 3. Non</p> <p><i>Si CD_DIV = 1 ou 2 : Quand avez-vous divorcé* (entamé cette procédure de divorce** ) ?</i> * rompu votre pacs, procédure de rupture du Pacs Indiquer le mois (1 à 12, Ne sait pas) (hiver=13, printemps=14, été=15, automne=16)</p> <p>Indiquer l'année (1950 à 2005, Ne sait pas)</p> <p><i>Si CD_DIV = 1 ou 2 : Qui a officiellement demandé le divorce* ?</i> * la rupture du Pacs</p> <p>1. Vous 2. Vous et votre conjoint 3. Votre conjoint</p>	<p>CD_RUPT</p> <p>CD_MRUPT</p> <p>CD_ARUPT</p> <p>CD_DIV</p> <p>CD_MDIV</p> <p>CD_ADIV</p> <p>CD_ORIDIV</p>

FIGURE 1

