



HAL
open science

Essais sur l'offre de travail et l'entrée dans la vie adulte : application à la France

Vincent Vergnat

► **To cite this version:**

Vincent Vergnat. Essais sur l'offre de travail et l'entrée dans la vie adulte : application à la France. Economies et finances. Université de Strasbourg, 2017. Français. NNT : 2017STRAB005 . tel-01717234

HAL Id: tel-01717234

<https://theses.hal.science/tel-01717234v1>

Submitted on 26 Feb 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

ÉCOLE DOCTORALE AUGUSTIN COURNOT

Bureau d'Économie Théorique et Appliquée (UMR 7522)

THÈSE présentée par :

Vincent VERGNAT

soutenue le : **06 décembre 2017**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'Université de Strasbourg**

Discipline/S spécialité : Sciences-Économiques

Essais sur l'offre de travail à l'entrée dans la vie adulte : application à la France

THÈSE dirigée par :

Monsieur KOEBEL Bertrand

Professeur, Université de Strasbourg

RAPPORTEURS :

Madame STANCANELLI Elena

Directrice de Recherche, CNRS et Paris School of Economics

Monsieur LEGENDRE François

Professeur, Université Paris-Est Créteil

AUTRES MEMBRES DU JURY :

Monsieur LEFEBVRE Mathieu

Maître de Conférence HDR, Université de Strasbourg

Monsieur WILKE Ralf

Professeur, Université de Strasbourg

Monsieur WOLFF François-Charles

Professeur, Université de Nantes



**THÈSE DE DOCTORAT DE
L'UNIVERSITÉ DE STRASBOURG**

École Doctorale Augustin Cournot

Bureau d'Économie Théorique et Appliquée

Présentée par

Vincent VERGNAT

En vue de l'obtention du grade de

Docteur en Sciences-Économiques

Sujet :

**Essais sur l'offre de travail à l'entrée dans la
vie adulte : application à la France**

Thèse soutenue le 6 décembre 2017

Composition du jury :

Mme. Elena STANCANELLI	Rapporteur, Paris School of Economics
M. François LEGENDRE	Rapporteur, Université Paris-Est Créteil
M. François-Charles WOLFF	Examineur, Université de Nantes
M. Mathieu LEFEBVRE	Examineur, Université de Strasbourg
M. Ralf WILKE	Examineur, Université de Strasbourg
M. Bertrand KOEBEL	Directeur de thèse, Université de Strasbourg

Membre invité :

Mme. Isabelle TERRAZ	Université de Strasbourg
----------------------	--------------------------

« L'Université de Strasbourg n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs. »

Remerciements

L'aboutissement de cette thèse, résultant de trois années de travail au BETA, n'aurait jamais vu le jour sans le soutien et l'aide de nombreuses personnes !

En tout premier lieu, je voudrais remercier Bertrand Koebel qui a accepté d'encadrer cette thèse, pour ses conseils avisés, pour sa disponibilité et pour m'avoir permis de rencontrer de nombreux chercheurs dans mon domaine. Je remercie également Isabelle Terraz pour m'avoir initié à la recherche dans le cadre de mon master 2 et pour ses retours sur les travaux qui composent cette thèse. Je suis aussi reconnaissant à Mathieu Lefebvre et Ralf Wilke pour les remarques qu'ils ont émises sur les différents travaux de cette thèse. Et merci à Kim Pham et Phu Nguyen-van de m'avoir encouragé.

Je remercie très sincèrement Elena Stancanelli, François Legendre et François-Charles Wolff d'avoir accepté de consacrer du temps pour évaluer cette thèse.

C'est avec beaucoup d'émotion que je remercie également les doctorants, collègues et amis qui ont été présents pendant ces trois années. Un grand merci pour leurs soutiens, encouragements, débats, conseils et surtout pour leur bonne humeur... Je remercie tout particulièrement Bruno qui m'a beaucoup appris en particulier en programmation informatique. Ça a été un plaisir de travailler en collaboration avec lui, de débattre et de partager pendant 2 ans le bureau 234. Un grand merci également à Audrey-Rose, mon autre collaboratrice, pour ce projet si passionnant qui nous a fait travailler ensemble et également pour son soutien tout le long de cette thèse. Merci aussi à Nuria et Sila pour leurs nombreux encouragements. Je n'oublie pas Anh, Benjamin, Cyrielle, Déborah, Emre, Faustine, Frédéric, Guillaume, Hava, Laetitia, Laurène, Lucie, Nguyen, Nicolas, Nicolas, Paolo, Rémy, Thierry, Thomas, Yann qui ont été présents pendant cette aventure et avec qui j'ai passé de très bons moments.

Je suis également très reconnaissant aux différents organismes qui ont permis la réalisation de cette thèse. Tout d'abord au BETA, qui m'a fourni le support in-

tellectuel et matériel nécessaire à la réalisation mon doctorat ; à l'Ecole Doctorale Augustin Cournot de m'avoir fait confiance en m'accordant un contrat doctoral en 2014. Je remercie également la Faculté des Sciences Sociales de Strasbourg de m'avoir initié à l'enseignement, activité qui m'a énormément plu et apporté. Enfin, sans Eurostat, l'INSEE et le CASD cette thèse n'existerait pas. Je les remercie d'avoir mis à disposition leurs données.

Je voudrais aussi adresser mes remerciements à Danielle, Géraldine, Jane et Virginie, qui ont toujours été disponibles, patientes, efficaces et souriantes, et m'ont aidé dans les nombreuses démarches administratives.

Pour finir, mes remerciements et non des moindres à tous ceux qui, non-économistes, m'ont soutenu, m'ont accompagné, et m'ont donné le courage d'effectuer cette thèse. A mes amies depuis toujours Aurélie, Caroline, Emefa, Laure et Mathilde. A Safia, qui m'a toujours soutenu, du master au doctorat. À mes grandes sœurs, qui m'ont toujours tellement apporté. A mes parents pour leur soutien extraordinaire. A mon père qui m'a donné le goût de la recherche et à ma mère pour m'avoir transmis son intérêt pour les domaines économique et social. Enfin, Frédéric, pour son soutien sans faille depuis le début de cette aventure et d'avoir eu la patience de me supporter pendant mes moments de doute.

Sommaire

1	Introduction générale	11
1.1	Être jeune en France aujourd'hui	14
1.1.1	Les jeunes en France comparés à leurs voisins Européens . . .	15
1.1.2	Évolution de la situation des jeunes en France	24
1.2	Problématique et plan de thèse	32

I L'entrée dans la vie adulte : indépendance et emploi, des enjeux majeurs **37**

2	Les décisions des jeunes à l'entrée dans la vie adulte en France : la famille, un facteur primordial ?	39
2.1	Introduction	39
2.2	Revue de la littérature	41
2.3	Les données	44
2.4	Statistiques descriptives	48
2.5	Modèle empirique et stratégie d'estimation	55
2.6	Résultats d'estimation	58
2.6.1	Les déterminants de la probabilité de décohabiter	58
2.6.2	Les déterminants de la probabilité d'étudier	63
2.6.3	Les déterminants du choix de devenir actif	65
2.7	Conclusion	66
2.8	Annexe	69

3	Lutte contre la pauvreté et incitations à l'emploi : quelle politique pour les jeunes ?	71
3.1	Introduction	71
3.2	Le contexte économique et social des jeunes en France	74
3.3	Présentation des réformes	79
3.4	Évaluation empirique des réformes	84
3.4.1	Le modèle de microsimulation	85

3.4.2	Modèle structurel d'offre de travail	89
3.4.3	Impact redistributifs avant changement de comportements	95
3.4.4	Impact redistributifs après changement de comportements	100
3.5	Conclusion	110
3.6	Annexes	111
3.6.1	Annexe 1 : structure du RSA et de la PPE	111
3.6.2	Annexe 2 : EUROMOD	114
3.6.3	Annexe 3 : estimation et prédiction des salaires par la méthode d'heckman	116

II Fonder une famille : quelles conséquences sur la carrière ? **121**

4 Fonder une famille, un avantage ou un inconvénient pour la carrière ? **123**

4.1	Introduction	123
4.2	Family wage gap : une revue de la littérature	125
4.2.1	Family wage gap : de nombreuses études sur les femmes	125
4.2.2	Family wage gap : les hommes sont-ils également concernés ?	129
4.3	Politiques publiques de conciliation vie familiale et vie professionnelle en France	132
4.4	Analyse empirique du family wage gap en France : prise en compte du niveau d'éducation et du temps d'arrêt de travail	137
4.4.1	Présentation des données	138
4.4.2	Préparation des données	139
4.4.3	Analyse descriptive	141
4.4.4	Méthodologie économétrique	152
4.4.5	Création des groupes de traitement et de contrôle	154
4.4.6	Résultats	157
4.5	Conclusion	168
4.6	Annexes	170
4.6.1	Annexe 1 : préparation des données	170
4.6.2	Annexe 2 : description des groupes de traitement et de contrôle	172
4.6.3	Annexe 3 : graphiques de tendance commune	173

5 Retour à l'emploi après une naissance : quels facteurs importent ? **179**

5.1	Introduction	179
5.2	Les transitions maternité-emploi dans la littérature	180
5.3	Analyse empirique du retour à l'emploi après une première naissance	187

5.3.1	Présentation des données	187
5.3.2	Analyse descriptive	190
5.3.3	Méthodologie économétrique	196
5.3.4	Résultats	201
5.4	Conclusion	206
5.5	Annexe	208
6	Conclusion générale	211
6.1	Résultats principaux	212
6.2	Limites et perspectives	213

Chapitre 1

Introduction générale

« Youth would be an ideal state if it came a little later in life. »

Herbert Henry Asquith, in *Observer*, 15 April 1923¹

Le passage à l'âge adulte (« transition to Adulthood ») est une période passionnante à étudier à de multiples points de vue et nombreux sont les experts qui s'y intéressent, du psychologue au sociologue, en passant par le démographe et l'économiste. L'entrée dans la vie adulte est une période de bouleversement très importante dans la vie d'une femme ou d'un homme et l'angle d'analyse adopté par les différentes disciplines n'est pas le même. Ainsi, l'économiste va utiliser les méthodes de l'analyse économique pour comprendre ce phénomène; les notions d'offre de travail, de formation des salaires, de choix rationnels vont donc ponctuer la lecture de ce document.

Cette thèse étudie l'entrée dans la vie adulte du point de vue du marché du travail. Elle aborde notamment les thèmes de l'incitation à l'emploi, des choix d'offre de travail et d'éducation ou encore de la conciliation entre la vie professionnelle et la vie familiale.

Pour comprendre les enjeux de la transition entre l'adolescence et l'âge adulte, il faudrait définir précisément la notion d'entrée dans la vie adulte. Est-ce une question d'âge? d'étapes psychologiques? de situation socio-économique? La littérature a finalement retenu comme primordiale la notion de degré d'indépendance économique pour définir l'âge adulte, c'est cette définition que nous allons utiliser.

Selon la contribution séminale de Modell *et al.* (1976), la transition vers l'âge adulte peut-être basée sur cinq marqueurs d'indépendance :

1. Premier ministre du Royaume-Uni de 1908 à 1916

1. fin des études ;
2. premier emploi ;
3. départ du foyer parental ;
4. mariage ;
5. création d'un ménage (premier enfant).

Chacun de ces seuils marque un pas supplémentaire de l'individu vers l'indépendance, en d'autres termes, vers l'âge adulte. Cependant, ils sont non-inéluçtables et non-irréversibles (sauf pour le dernière). Cela signifie que tous les individus ne franchissent pas forcément l'ensemble de ces 5 étapes, par exemple, certaines personnes ne se marient jamais et/ou n'ont jamais d'enfant. De plus, le passage d'un seuil n'est pas définitif, en effet, on peut arrêter ses études et les reprendre plus tard, se marier puis divorcer... Ces « retours en arrière » sont d'ailleurs beaucoup plus récurrents dans notre société actuelle que cela était le cas il y a 50 ans.

Bien que la société contemporaine, qui a fortement évolué en quelques décennies, a sensiblement diversifié et augmenté la durée de cette transition, ces cinq seuils sont encore traditionnellement utilisés dans la littérature. Cependant, il est vrai que certains de ces marqueurs peuvent être discutés. Ainsi, au lieu de parler de mariage, on va plutôt parler de formation d'une première union. En effet, le nombre de mariages s'est fortement réduit et les couples cohabitants non-mariés sont de plus en plus nombreux et tolérés dans la société. D'après Prioux (2009), la proportion de couples commençant à vivre ensemble sans être mariés atteint 90% dans les années 1990 contre 10% à la fin des années 1960. Il y a eu une certaine déstandardisation de la transition vers l'âge adulte avec le temps dans l'ensemble des pays développés (Elzinga et Liefbroer, 2007). En effet, les parcours familiaux des jeunes se sont diversifiés ; les jeunes s'écartent du modèle traditionnel de transition vers l'âge adulte. De plus, cette transition a aussi lieu de plus en plus tard (voir, par exemple, Galand (2000) pour le cas de la France). De ce fait, il est difficile de réduire la transition vers l'âge adulte à une tranche d'âge.

Les étapes d'entrée dans la vie adulte ne sont pas sans liens avec l'économie. Billari (2004) explique que les facteurs économiques de long terme tels que le type d'état providence et les politiques socio-économiques (politiques familiales, fiscales...) mises en place sur du court terme ont une influence sur les étapes d'entrée dans la vie adulte, comme le montre d'ailleurs la diversité des transitions vers l'âge adulte dans les différentes économies européennes. Les changements dans l'environnement économique peuvent entraîner des modifications dans les opportunités

auxquelles font face les jeunes adultes et ainsi modifier leurs comportements.

La difficulté de l'étude de la transition vers la vie adulte est qu'elle résulte généralement de décisions qui sont prises de façon simultanée. Finir ses études, chercher un emploi, quitter le foyer parental, vivre avec un partenaire sont des décisions qui sont prises dans un laps de temps généralement très court. De plus, les situations sont nombreuses : comment doit-on considérer un jeune qui vit seul durant ses études mais vit avec ses parents le reste de l'année ? Est-il corésident ou décohabitant ? Un étudiant qui travaille pendant ses études doit-il être considéré comme un actif occupé à part entière ? Comment prendre en compte les aides fournies par les parents, que ce soient des aides financières ou des aides en nature ? Les définitions et les données utilisées sont donc d'une importance primordiale pour étudier les jeunes adultes.

Une autre difficulté majeure pour l'étude de l'offre de travail des jeunes est liée à la mesure des revenus. Cette question est extrêmement complexe et les enquêtes qui ont été réalisées jusqu'à présent ne permettent pas une mesure satisfaisante de ces revenus. Les deux enquêtes habituellement utilisées en France pour mesurer les niveaux de vie sont l'« Enquête Revenus Fiscaux et Sociaux » (ERFS) et l'enquête « Statistiques sur les Ressources et les Conditions de Vie » (SRCV). Comme l'explique Lhommeau (2014), l'enquête SRCV semble plus adaptée que l'enquête ERFS pour étudier le niveau de vie des jeunes adultes. En effet, cette dernière enquête résulte d'un appariement avec les données fiscales, elles ne prennent donc pas en compte, par exemple, qu'une partie des revenus des étudiants sont non-imposables. Elle agrège également les revenus du foyer fiscal (donc des jeunes qui ont décohabités mais qui restent rattachés fiscalement au foyer de leurs parents). Par conséquent, malgré des imputations, les revenus des jeunes adultes sont mal appréhendés. L'enquête SRCV permet une plus grande précision sur les revenus des jeunes car elle interroge directement chaque membre du foyer sur ses revenus personnels. Elle prend également en compte les transferts monétaires réguliers entre différents ménages, ce que ne fait pas l'enquête ERFS. Cette composante semble essentielle pour l'étude du niveau de vie des jeunes adultes décohabitants car ils bénéficient souvent d'une aide monétaire régulière des parents (Robert-Bobée, 2002; Lhommeau, 2014). Par contre, les deux enquêtes ne prennent pas en compte les aides occasionnelles dont bénéficient fréquemment les jeunes (Portela *et al.*, 2014).

La Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) conjointement avec l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), ont créé une enquête, réalisée en 2014, intitulée « Enquête

Nationale sur les Ressources des Jeunes » (ENRJ). Cette enquête permet de pallier les inconvénients des enquêtes ERFS et SRCV. L'enquête ENRJ interroge 5800 jeunes de 18 à 24 ans résidant en France (hors Mayotte) sur les ressources détaillées dont ils disposent ainsi que sur des sujets annexes comme les conditions de vie et la santé. L'originalité de cette enquête est qu'elle interroge également, quand cela est possible, les parents des jeunes adultes. De plus, contrairement aux enquêtes traditionnelles, cette enquête interroge également les jeunes vivant dans un logement collectif de type foyer de jeunes travailleurs ou cité universitaire. En effet, d'après l'enquête ENRJ, 7 % des jeunes vivent, au moins en partie, dans ce type de logement.

Les enquêtes nommées ci-dessus ne permettent pas de suivre, sur une longue période, les événements familiaux et professionnels qui touchent les individus. Cependant, le recours à des bases de données administratives permet de pallier ce manque d'informations et de pouvoir étudier les effets sur le moyen terme et le long terme d'événements qui touchent les jeunes adultes. Ainsi, une partie de cette thèse aura recours au panel Déclaration Annuelle des Données Sociales - Échantillon Démographique Permanent (DADS-EDP).

Avant d'analyser ces données, il faut comprendre ce que représente la jeunesse. En effet, dans la vie de tous les jours, notamment dans la presse, « l'entrée dans la vie adulte », « la jeunesse », « les jeunes » sont souvent associés à « pauvreté », « chômage », « précarité », « mal logement ». En effet, les jeunes européens se considèrent moins bien lotis socialement que la famille dans laquelle ils ont grandi (Grobon et Portela, 2016). Concernant la perception de l'avenir, les jeunes français sont les moins optimistes d'Europe. En 2012, seuls 61 % des 18-29 ans se considèrent toujours optimistes concernant leur avenir (Grobon et Portela, 2016). Le pessimisme des jeunes français est-il justifié ? Un état des lieux de la situation des jeunes en France s'impose.

1.1 Être jeune en France aujourd'hui

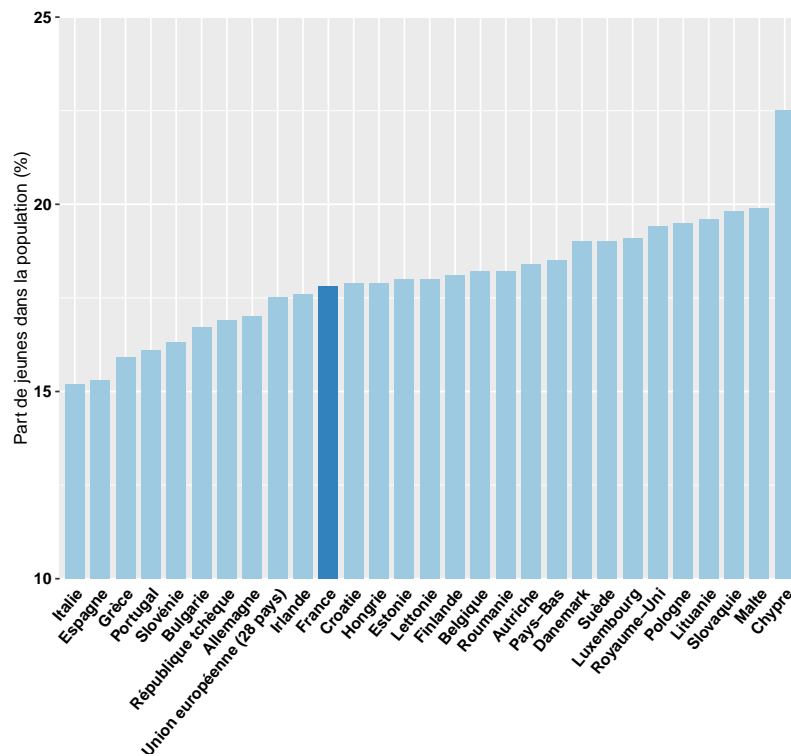
Un état des lieux de la jeunesse n'est pas un exercice facile au vu de la pluralité et l'instabilité des situations vécues par les jeunes. Nous ne nous intéressons dans le cadre de cette thèse qu'à certains aspects socio-économiques de la vie des jeunes qui sont : la pauvreté, l'emploi, les études et la situation familiale. Avant d'analyser l'évolution de la situation des jeunes français durant les dernières décennies, nous allons comparer la position des jeunes français face à leurs voisins Européens.

1.1.1 Les jeunes en France comparés à leurs voisins Européens

Bien qu'il soit difficile de cantonner les jeunes adultes à une tranche d'âge, il est nécessaire, pour des raisons pratiques, d'en définir une. Si nous retenons comme tranche d'âge les 15-29 ans, la France compte, en 2015, 17,8 % de jeunes, ce qui est très légèrement supérieur à la moyenne européenne (17,5 %) et proche de la proportion en Allemagne (voir graphique 1.1). L'importance des jeunes dans la population nécessite qu'on leur apporte une attention particulière, d'autant plus que leur situation vis-à-vis de la pauvreté et de l'emploi est fragile. Le taux de pauvreté des jeunes français est de 19,6 % en 2013, certes légèrement en-dessous de la moyenne européenne et relativement bien en-dessous des pays d'Europe du Sud (Italie, Portugal, Espagne, Grèce) mais la France fait quand même moins bien qu'une majorité de pays européens (graphique 1.2).² Parmi les pays avec un taux de pauvreté plus important se trouvent également le Danemark et la Suède mais dans ces deux pays, la pauvreté des jeunes semble transitoire et liée au mode de vie dans ces sociétés. En effet, l'étude de Mendola *et al.* (2009) montre, en comparant le Danemark avec d'autres pays européens, que dans ce pays les jeunes ont tendance à quitter prématurément le foyer parental, accentuant ainsi la récurrence de la pauvreté, mais celle-ci diminue fortement par la suite. Il n'y a donc pas de persistance de la pauvreté au Danemark. Ces résultats sont confirmés par une étude récente de Ayllon (2015) qui étend ces conclusions à la Finlande. Cette caractéristique est certainement applicable à la Suède qui a aussi un système de protection sociale dit « social-démocrate » caractérisé par une protection sociale forte et un âge moyen du départ du foyer parental très bas. En termes de ratio de chômage (proportion de jeunes au chômage), la France, avec 10,1 % de jeunes au chômage en 2015, est en queue de classement avec de nombreux pays d'Europe du Sud et à l'opposé de son voisin Allemand (graphique 1.3).

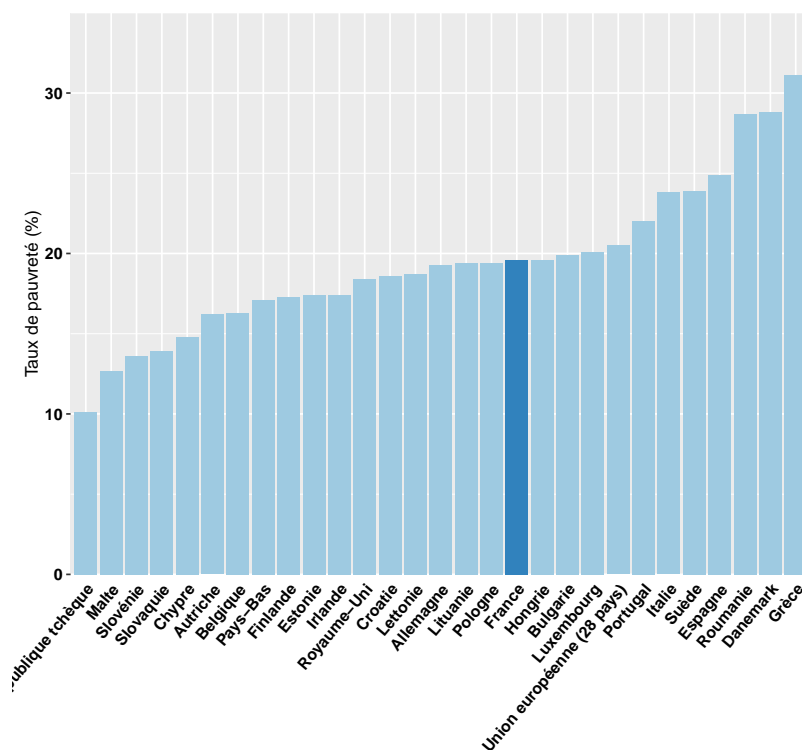
2. Le taux de pauvreté est défini par la proportion de personnes vivant dans un ménage ayant un niveau de vie inférieur à 60 % de la médiane des niveaux de vie de l'ensemble de la population.

Graphique 1.1 : Part de jeunes (15-29 ans) dans la population en 2015



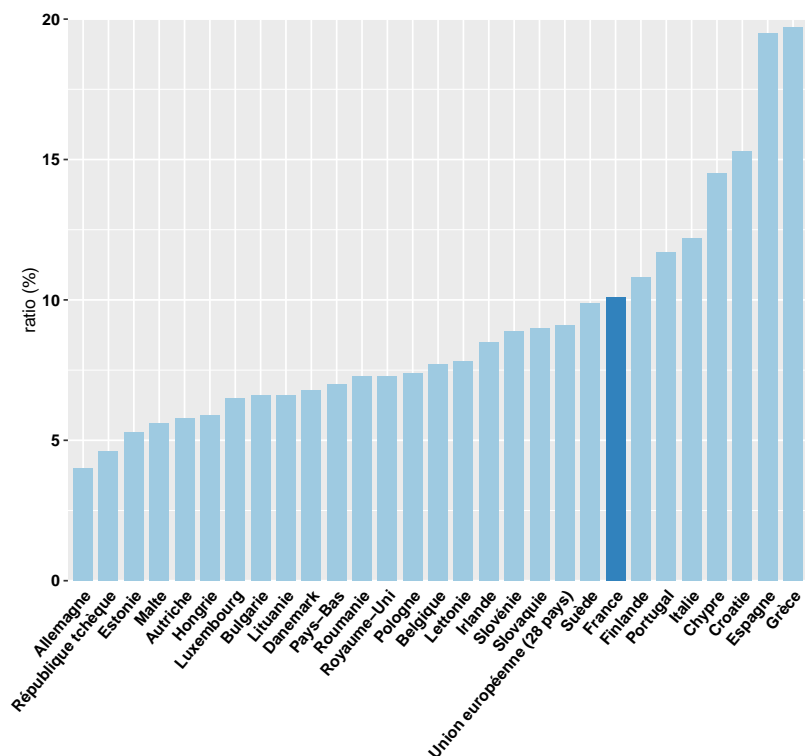
Source : Eurostat

Graphique 1.2 : Taux de pauvreté des jeunes (15-29 ans) en 2013



Source : Eurostat

Graphique 1.3 : Ratio de chômage des jeunes (15-29 ans) en 2015



Source : Eurostat

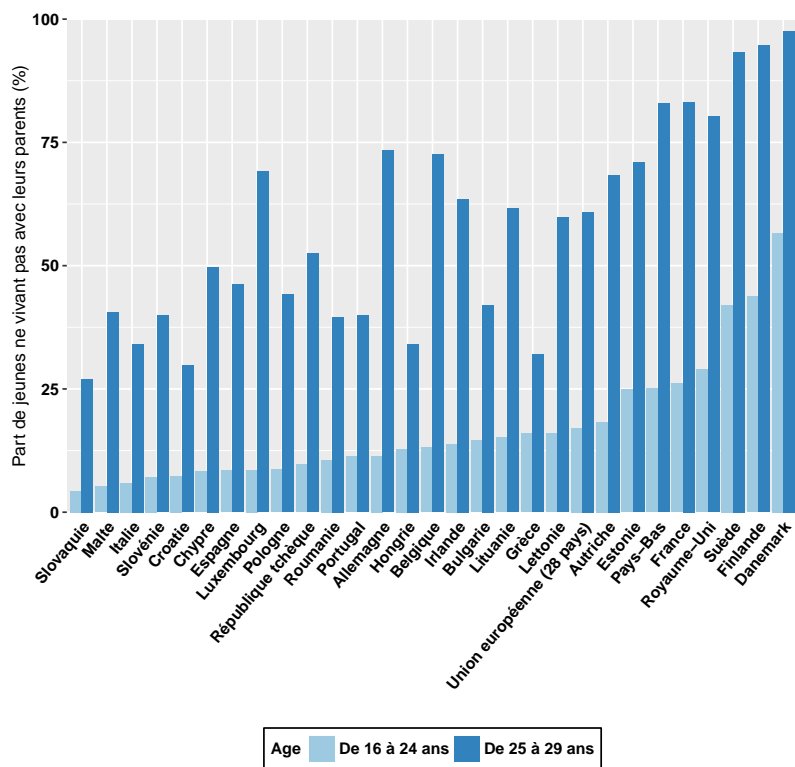
Concentrons nous désormais sur les étapes de l'entrée dans la vie adulte en Europe. Comme expliqué précédemment, les jeunes des pays sociaux-démocrates (Danemark, Suède, Finlande) sont les premiers à quitter le foyer parental. Plus de la moitié des jeunes danois de 16 à 24 ans ont quitté le foyer parental contre un quart en France et seulement 4 % en Slovaquie (graphique 1.4). Ce sont dans les pays d'Europe du Sud et d'Europe centrale que le départ se fait de façon la plus tardive, avec un âge moyen du départ du foyer parental de plus de 30 ans en Italie ou Slovaquie contre 19,7 ans en Suède. La France se situe dans une situation intermédiaire avec un âge moyen au départ du foyer parental de 23,9 ans (graphique 1.5).

Nous remarquons d'ailleurs, sur les graphiques 1.3 et 1.5, que les pays où l'âge moyen au départ du foyer parental est le plus élevé (l'Espagne, l'Italie, la Grèce et le Portugal) sont aussi les pays où le ratio de chômage des jeunes est important. En effet, d'après l'étude de Becker *et al.* (2010), le départ du foyer parental est corrélé avec l'insécurité en emploi perçue, même après avoir contrôlé pour les différences culturelles entre pays. Becker *et al.* (2010) montrent que l'insécurité en emploi perçue augmente significativement la corésidence des jeunes à l'inverse du sentiment d'insécurité des parents qui lui, réduit la corésidence. Le lien entre

l'emploi et la décohabitation a déjà été mis en avant à partir des années 1980 pour les États-Unis McElroy (1985) ou par Laferrère (2005) pour la France.

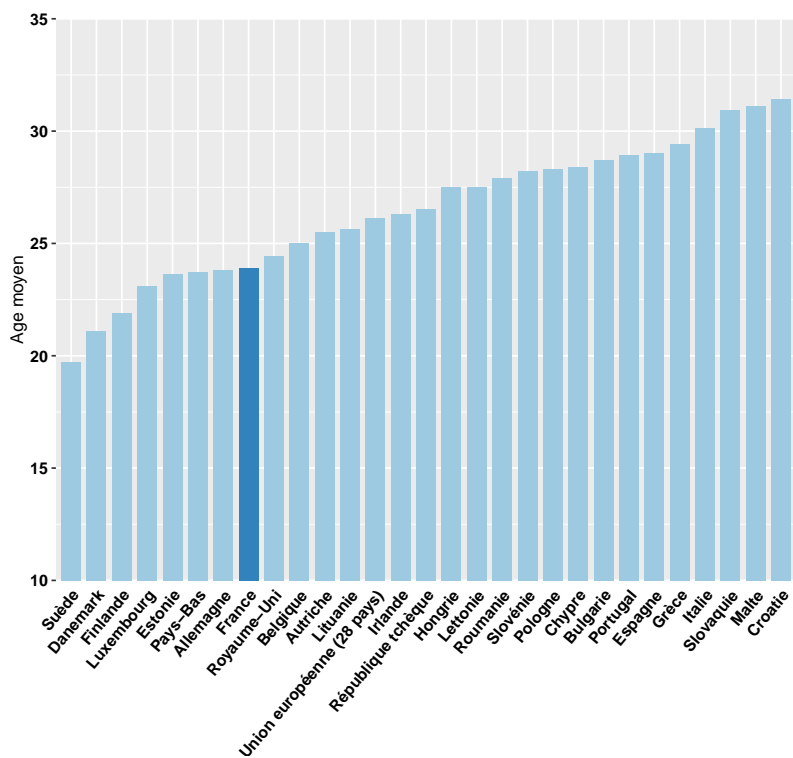
Évidemment, les différences culturelles entre pays jouent également un rôle. Giuliano (2007) étudie l'impact de la révolution sexuelle des années 1970 sur les comportements des jeunes en termes de cohabitation. L'hypothèse testée profère que la libéralisation des attitudes parentales aurait permis de réduire le coût privé de la cohabitation parentale et ainsi d'augmenter la proportion de jeunes cohabitants en Europe du sud en retardant le départ du foyer parental (en retardant par la même occasion l'âge au mariage qui est souvent la condition préalable à la décohabitation du jeune dans ces pays). Pour tester cette hypothèse, elle étudie la seconde génération d'immigrés européens aux États-Unis (permettant de contrôler pour l'environnement économique et les institutions) et montre que les descendants d'immigrés d'Europe du Sud cohabitent plus souvent avec leurs parents que les descendants d'immigrés d'Europe du Nord. Elle remarque également l'augmentation forte de jeunes cohabitants parmi les immigrés d'Europe du Sud entre les années 1970 et 1990. La révolution sexuelle n'a pas, ou peu, impacté les pays d'Europe du Nord où la décohabitation rapide a toujours été la norme. Le prix des logements est une autre hypothèse testée pour expliquer l'augmentation de la proportion de jeunes décohabitants chez les européens du Sud. En effet, ces derniers préfèrent être propriétaire d'un logement plutôt que locataire. Ainsi, une augmentation de prix des logements peut retarder le départ du foyer parental des jeunes. Cependant, cette dernière hypothèse n'est pas vérifiée dans l'étude de Giuliano (2007). Cette étude met également en avant la place intermédiaire des jeunes français. En effet, les descendants d'immigrés français ont, selon cette étude, connu une évolution forte de la proportion de jeunes cohabitants entre les années 1970 et 1990 mais dans une moindre mesure que les autres pays méditerranéens.

Graphique 1.4 : Part de jeunes ne vivant pas avec leurs parents en 2013



Source : Eurostat

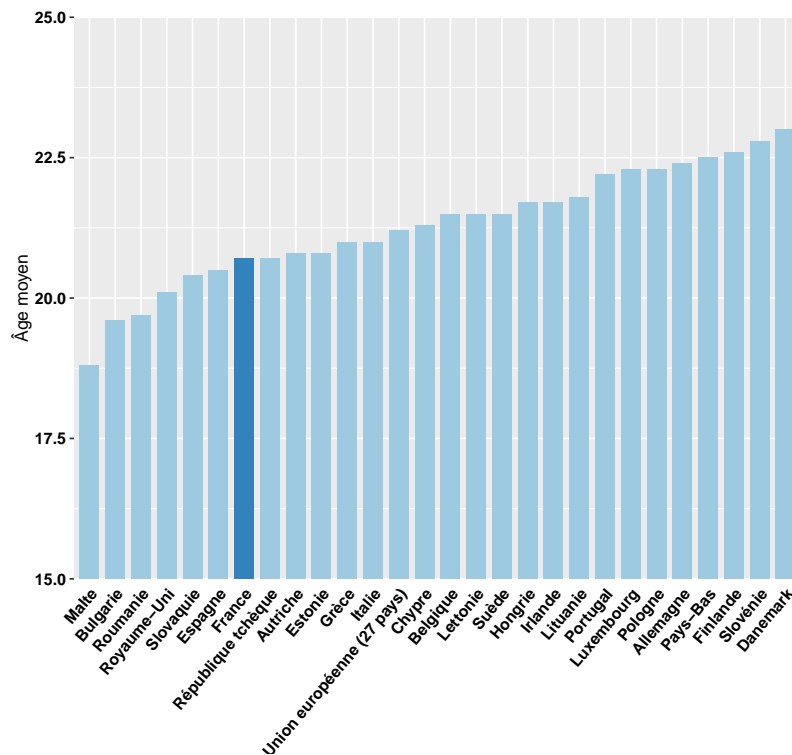
Graphique 1.5 : Âge moyen du départ du foyer parental (2015)



Source : Eurostat

L'âge moyen de la sortie du système éducatif est de 20,7 ans en France en 2009, légèrement en deçà de la moyenne européenne qui est à 21,2. La France est ainsi un des pays d'Europe où cet âge est le plus faible (graphique 1.6). L'étude de Hauschildt *et al.* (2015) montre que seul 2 % des jeunes français et maltais intègrent l'enseignement supérieur plus de deux ans après avoir fini l'école secondaire contre plus de 30 % dans les pays scandinaves. Dans ces derniers, les jeunes adultes ont très souvent une expérience professionnelle avant d'entrer à l'université. Ceci explique, notamment, l'âge moyen de sortie du système éducatif plus important dans ces pays. En Allemagne, par contre, la part de jeunes qui retardent l'entrée à l'université est assez faible mais 16 % des étudiants allemands effectuent au moins une année de transition au cours de leurs études supérieures contre 5% des jeunes étudiants français. Les différences entre pays européens peuvent donc résulter de culture, systèmes éducatifs et de marchés du travail différents.

Graphique 1.6 : Âge moyen à la sortie du système éducatif (2009)



Source : Eurostat

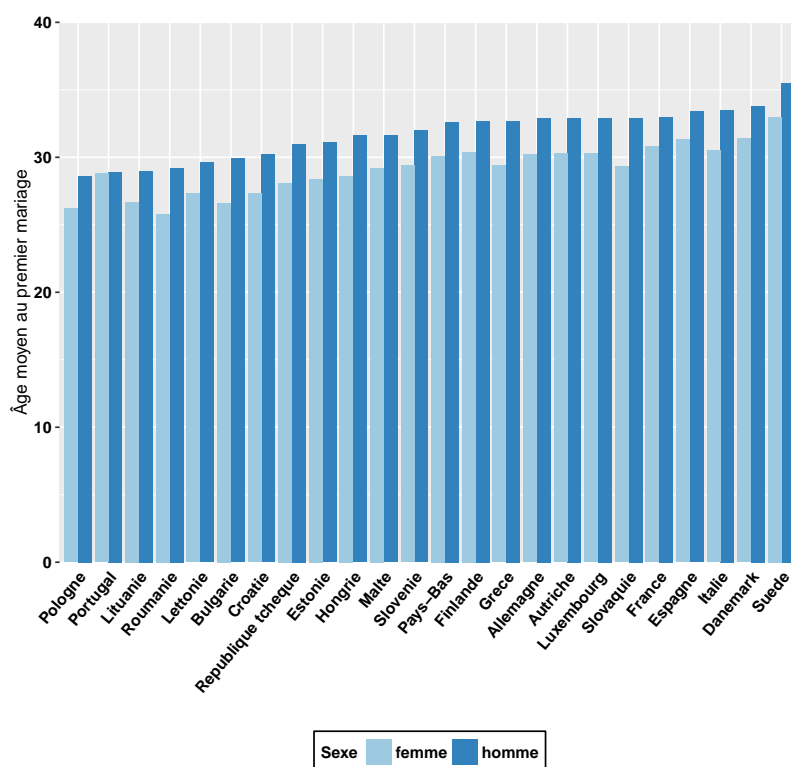
L'âge moyen au premier mariage est plus élevé chez les hommes que chez les femmes quel que soit le pays considéré même si au Portugal la différence entre les sexes est très limitée (graphique 1.7). La France fait partie des pays où l'âge au premier mariage est le plus élevé. Les seuls autres pays où cet âge est plus élevé sont des pays régulièrement opposés dans l'art de vie, à savoir, l'Espagne et l'Italie versus le Danemark et la Suède. Pour mieux comprendre la convergence

dans l'âge au premier mariage dans ces différents pays, il faudrait analyser plus précisément la part de jeunes qui se marient dans chacun de ces pays ainsi que l'importance de certains facteurs culturels et religieux. Comme exposé par Kalmijn (2011), dans certains pays le concubinage est moins toléré que dans d'autres, la proportion de jeunes qui se marient ou qui vivent en concubinage n'est donc pas la même. Giuliano (2007) et Kalmijn (2011) expliquent qu'en Europe du Sud, par exemple, les jeunes quittent le foyer parental pour se marier et non pour vivre en concubinage alors qu'en Europe du Nord, il est beaucoup plus commun de quitter le foyer parental tôt et de vivre son indépendance résidentielle avant le mariage.

Cette étape d'entrée dans la vie adulte est également liée à l'économie. D'après Oppenheimer (1988), un environnement économique incertain pourrait retarder l'âge au mariage et favoriser le concubinage. Le coût de rupture d'un mariage étant plus élevé, choisir le concubinage permet de réduire les incertitudes liées aux perspectives de carrières, le mariage ayant lieu qu'une fois la situation économique et professionnelle de l'homme établie. Ainsi, selon Oppenheimer, le développement du concubinage serait, en partie, le fruit de l'économie. Cette théorie, contrairement aux théories du mariage basées sur la spécialisation des sexes au sein du ménage, met l'accent sur la situation professionnelle des hommes et non celles des femmes pour expliquer que les mariages ont lieu de plus en plus tard. La théorie d'Oppenheimer est testée par Kalmijn (2011) pour les pays européens. L'auteur montre que le chômage, le manque d'expérience professionnelle, les faibles revenus ainsi que les emplois temporaires de l'homme réduisent la formation des unions, en particulier dans les sociétés les plus traditionnelles où la conjoncture économique est plus mauvaise et où le rôle des sexes est moins égalitaire.

De nombreux facteurs peuvent donc influencer l'âge au premier mariage des jeunes et même à la première formation d'un foyer : la culture, la religion, la situation macro-économique, le salaire, l'expérience professionnelle... Cette étape d'entrée dans la vie adulte ne sera pas développée dans le cadre de cette thèse mais il est important de noter que la situation économique, les difficultés d'insertion, l'âge de fin d'études, l'âge à la décohabitation, l'âge au premier mariage sont étroitement liés.

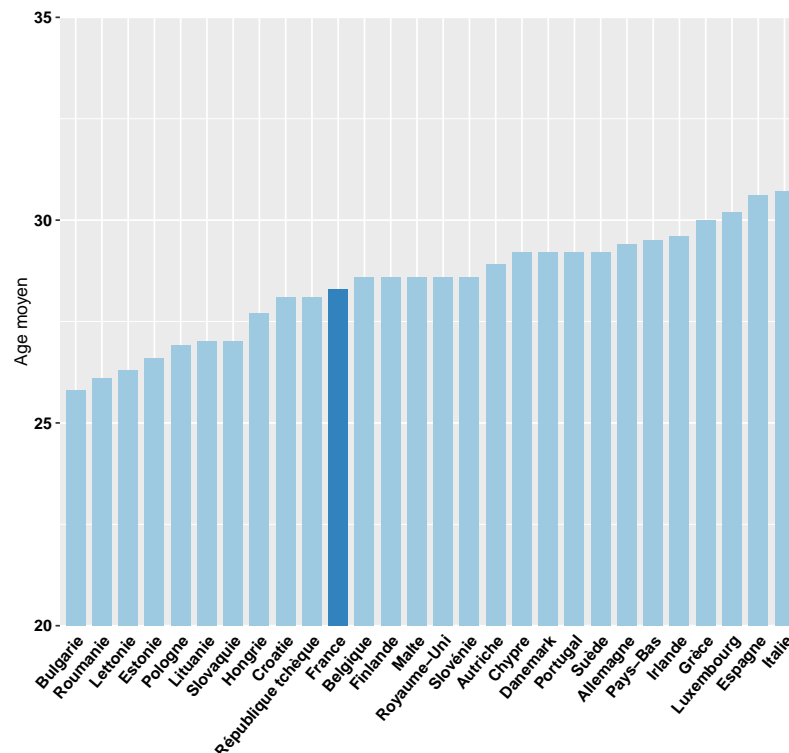
Graphique 1.7 : Âge moyen au premier mariage (2011)



Source : Eurostat

Concernant l'âge moyen au premier enfant, la France est l'un des pays d'Europe occidentale ayant un âge moyen le plus faible. L'âge moyen au premier enfant y est de 28,3 ans contre 29,2 ans au Danemark, 29,4 ans en Allemagne et 30,7 ans en Italie (graphique 1.8). Là encore, les pays où l'âge moyen au premier enfant est très élevé sont souvent les pays où l'âge moyen du départ du foyer parental est important et où l'insertion des jeunes est difficile. Les jeunes adultes ne pouvant (ou souhaitant) généralement fonder une famille qu'une fois l'indépendance résidentielle et la stabilité professionnelle acquise.

Graphique 1.8 : Âge moyen des femmes au premier enfant (2014)



Source : Eurostat

La France se situe dans une position assez atypique en Europe, caractérisée par un ratio de chômage des jeunes parmi les plus importants d'Europe, proche de ceux des pays d'Europe du Sud et d'Europe centrale mais également caractérisée par un départ du foyer parental prématuré à la manière des pays d'Europe du Nord et du Royaume-Uni. Concernant la pauvreté, les jeunes Français se situent dans la moyenne européenne bien en-dessous des pays d'Europe du Sud mais au dessus des pays d'Europe centrale. Comme l'explique Van de Velde *et al.* (2013), la France, au niveau des politiques sociales vers la jeunesse, emprunte des aspects propres au modèle « sociaux démocrates » (pays scandinaves). En effet, la France propose, par exemple, des aides aux logements assez importantes qui favorisent une décohabitation relativement rapide du foyer parental, répondant ainsi aux aspirations des jeunes français. Cependant, elle emprunte également des aspects des pays d'Europe du Sud pour lesquels la famille est le principal pilier de soutien des jeunes dans la période d'études et d'insertion à l'emploi. Ainsi, l'ouverture du revenu minimum, est de 25 ans en France et en Espagne contre 18 ans au Danemark. Le montant des aides des États accordées aux jeunes n'est pas la seule explication aux différences dans les parcours d'entrée dans la vie adulte en Europe. Comme l'explique Van de Velde (2008), l'accès plus ou moins évident au marché du travail ainsi que la culture jouent également un rôle. Ainsi, le processus d'insertion

est facilité dans les pays tels que le Danemark ou le Royaume-Uni. En effet, leurs modèles sociaux favorisent, en autres, les expériences professionnelles au cours des études (alternance études/emploi au Danemark, concomitance de ces deux activités au Royaume-uni). Par conséquent, l'âge de fin d'études le plus élevé d'Europe se situe au Danemark. Les jeunes français ou espagnols, ont des parcours beaucoup plus compacts et approchent le marché du travail beaucoup plus tardivement. Les différences dans les étapes d'entrée dans la vie adulte en Europe résultent également de l'interaction entre facteurs microéconomique et macroéconomique au sein de chaque pays (Billari, 2004). Enfin, l'aspect culturel semble aussi impacter les trajectoires d'indépendances des jeunes. Par exemple, en Espagne, il est courant de quitter le foyer parental tardivement, une fois le processus d'insertion achevé alors que chez les Danois, la logique s'inverse. Une vaste littérature en sociologie et démographie s'intéresse à l'impact des aspects culturels, idéologiques et des interactions sociales, mais celles-ci sortent du cadre de cette thèse. Billari (2004), par exemple, expose les grandes théories développées dans cette littérature.

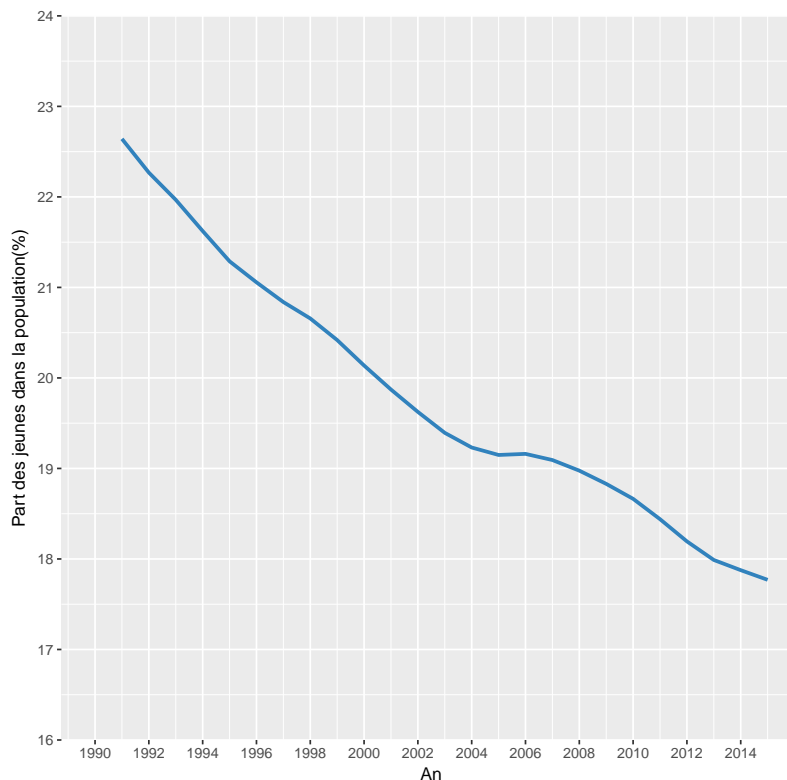
Les trajectoires d'entrée dans la vie adulte sont, comme nous venons de le voir, très hétérogènes en Europe. La France a une place assez atypique par rapport à l'ensemble de ses voisins. Est-ce que cette différence française a toujours existé ? Est-ce que ces différences résultent d'évolutions récentes ? Pour aller plus loin, nous allons étudier l'évolution de la situation économique et sociale ainsi que de l'âge aux différentes étapes d'indépendance des jeunes français sur ces dernières années.

1.1.2 Évolution de la situation des jeunes en France

Comme le montre le graphique 1.9, la part des jeunes de 15-29 ans dans la population totale n'a cessé de diminuer depuis plusieurs décennies, passant de 22,6 % de la population en 1991 à 17,8 % en 2015. Cette réduction de la proportion de jeunes est certainement due à deux phénomènes : la baisse de la fécondité (baisse importante et continue du taux de fécondité entre le début des années 1960 et la fin des années 1970 avant d'être relativement stable) et l'augmentation continue de l'espérance de vie. La baisse de la fécondité et l'augmentation de la durée des études ont également fortement réduit la part des jeunes dans la population active. Le vieillissement de la population amène de nombreux débats publics notamment sur la prise en charge des seniors, sur le financement des retraites... mais les problématiques auxquelles les jeunes font face n'en demeurent pas moins cruciales. En effet, ces derniers représentent la force productive de demain, devant faire face aux enjeux d'un monde internationalisé et qui évolue en permanence. Pourtant, c'est une population qui est fortement touché par le chômage, la pauvreté ou encore le

mal-logement.

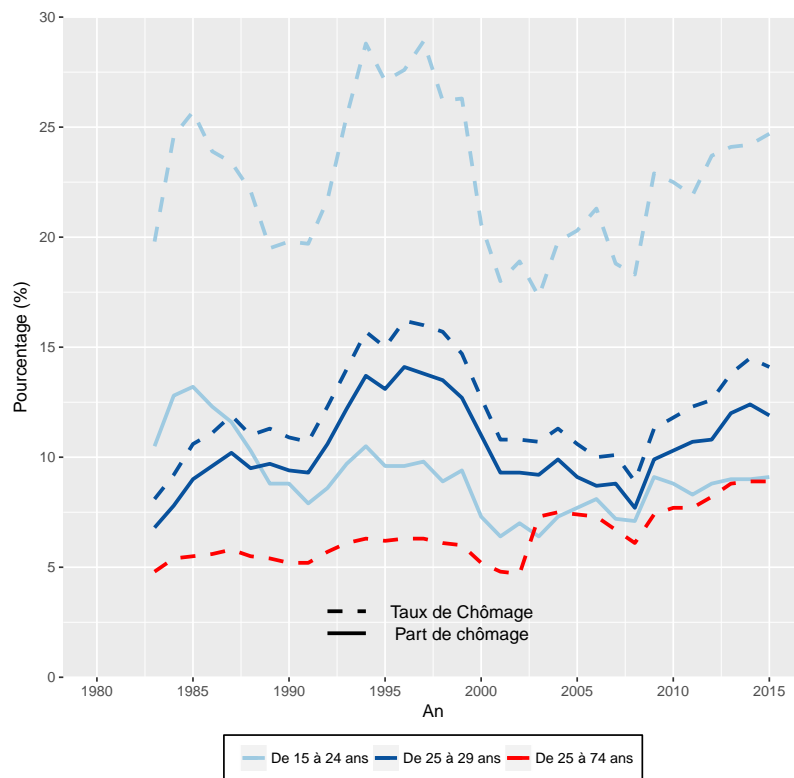
Graphique 1.9 : Part des 15-29 ans dans la population totale, en France (1991-2015)



Source : Eurostat

Les jeunes sont fortement touchés par le chômage atteignant ainsi 24,7 % chez les 15-24 ans en 2015. Le taux de chômage est beaucoup plus important chez les jeunes que chez les 25-74 ans. Cependant, comme l'illustre le graphique 1.10, le taux de chômage chez les jeunes diverge fortement de la part de chômage, en termes d'ordre de grandeur. La part de chômage, c'est-à-dire la proportion de chômeurs dans la classe d'âge considérée, a l'avantage de refléter de façon plus concrète la situation des jeunes. En effet, le taux de chômage des plus jeunes (15-24 ans) est plus élevé car il concerne des jeunes généralement peu diplômés et/ou en phase d'insertion professionnelle : deux catégories de personnes à fort risque de chômage. Cependant, une part considérable des jeunes de cette classe d'âge sont étudiants (donc exclus du calcul du taux de chômage). La part de chômeurs dans cette classe d'âge est donc beaucoup moins importante que ne le laisse penser le taux de chômage. Par exemple, chez les 15-24 ans, le taux de chômage est de 24,7 % contre 9,1 % pour la part de chômage. Cet écart est beaucoup moins important chez les 25-29 ans (respectivement 14,4 % contre 11,9 % en 2015) car la proportion d'actifs dans cette classe d'âge est beaucoup plus importante.

Graphique 1.10 : Ratio et taux de chômage des jeunes (1983-2015)



Source : Eurostat

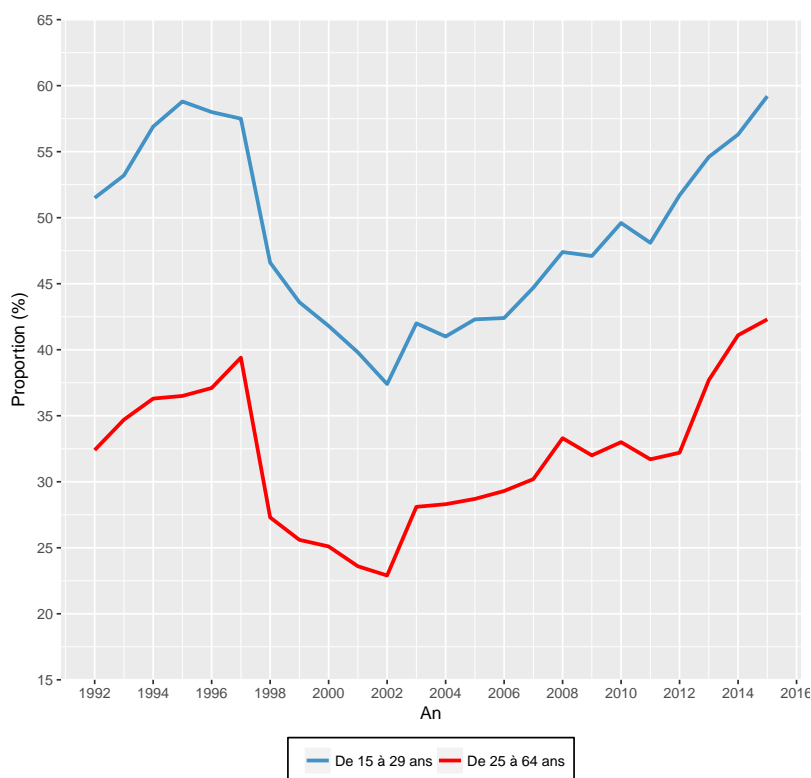
Même sans faire la distinction entre taux de chômage et part de chômage, nous remarquons la volatilité du chômage des jeunes notamment en comparaison des 25-74 ans. Après avoir connu une baisse à la fin des années 1980, le chômage des jeunes a atteint des sommets dans le milieu des années 1990 (14,1 % pour les 25-29 ans). Pour les plus jeunes, le record a été atteint à la fin des années 1980. Après une forte baisse entre 1997 et 2008, le chômage est reparti à la hausse et touche fortement les jeunes. 10,1 % des jeunes sont au chômage en 2015 contre 7,8 % en 2007. La part de chômage des 15-29 ans est proche de son niveau record de 1994 avec une part de chômage atteignant 11,6 %. Différentes raisons, résumées par Martin (2009) ou encore Dayan et Harfi (2011), peuvent expliquer l'importance du chômage des jeunes par rapport aux actifs plus âgés. Tout d'abord, les jeunes ont un niveau d'ancienneté et d'expérience plus faible, ils sont alors les premiers à souffrir des licenciements et en tant que nouveaux entrants sur le marché du travail, ils se trouvent plus souvent confrontés aux gels des embauches. De plus, étant plus souvent employés en CDD que leurs aînés, ils servent plus souvent de variables d'ajustement pour les entreprises. Cette pénalisation des nouveaux entrants sur le marché du travail est d'autant plus importante que l'économie se trouve dans une mauvaise conjoncture. En effet, le graphique 1.10 illustre la forte volatilité du

chômage des jeunes en période de crise économique. Une autre raison pourrait être avancée sur le fait que les jeunes bénéficiant d'un support financier des parents seraient plus enclins à rester au chômage jusqu'à qu'un poste adéquat se présente à eux, ce que feraient moins des adultes avec une famille à charge, par exemple. L'inadéquation entre les qualifications des jeunes et les qualifications demandées par les entreprises est une autre cause souvent avancée par les économistes.

Les difficultés d'insertion des jeunes, notamment quand elles se généralisent en période de mauvaise conjoncture économique, font craindre l'émergence d'une génération sacrifiée à cause de l'effet cicatrice (*scarring effect*) selon lequel les effets du chômage à l'entrée sur le marché du travail auraient des répercussions durables sur la vie professionnelle des personnes concernées. Cependant, selon Gaini *et al.* (2013), les cohortes sorties du système éducatif en période de mauvaise conjoncture ne semblent pénalisées que sur le court terme en France. En effet, La pénalisation se traduit essentiellement par un taux d'emploi plus faible. Les salaires étant peu flexibles en France, la mauvaise conjoncture économique n'entraîne pas de pénalité salariale importante (concentrée uniquement sur les femmes et ce retard salarial est rattrapé au bout de 6 ans en moyenne). Bien que l'effet cicatrice ne semble pas exister pour le cas de la France (en tous cas, pour les périodes de mauvaises conjonctures connues dans les années 1990), les jeunes entrant sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture sont, quand même, fortement pénalisés sur le court terme d'où la nécessité d'accompagner ces individus en période de mauvaise conjoncture.

En parallèle de l'augmentation du chômage des jeunes, nous observons sur le graphique 1.11 une augmentation de la proportion de jeunes en emplois à temps partiel subis. Ce taux frôle les 60 % chez les jeunes en 2015, soit une différence de 17 points de pourcentage avec les 25-64 ans. Le temps partiel subi est donc très développé chez les jeunes et la différence entre les jeunes (15-29 ans) et les plus âgés (25-64 ans), en termes de points de pourcentage, semble constante dans le temps. Ce taux était inférieur à 40 % chez les jeunes au début des années 2000 mais depuis 2002, il y a une augmentation continue de cette proportion, même chez les plus âgés. La hausse de la proportion de temps partiel involontaire est à relativiser entre 2002 et 2003 car est aussi impactée par une rupture de série dans les données.

Graphique 1.11 : Proportion des temps partiel involontaires parmi les emplois à temps partiel total (2004-2015)



Source : Eurostat

La situation défavorable des jeunes sur le marché du travail n'est pas sans lien avec le risque de pauvreté. En effet, le risque de pauvreté est plus important chez les jeunes français que chez les individus plus âgés (25-54 ans). Le graphique 1.12 montre que l'importance du taux de pauvreté des 15-29 ans est due au risque de pauvreté beaucoup plus marqué chez les jeunes de 15-24 ans. Nous reverrons cependant, dans la première partie de cette thèse, que la pauvreté des plus jeunes est à prendre avec précaution étant donné la multitude des situations vécues par les jeunes et la difficulté des enquêtes à mesurer les revenus perçus par les jeunes français. Concernant le groupe des 25-29 ans, le taux de pauvreté juxta celui des plus âgés.

Globalement, le risque de pauvreté a augmenté depuis la crise économique de 2008, entraînant, en quelques années, une hausse de 2 à 3 points de pourcentage du taux de pauvreté pour les différentes tranches d'âge. Depuis le début de la crise, le taux de pauvreté des 15-24 ans n'est jamais redescendu sous la barre des 20 %.

Graphique 1.12 : Taux de pauvreté des jeunes (2004-2015)



Source : Eurostat

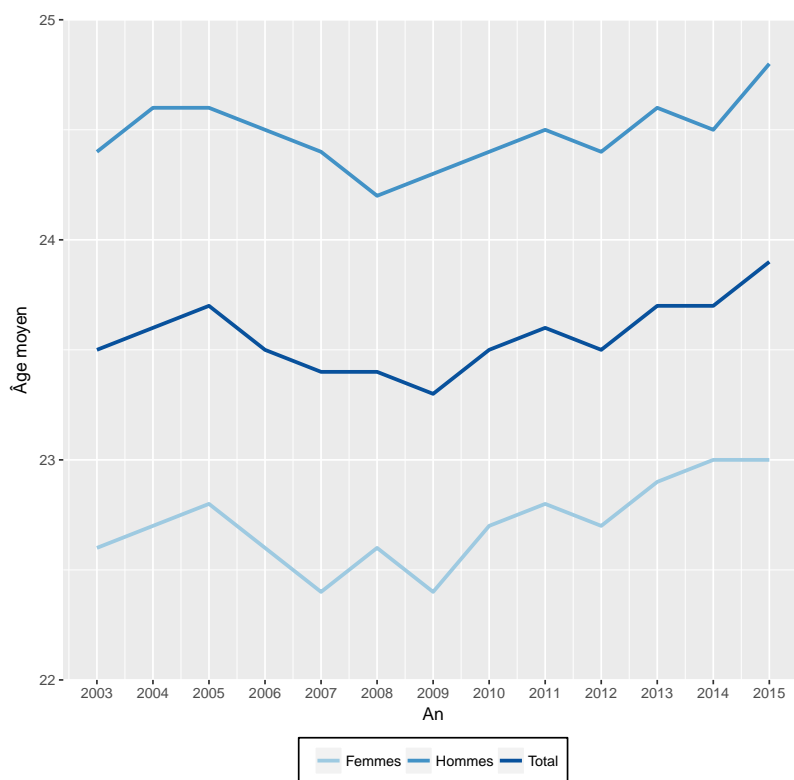
Ces dernières années, le poids des jeunes dans la société a diminué et la situation socio-économique des jeunes s'est dégradée. Comment ont évolué dans la même période les différentes étapes de l'entrée dans la vie adulte ? La dégradation économique et sociale a-t-elle impacté le calendrier de ces étapes ?

L'âge moyen de la décohabitation du foyer parental est plus élevé chez les hommes. Les femmes ont donc tendance à quitter le foyer parental plus tôt (graphique 1.13). Depuis les 10 dernières années, cet âge moyen est resté relativement stable bien que nous observons une légère tendance à la hausse depuis 2008-2009.³ En 2008, l'âge moyen du départ du foyer parental était de 24,2 ans chez les hommes et 22,6 ans pour les femmes. En 2015, ces chiffres s'élèvent respectivement à 24,8 et 23,0. De façon symétrique, la part de jeunes décohabitants a suivi une même tendance. À savoir, la part des jeunes décohabitants de 20 à 24 ans est passée de 53,5 % en 2007 à 41,8 % en 2013 (graphique 1.14). Nous pouvons supposer que la crise économique majeure qui a touché particulièrement l'emploi des jeunes a eu un effet retardateur sur l'indépendance résidentielle des jeunes français. Le lien

3. Pour une analyse détaillée de l'évolution de l'âge au départ du foyer parental sur le XX^e siècle, voir Courgeau (2000).

entre la cohabitation avec les parents et le chômage avait déjà été mis en avant par Courgeau (2000) et Laferrère (2005) pour la France. Ces études concorderaient également avec les résultats de Becker *et al.* (2010) selon lesquels l'insécurité de l'emploi perçue par les jeunes accroît leur propension à cohabiter avec leurs parents.

Graphique 1.13 : Âge moyen de décohabitation du foyer parental en France (2004-2015)

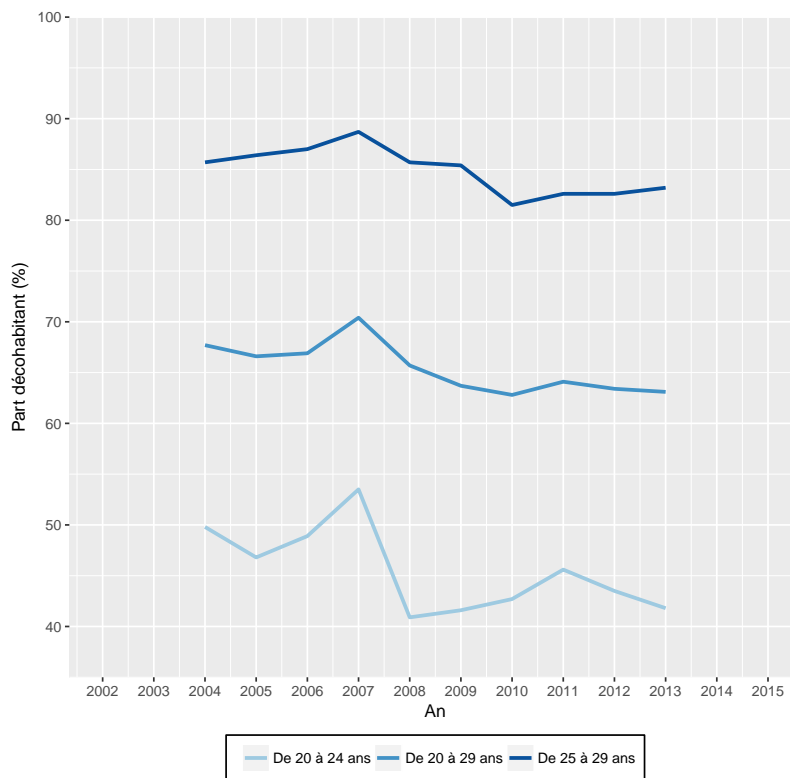


Source : Eurostat

L'âge moyen à la naissance du premier enfant n'a cessé d'augmenter depuis le milieu des années 1970 en France passant de 24 ans en 1974 à 28,1 ans en 2010 (graphique 1.15). Cette hausse de l'âge moyen à la première naissance est généralement expliquée par trois facteurs : la démocratisation des études, en particulier chez les femmes, l'augmentation de la part de femmes participant au marché du travail (le taux de participation des femmes de 15-49 ans est passé de 59,3 % en 1975 à 83,3 % en 2015 selon l'INSEE) et la tendance des jeunes à vivre en couple avant l'arrivée du premier enfant (voir Volant, 2017).⁴ L'augmentation de l'âge à la naissance s'accompagne d'une augmentation de l'âge au mariage et de la part de naissances hors mariage sur la même période (voir Mazuy *et al.* (2015)).

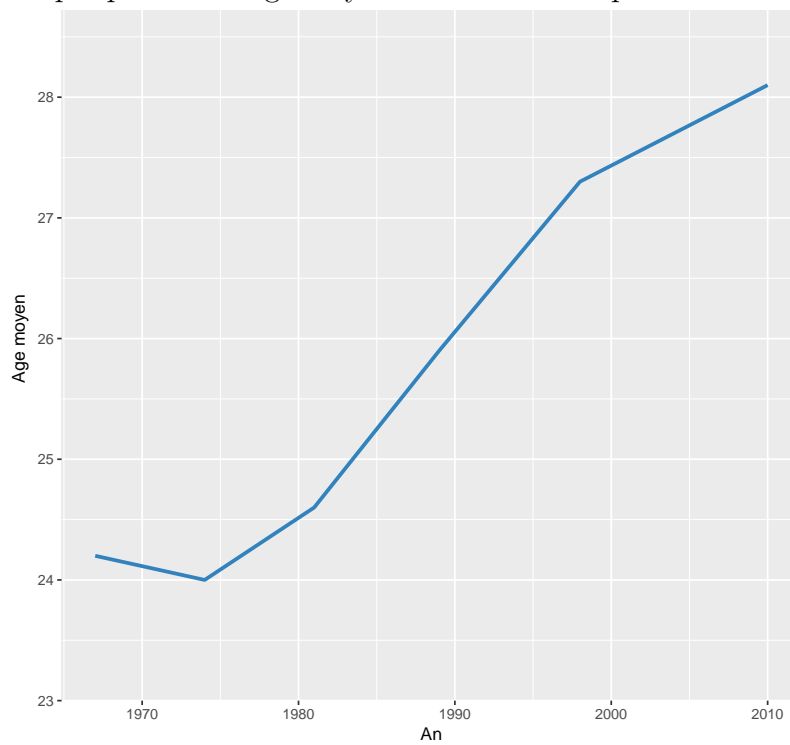
4. Le nombre d'étudiants est passé de 309 700 en 1960-1961 à plus de 2 millions dans les années 2010, selon le ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche.

Graphique 1.14 : Proportion de jeunes ayant quitté le foyer parental en France



Source : Eurostat

Graphique 1.15 : Âge moyen des femmes au premier enfant



Source : INSEE

La situation économique et sociale des jeunes français s'est fortement dégradée ces dernières années et semble avoir impacté les étapes d'entrée dans la vie adulte des jeunes soit en inversant une tendance (par exemple, l'âge moyen du départ du foyer parental a augmenté après avoir connu une tendance à la baisse) soit en accentuant une tendance (âge à la naissance du premier enfant). Les choix effectués à l'entrée dans la vie adulte semblent donc être étroitement liés à la situation socio-économique.

1.2 Problématique et plan de thèse

La problématique générale de cette thèse consiste à étudier, pour le cas de la France, les déterminants et l'évolution de l'offre de travail à différentes étapes de la transition vers l'âge adulte, telles que définies par Modell *et al.* (1976). Cette période est très vaste et les transitions nombreuses et complexes, aussi, nous avons choisi de nous concentrer sur quelques aspects afin d'en fournir une étude approfondie.

La thèse est divisée en deux parties, la première partie s'intéresse plus spécifiquement à l'offre de travail des individus les plus jeunes, notamment sur les choix multiples que représentent le travail et la décohabitation. La majorité des jeunes finissent leurs études entre 18 et 24 ans, c'est donc vers cet âge qu'une majorité de jeunes décide de s'insérer sur le marché du travail et se pose la question de la décohabitation avec les parents. Nous analysons, dans le Chapitre 2, les déterminants des choix des jeunes en matière d'éducation, travail et mode de cohabitation en analysant, tout particulièrement, le rôle de l'environnement familial. Cette analyse est d'autant plus intéressante qu'elle se base sur des données très récentes qui peuvent prendre en compte un éventuel changement de comportements des jeunes après la crise économique de 2008 qui les a fortement touchés.

Après avoir modélisé la simultanéité des choix des jeunes adultes, nous trouvons que l'environnement familial joue un rôle important dans les décisions effectuées par les jeunes adultes. Des éléments tels que la profession, le niveau de revenu et le statut d'occupation du logement des parents vont influencer les choix des jeunes, en particulier les choix d'éducation et les choix résidentiels. Nous trouvons également que la qualité de la relation du jeune avec ses parents n'est pas sans lien avec ses décisions. Un jeune en tension avec au moins un parent va ainsi être moins enclin à poursuivre des études supérieures, par exemple. Les inégalités entre jeunes adultes générées par l'environnement familial sont des enjeux auxquels l'Etat doit

faire face. Une allocation d'autonomie pour les jeunes adultes est une mesure qui pourrait être discutée. Cependant, en France, le revenu minimum exclut déjà les jeunes adultes de moins de 25 ans à cause, notamment, d'un éventuel phénomène de trappe à inactivité.

Dans le Chapitre 3, nous étudions comment les politiques de revenu minimum et de complément de revenu d'activité peuvent lutter contre la pauvreté et influencer l'offre de travail des jeunes ayant fini leurs études. Là encore, le choix de corésider avec ses parents ou non peut avoir son importance. L'évaluation de plusieurs politiques nous permet de comprendre quelles mesures sont les plus susceptibles de lutter contre la pauvreté des jeunes tout en les incitant à l'emploi.

Nous montrons que l'extension du Revenu de Solidarité Active aux jeunes adultes tout comme la mise en place de la Prime d'Activité permettent de réduire la pauvreté des jeunes adultes. Ces différents dispositifs ne sont pas non plus associés à un phénomène de trappe à inactivité. Cependant, les dispositifs peuvent quand même générer une incitation au travail à temps partiel, en particulier chez les jeunes qui vivent avec leurs parents. Ces résultats montrent l'importance de la prise en compte des décisions résidentielles (plus ou moins contraintes) du jeune adulte. La mise en place d'une allocation d'autonomie ou d'une extension pure et simple du Revenu de Solidarité Active chez les jeunes ne semble donc pas dénuée d'intérêt.

Dans la seconde partie de la thèse, nous nous concentrons sur un événement majeur et irréversible de la transition vers l'âge adulte : la naissance du premier enfant. Cet événement arrive de plus en plus tard dans la vie des jeunes français, notamment depuis la prolongation des études des femmes et de la hausse du taux d'emploi de ces dernières. La vie professionnelle a pris une place plus importante chez les femmes depuis quelques décennies, mais la naissance d'un enfant semble encore représenter un frein à leur carrière. Des politiques publiques ont été mises en place pour éviter cette pénalisation des mères et pour inciter à plus d'égalité entre les hommes et les femmes, mais l'efficacité de ce type de politique est souvent discutée. Nous étudions donc dans le Chapitre 4 l'éventuelle existence de désavantages professionnels liés à la naissance d'un premier enfant chez les femmes mais aussi chez les hommes. Nous prenons en compte le niveau d'éducation et la durée du congé parental pour identifier d'où peuvent venir les éventuels désavantages.

Dans ce chapitre, nous montrons que les femmes, quel que soit le niveau d'éducation ou la durée du congé post-natal, sont impactées par la naissance d'un enfant

en termes d'heures de travail, ce qui n'est pas le cas des hommes. Cependant, au niveau du salaire, une pénalité semble s'exercer uniquement sur les femmes éduquées ayant pris un congé post-natal de longue durée. Les hypothèses de dépréciation rapide et importante du capital humain pour les femmes éduquées ainsi que des caractéristiques particulières des mères comparées aux femmes sans enfants pourraient expliquer nos résultats.

Enfin, dans le Chapitre 5, nous étudions l'impact de la durée du congé parental sur le type d'activité repris des jeunes mères après la naissance du premier enfant. Ainsi, nous mettons en avant les caractéristiques des mères qui reviennent à temps plein ou à temps partiel sur le marché du travail. Les différences de caractéristiques avec les mères qui changent d'employeur après leur congé maternité sont également étudiées. Les résultats de ce chapitre sont comparés à une étude relativement similaire pour le cas de l'Allemagne, un pays souvent opposé à la France en termes d'emploi des mères et de choix de fécondité. Malgré ces différences, les mêmes variables semblent impacter les mères et de la même façon dans les deux pays. La politique familiale ne semble pas la seule à avoir un rôle à jouer sur l'emploi des mères. En effet, les entreprises, en adoptant des politiques salariales ou des congés parentaux spécifiques, peuvent influencer sur le comportement d'offre de travail des mères. Nous pensons d'ailleurs qu'ouvrir plus de possibilités au travail à temps partiel pour les cadres pourrait permettre aux femmes éduquées de revenir plus souvent à temps partiel car ce sont ces femmes qui sont particulièrement pénalisées par une sortie longue du marché du travail.

Globalement, nous montrons dans cette thèse que la situation des individus à l'entrée dans la vie adulte est soumise à de nombreux bouleversements. D'importants choix sont effectués par les jeunes en cette période, concernant l'offre de travail ou la vie de famille. Ces derniers ont également un effet sur l'offre de travail. Un jeune adulte est dans une situation particulière dans laquelle il devient autonome mais dépend encore en partie de ses parents. Il semble essentiel de prendre en compte la structure familiale des jeunes adultes pour étudier correctement l'offre de travail de ces individus. Les capacités d'aides financières des parents mais aussi les aides en nature fournies par ces derniers devraient être prises en compte par l'Etat pour mettre en place des politiques adaptées. Enfin, pour les individus déjà plus avancés vers l'autonomie, le choix de fonder une famille émerge. Ce choix n'a pas d'enjeux identiques pour les hommes et pour les femmes. En effet, la naissance d'un enfant impacte l'offre de travail des femmes et très peu celle des hommes. Les femmes les plus éduquées et prenant un congé parental long sont également pénalisées au niveau salarial sur le court terme et moyen terme. Une promotion plus

importante du congé parental chez les hommes permettrait de réduire les inégalités entre les genres. Cependant, les entreprises semblent également impacter fortement le comportement des mères après la naissance d'un enfant. L'Etat pourrait ainsi jouer sur les incitations envers les entreprises pour atteindre ses objectifs de politiques publiques en termes de retour à l'emploi des parents après une naissance.

Les quatre travaux empiriques constituant cette thèse utilisent des méthodes économétriques issues de la microéconométrie et du domaine de l'évaluation des politiques publiques. Nous utilisons ainsi des modèles à choix discret, un modèle de durée, la méthode des doubles différences ainsi qu'un modèle de microsimulation. Ces travaux empiriques sont réalisés à l'aide de trois bases de données. La première est l'*Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes* (ENRJ) réalisée en 2014. La seconde est l'enquête *European Union - Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) pour les années 2008 à 2011 et la dernière est le panel *Déclaration Annuelle des Données Sociales* apparié avec l'*Echantillon Démographique Permanent* (DADS-EDP) disponibles pour les années 1974 à 2010. L'utilisation de ces trois bases de données a permis d'obtenir des informations récentes sur différents aspects de l'offre de travail et de la structure familiale des jeunes.

Bien que nous ayons défini la notion d'entrée dans la vie adulte par des étapes d'indépendance financière et familiale, les études sur les jeunes se focalisent inévitablement sur des classes d'âge. Dans cette thèse, nous avons restreint les jeunes à certaines classes d'âge, soit pour des raisons techniques (données disponibles que sur les 18-24 ans pour le Chapitre 2, par exemple) soit pour des raisons législatives (accès au Revenu de Solidarité Active à partir de 25 ans, pour le Chapitre 3).

Première partie

L'entrée dans la vie adulte :
indépendance et emploi, des
enjeux majeurs

Chapitre 2

Les décisions des jeunes à l'entrée dans la vie adulte en France : la famille, un facteur primordial ? ¹

2.1 Introduction

L'âge de la majorité n'est pas nécessairement synonyme d'indépendance. En effet, selon les données relevées par l'Enquête sur les Ressources des Jeunes de 2014, 56 % des 18-24 ans vivent encore exclusivement chez leurs parents. Les jeunes de 18-24 ans sont 42 % à déclarer effectuer une activité rémunérée et 51% à être étudiant. Ainsi, 26 % des jeunes cumulent activité et études. Après la fin de l'école secondaire, les jeunes doivent décider s'ils souhaitent continuer à étudier, commencer à travailler et vivre ou non avec leurs parents. Ces décisions sont généralement prises de façon simultanée et ne sont pas indépendantes les unes des autres. Les déterminants de ces décisions, qui conditionnent pour une grande part l'avenir des jeunes et la transition vers l'âge adulte, sont pourtant peu étudiés dans la littérature économique. ²

Les jeunes adultes, bien que majeurs, prennent des décisions souvent influencées par l'environnement familial et/ou conditionnées par l'aide familiale. Ainsi, 50 % des 18-24 ans ayant eu un logement indépendant, ont bénéficié de l'aide parentale pour trouver ce logement et 58 % pour payer le loyer du logement. Même concernant les choix d'offre de travail, les jeunes déclarent à 45 % avoir bénéficié

1. Ce chapitre est en partie issu de l'article « Les décisions des jeunes à l'entrée dans la vie adulte en France : la famille, un facteur primordial ? » co-écrit avec A-R. Menard.

2. Les données présentées dans l'introduction sont toutes issues de l'Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes (ENRJ, 2014). Pour avoir un échantillon représentatif des 18-24 ans résidant en France, nous avons appliqué les pondérations fournies dans l'enquête.

de l'aide des parents pour trouver la première activité rémunérée. De même, au niveau de l'éducation, la littérature a maintes fois montré que le niveau d'éducation des enfants tend à être corrélé avec celui des parents (voir, par exemple, Kean et Wolpin, 2001). Ainsi, toujours selon l'enquête ENRJ, 89 % des enfants d'un père cadre ont le BAC ou l'équivalent contre 60 % des enfants d'un père ouvrier ou employé. Il semble donc essentiel de prendre en compte l'environnement familial pour comprendre les décisions des jeunes adultes.

Seuls 81 % et 61 % des jeunes déclarent pouvoir parler de leurs petits problèmes du quotidien avec, respectivement, leur mère ou leur père. Parmi ceux qui peuvent discuter de cela avec au moins un parent, 53 % sont étudiants et 45 % ont une activité rémunérée contre 48 % et 37 % de ceux qui ne peuvent pas en discuter avec aucun des deux parents. Les bonnes relations des jeunes avec leurs parents peuvent pousser les parents à soutenir plus ardemment les choix des jeunes adultes et également les inciter à les aider. De mauvaises relations, ou l'absence de relations peuvent avoir un effet inverse, le parent peut se désintéresser de la situation du jeune adulte et ne pas vouloir l'aider. Si un jeune adulte décide de faire des études contre l'avis parental, et que ces derniers décident de ne pas l'aider, le jeune va donc devoir faire des choix sous une contrainte budgétaire différente que s'il disposait du soutien parental. Il devra trouver d'autres moyens de financement, par exemple. La solidarité familiale peut s'étendre au-delà des parents, en effet, parmi les jeunes ayant des grands-parents encore en vie, 8 % déclarent percevoir des aides régulières des grands-parents.

Ce chapitre cherche à approfondir la compréhension des choix de résidence, d'études et d'activité des jeunes adultes en France en adoptant un intérêt particulier à l'environnement familial. L'Enquête sur les Ressources des Jeunes de 2014 offre, en particulier, un accès inédit à de multiples informations relatives aux caractéristiques des jeunes, de leurs parents et de leurs décisions. Ces informations étaient souvent absentes et/ou restreintes aux jeunes étudiants ou à ceux qui vivent avec leurs parents. Nous pouvons aujourd'hui, analyser l'ensemble des jeunes résidant en France, en prenant en compte la diversité des situations d'activité, d'études, de cohabitation et de structures familiales qui caractérise ce groupe d'âge. L'étude simultanée des décisions des jeunes adultes nécessite également l'utilisation d'un modèle à choix discret à trois équations simultanées également appliqué aux décisions des jeunes adultes par Martinez-Granado et Ruiz-Castillo (2002) pour l'Espagne et Ayllon (2015) pour étudier la dynamique de la pauvreté des jeunes dans 8 pays européens. Ces derniers travaux ont négligé, pour des questions de disponibilité des données, de nombreux aspects de l'environnement

familial. Ainsi, nous examinons l'influence sur les choix des jeunes adultes de leur environnement familial via différents canaux. L'influence de la situation sociale des parents, de la présence d'une solidarité plus élargie dans la famille mais également des relations parents-enfant. Notre étude révèle que les caractéristiques des parents ont une incidence sur les décisions des jeunes adultes. En particulier, des revenus parentaux plus élevés augmentent la probabilité du jeune adulte d'être cohabitant ou étudiant. De plus, lorsque des tensions apparaissent entre le jeune et au moins l'un de ses parents, les chances d'étudier ou de choisir de participer au marché du travail diminuent.

Ce Chapitre s'organise de la façon suivante : la section 2.2 expose une courte revue de la littérature empirique et théorique sur les décisions des jeunes adultes. La section 2.3 et 2.4 présentent nos données issues de la base ENRJ. La section 2.5 détaille le modèle économétrique utilisé dans cette étude. Enfin, la section 2.6 discute les résultats.

2.2 Revue de la littérature

Continuer à vivre avec ses parents est une problématique qui a intéressé les économistes depuis les années 1980. Ainsi, McElroy (1985) a mis en avant le lien qui existe entre le travail et le départ du foyer parental. Selon cet auteur, les parents, en permettant aux jeunes de cohabiter, représentent une assurance contre le non-emploi en maintenant un certain niveau d'utilité aux jeunes sans emploi. De surcroît, plus les ressources des parents sont importantes, plus la probabilité de coresider avec ses parents est élevée. Rosenzweig et Wolpin (1993) se sont ensuite focalisés sur les transferts parentaux vers les jeunes hommes aux Etats-Unis. Deux types de transferts sont pris en compte : les transferts monétaires intergénérationnels et la coresidence. Le choix des parents d'aider leurs enfants dépend des revenus actuels et anticipés des jeunes adultes. Les revenus futurs anticipés varient en fonction de l'investissement en capital humain du jeune adulte. Ermisch (1999), quant à lui, intègre également dans son analyse le coût du logement. Ainsi, les revenus du jeune influent positivement sur la probabilité de décohabiter alors que les revenus des parents ou le coût des logements au niveau régional influent négativement sur cette probabilité.

Blanc et Wolff (2006) ont évalué l'influence des revenus des parents et des jeunes adultes dans la décision de ces derniers de décohabiter sur 11 pays Européens. Comme Ermisch (1999), ils incluent dans leurs estimations le coût du lo-

gement. Leurs résultats montrent que ce sont essentiellement les revenus du jeune qui jouent un rôle dans la décision de corésidence, le revenu des parents influence positivement sur la probabilité d'être indépendant mais dans une moindre mesure. Ce dernier résultat est confirmé pour le cas de la France par Laferrère (2005). Le faible impact des revenus parentaux sur le choix de décohabiter est lié à deux effets opposés appelés force centrifuge et centripète par Laferrère (2005). Des parents aisés peuvent plus facilement aider financièrement les jeunes adultes notamment à trouver un logement indépendant. Mais des parents aisés ont également plus de chance d'avoir des logements grands et agréables qui vont dissuader le jeune de partir. A l'inverse, dans les familles moins aisées, le logement est plus souvent petit et de moins bonne qualité, ce qui pousse les jeunes à l'indépendance. Cependant, ils vont avoir peu d'aides financières familiales ce qui peut empêcher leur souhait d'indépendance de se réaliser. Selon Laferrère (2005), le logement parental (au sens large, incluant la taille de la ville de résidence) aurait un impact plus fort que les revenus des parents sur le choix de décohabiter.

Le marché du travail joue également un rôle déterminant dans le choix des jeunes. Ainsi, Becker *et al.* (2010) montrent que les jeunes tendent à décohabiter plus facilement lorsqu'ils perçoivent leur propre emploi comme stable. Cette tendance s'accroît lorsque l'emploi occupé par un parent est ressenti comme étant précaire. L'étendue du marché du travail secondaire affecte de la même manière la probabilité de quitter le foyer parental. Enfin, Solard et Coppoletta (2014) se sont focalisés sur la France en introduisant le niveau de vie des jeunes corésidents et des jeunes décohabitants. Ces recherches mettent en évidence l'importance du niveau d'études et de la position du jeune sur le marché du travail quant au choix de décohabiter. Plus le niveau d'étude est faible ou plus le jeune rencontre des difficultés pour trouver un emploi, plus le jeune retarde sa décision de quitter le foyer parental. L'impact négatif du chômage sur la décohabitation avait déjà été mis en avant par Courgeau (2000) sur données françaises. Dormont et Dufour-Kippelen (2000) précisent que l'insertion professionnelle durable via un contrat à durée indéterminée augmente, bien que de manière mesurée, la probabilité de décohabiter. Malgré l'insertion sur le marché du travail, un jeune peut ainsi décider de partager le foyer parental pour en partager les frais et atteindre un meilleur niveau de vie. Des préférences individuelles et des déterminants non-monétaires peuvent aussi entrer en compte pour influencer les choix d'un jeune entrant dans la vie adulte. Le fait d'être parent ou en couple peut orienter la décision du jeune vers plus d'autonomie vis-à-vis de ses parents. Au contraire, le fait d'être en formation initiale peut retarder cette transition.

La décision de quitter ou non le foyer parental n'est pas la seule décision prise à cet âge de la vie. Etudier et travailler sont aussi des choix auxquels font face les jeunes adultes. L'impact de la famille et plus spécifiquement des parents, sur ces choix ont déjà été mis en avant dans la littérature. Concernant la corrélation intergénérationnelle du niveau d'éducation, deux théories s'affrontent, l'une selon laquelle les enfants héritent de caractéristiques de leurs parents qui les incitent à avoir un niveau d'éducation au moins équivalent à ceux de leurs parents et l'autre théorie selon laquelle le niveau de capital humain et/ou financier des parents va pousser les parents à investir dans l'éducation de leurs enfants (voir Kean et Wolpin, 2001). Kean et Wolpin (2001) ont abordé, pour le cas des États-Unis la question de l'impact des transferts parentaux monétaires et en nature sur le choix d'éducation des enfants. Ces transferts augmentent le niveau d'éducation des jeunes adultes. Les parents plus éduqués fournissant un niveau plus important de transferts vont augmenter d'autant plus le niveau d'éducation des jeunes. Ermisch et Francesconi (2001a) sur données britanniques, étudient l'impact de l'environnement familial sur le niveau d'éducation des enfants. En incluant des informations sur le niveau d'éducation des parents, sur la place de ces derniers dans la distribution des revenus ainsi que la structure familiale et le patrimoine immobilier, les auteurs montrent que les enfants de propriétaires ont plus de chance d'avoir un niveau d'éducation élevé contrairement aux jeunes ayant grandi dans des familles monoparentales, des familles nombreuses ou en ayant des parents ayant de faibles revenus. Une autre étude de ces auteurs (Ermisch et Francesconi, 2001b) a analysé, entre autres, l'impact sur l'éducation et l'inactivité d'avoir grandi dans une famille monoparentale. Il semble qu'avoir grandi dans une famille monoparentale augmente les risques d'avoir un niveau d'éducation plus faible et d'être inactif. Wolff (2006) s'est également focalisé sur l'impact des transferts parentaux sur l'offre de travail des jeunes étudiants en France, cependant, aucun effet n'a été mis en évidence. Même les enfants de cadres supérieurs et de professions intermédiaires qui tendent à recevoir plus d'argent de poche que les autres jeunes ainsi que les jeunes aidés qui décohabitent ne semblent pas être influencés par l'aide parentale dans leur décision de rechercher un travail ou de travailler. Des effets ont cependant été mis en avant pour d'autres pays. Ainsi, Bachmann et Boes (2014) trouvent un effet négatif des transferts parentaux sur l'emploi des jeunes étudiants pour la Suisse, tout comme Gong (2009) et Kalenkoski et Pabilonia (2010) pour les États-Unis et Dustmann *et al.* (2009) pour le Royaume-Uni.

Enfin, certaines études ont analysé simultanément les choix d'étudier, de travailler et de décohabiter. Martinez-Granado et Ruiz-Castillo (2002) montrent l'importance de la prise en compte simultanée de ces trois choix qui, dans le cadre

espagnol, sont interdépendants et mettent en avant l'influence de l'aide financière parentale dans la prise de décision. Giannelli et Monfardini (2003) soulignent que la faible probabilité de trouver un emploi conditionne la cohabitation au sein du foyer familial mais oriente aussi davantage les jeunes italiens à poursuivre leurs études plutôt qu'à participer au marché du travail.

Ces papiers théoriques et empiriques mettent en avant des variables importantes dans le processus de décision des jeunes adultes. Aussi, nous allons présenter dans la section suivante l'originalité de nos données et l'ensemble des variables que nous avons retenu.

2.3 Les données

Notre étude s'appuie sur des données issues de l'Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes (ENRJ) réalisée par l'INSEE en 2014 en France. Cette enquête s'est intéressée aux jeunes de 18 à 24 ans vivant en métropole, en Guadeloupe ou à la Réunion, et vivant ou non avec leurs parents. 5776 jeunes adultes âgés de 18 à 24 ans au 1^{er} octobre 2014 ont ainsi été interrogés.

L'enquête ENRJ se distingue des enquêtes existantes sur plusieurs points. Elle repose sur l'ensemble des jeunes 18-24 ans, contrairement à l'enquête sur les Conditions de vie des étudiants (CdV) qui cible les étudiants ou encore l'enquête entrée dans la vie adulte (EVA) qui s'intéresse uniquement aux jeunes sortis du système éducatif.³ Elle inclut aussi les jeunes résidant en communauté (hors religieuse et pénitentiaire). L'enquête ENRJ étend ainsi le champ d'étude de l'enquête Statistiques sur les Ressources et les Conditions de Vie (SRCV) en impliquant les ménages non ordinaires tels que les jeunes en cité universitaire ou en foyer de jeunes travailleurs. L'Enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (ERFS), utilisée par la statistique publique pour mesurer les revenus et les niveaux de vie, offre quant à elle une vue incomplète des ressources et dépenses des jeunes adultes. En effet, cette enquête s'appuie notamment sur les données de l'administration fiscale pour mesurer les revenus des jeunes. Toutefois, les jeunes peuvent bénéficier de transferts monétaires et non-monétaires intrafamiliaux non négligeables ou de déductions fiscales non prises en compte dans les fichiers fiscaux. L'enquête SRCV repose sur les revenus déclarés par les jeunes eux-mêmes plutôt que sur les données issues des bases administratives. Cependant, comme l'expliquent Portela *et al.* (2014),

3. La base CdV a été utilisée par Wolff (2017) pour analyser l'effet du travail étudiant sur la réussite universitaire.

l'enquête SRCV ne prend pas en compte les aides occasionnelles perçues par les jeunes. L'enquête ENRJ détaille ces informations souvent mal renseignées sur les ressources des jeunes, telles que le montant des transferts entre parents et enfants.

En outre, l'enquête ENRJ interroge les individus sur leurs revenus de l'année en cours, ce qui élimine les problèmes de décalage temporel. En effet, les revenus des jeunes peuvent évoluer très rapidement du fait des périodes de transition vécues à l'entrée dans l'âge adulte. Enfin, ENRJ retranscrit des données sur les relations entre les jeunes adultes et leurs parents. Ces informations offrent la possibilité d'examiner l'influence de la nature de ces relations sur les choix effectués par les jeunes adultes.

Notre échantillon va être constitué des 5197 jeunes pour lesquels les parents ont également répondu à un questionnaire. En effet, nous allons aussi utiliser les informations fournies par les parents. Pour les jeunes avec des parents qui vivent toujours ensemble, un seul questionnaire est rempli. Pour ceux qui ont des parents séparés, un ou deux questionnaires sont remplis. Ainsi, 681 jeunes ont leurs deux parents qui ont répondu. Afin de n'en garder qu'un, nous avons sélectionné le questionnaire du parent avec qui le jeune a principalement vécu depuis la séparation de ses parents. Pour 125 cas, résultant, par exemple, de garde en résidence alternée ou alors d'une autre situation, nous avons gardé le questionnaire de la mère.⁴ Enfin, les 80 jeunes dont l'information sur la taille de l'aire urbaine de résidence du parent n'est pas renseignée sont exclus de l'échantillon ainsi que les 19 jeunes pour lesquels la catégorie socio-professionnelle du père et de la mère est manquante.

Nous étudions les décisions de cohabiter, travailler et étudier des jeunes âgés entre 18 et 24 ans. Ainsi, un biais d'estimation peut exister du fait de la prise en compte des lycéens au sein de l'échantillon. Les lycéens ne sont pas aussi flexibles sur leurs choix que les étudiants dans l'enseignement supérieur. En effet, les contraintes de poursuites d'études au lycée sont plus importantes que celles pesant sur un jeune ayant achevé le cycle d'études secondaires. En l'occurrence, une fois engagé dans une filière de Baccalauréat, le lycéen n'a pas d'autre choix (en principe) que de continuer dans cette filière. De même, la cohabitation au sein du foyer familial est très dépendante du lycée de secteur. Enfin, le cadre horaire des cours dispensés dans l'enseignement secondaire laisse peu de place à la possibilité d'occuper un travail en parallèle. Pour ces raisons, nous excluons de l'échantillon

4. Dans 76 % des cas, un enfant mineur vit avec sa mère après un divorce (voir Bonnet *et al.*, 2015). Nous avons également réalisé les estimations en utilisant, pour ces situations, le questionnaire du père, les résultats ne varient pas.

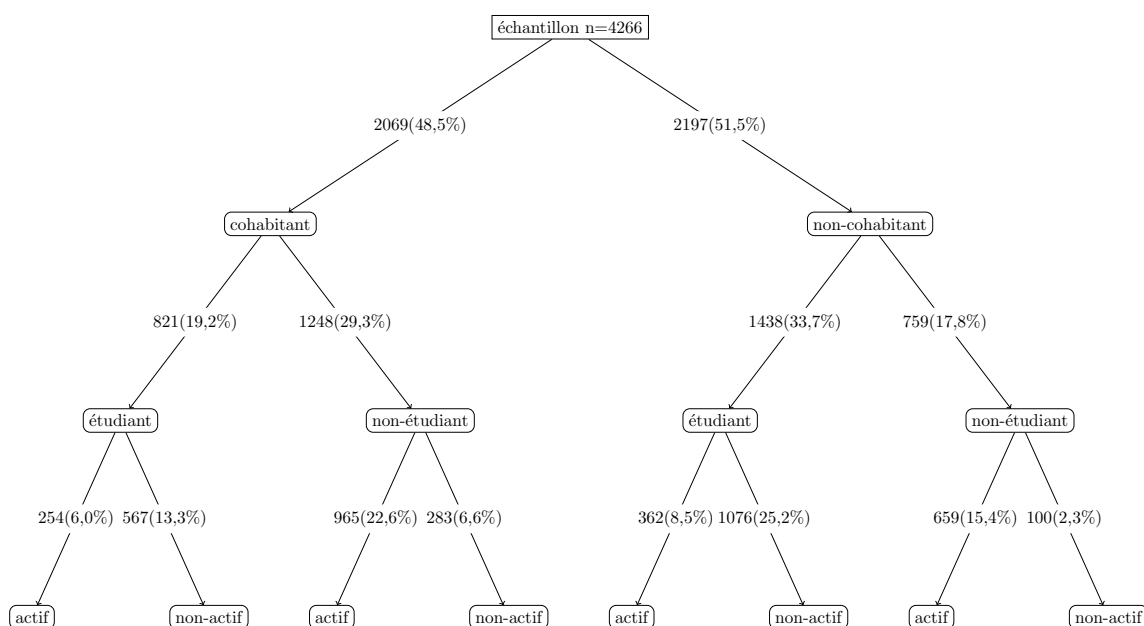
utilisé dans cette étude les 18-24 ans engagés dans l'enseignement secondaire (hors BTS). La taille de l'échantillon est ainsi réduite à 4274 individus. Enfin, nous intéressés à l'environnement familial, nous excluons les 8 jeunes adultes qui n'ont plus aucun lien avec aucun parents liés à une rupture relationnelle, à des décès ou une combinaison des deux (mère décédée et absence de relation avec le père, par exemple). Comme ces jeunes ne communiquent plus avec leurs parents, le choix de cohabiter ou non ne se présente pas. L'échantillon final se compose ainsi de 4266 jeunes.

Avant de présenter des statistiques descriptives sur notre échantillon, il est nécessaire de définir précisément nos trois variables d'intérêt, à savoir : la décohabitation, la poursuite d'études et la participation au marché du travail. Premièrement, la décohabitation est un processus composite et non linéaire (Villeneuve-Gokalp, 2000). Avant d'atteindre l'autonomie résidentielle, un jeune peut traverser des situations intermédiaires. Il peut, par exemple, partager son temps entre le domicile familial et un logement indépendant pour ses études ou bien encore retourner au domicile familial lorsqu'il fait face à un changement de situation personnelle, telle qu'une fin de contrat de travail ou une rupture sentimentale. Le jeune peut aussi bénéficier de transferts financiers intergénérationnels lui permettant de décohabiter même s'il ne peut pas financer son logement de manière autonome. Enfin, un jeune décohabitant peut vivre en résidence universitaire, non pas pour occuper un logement indépendant mais pour répondre à un besoin de rapprochement géographique de son lieu d'études. Cette décohabitation peut ainsi être temporaire contrairement à la décohabitation choisie par le jeune adulte qui souhaite accéder à l'indépendance. Dans le cadre de cette étude, la décohabitation est définie comme le fait de vivre dans au moins un logement sans ses parents. Cette définition rejoint celle adoptée par Castell *et al.* (2016b).

Deuxièmement, être étudiant signifie être inscrit dans un établissement d'enseignement au moment de l'enquête. Enfin, la définition utilisée pour caractériser un jeune participant au marché du travail (ou actif) est peu usuelle. Nous souhaitons en effet distinguer les jeunes qui travaillent pour gagner de l'argent de poche et ceux qui travaillent très régulièrement pour vivre. Ainsi, dans le cadre de cette étude, un jeune est considéré participant au marché du travail (ou actif) s'il a effectué une activité rémunérée la semaine précédant l'enquête et si cette activité est une activité effectuée tout au long de l'année voire sur de longues périodes. Ainsi, les jeunes étudiants travaillant toute l'année à côté de leurs études sont considérés comme actifs, par contre, les jeunes effectuant une activité rémunérée de façon occasionnelle ou lors des vacances scolaires ne sont pas considérés comme

participant au marché du travail. De plus, sont considérés comme participant au marché du travail les jeunes sans emploi ayant engagé une démarche active de recherche d'emploi durant le dernier mois précédent l'enquête. Ces jeunes sont considérés comme étant des chômeurs involontaires. Au contraire, les jeunes sans travail qui ne sont pas à la recherche d'un emploi ou qui n'en font pas la démarche sont considérés comme non participant au marché du travail. Le graphique 2.1 représente la répartition des jeunes de l'échantillon par rapport à ces variables.

Graphique 2.1 : Répartition des jeunes selon la situation d'habitation et d'activité



Nous nous intéressons aux déterminants familiaux des décisions effectuées par les jeunes. Les variables explicatives utilisées dans cette étude concernent donc l'environnement familial du jeune. Des informations sur le revenu des parents, la catégorie socio-professionnelle la plus élevée des parents, l'existence d'une aide familiale plus large (le jeune reçoit-il des transferts de ses grands-parents/oncles/tantes?) ainsi que le statut matrimonial des parents du jeune sont utilisées. Des variables sur le parent répondant à l'enquête sont également intégrées, telles que son âge, la taille de l'unité urbaine dans laquelle il vit, son statut d'activité, une variable binaire pour le fait d'être propriétaire, le nombre d'habitants dans son logement mais également le nombre d'enfants de 18-24 ans qui vivent dans le même logement et le nombre d'enfants de cet âge qui vivent en-dehors du logement. Enfin, un aspect qui n'a pas encore été abordé dans la littérature, nous considérons les relations des

enfants avec leurs parents. Une variable notifiant la présence de tensions dans les relations est insérée.

Nous incluons également dans notre étude un large éventail de variables de contrôle afin d'obtenir des estimations non-biaisées. Les variables exogènes vont être composées de variables individuelles spécifiques au jeune telles que l'âge, le plus haut diplôme obtenu, le sexe, l'état de santé ou encore le permis de conduire. Des variables sur les revenus sociaux perçus les mois précédant l'enquête sont également intégrées (nombre de mois de perception des allocations chômage, du RSA, des prestations familiales). Enfin, la perception d'une bourse de l'enseignement supérieur l'année précédent l'enquête est également incluse. Nous aurions aussi souhaité ajouter la variable taux de chômage local, cependant, pour des raisons de respect du secret statistique, la variable sur le département de résidence n'a pas été communiqué.

2.4 Statistiques descriptives

Avant de poursuivre notre étude par une analyse plus fine des décisions conjointes des jeunes, nous présentons les statistiques descriptives de notre échantillon (cf. Tableau 2.1). Les tableaux 2.2, 2.3 et 2.4 présentent plus précisément des statistiques descriptives pour plusieurs sous-groupes de jeunes, révélant des tendances possibles sur les comportements des jeunes adultes en matière de coresidence, d'études et de travail. Dans le tableau 2.2, nous distinguons les jeunes par statut d'habitation. Le tableau 2.3 présente les caractéristiques des étudiants et des non-étudiants de notre échantillon. Le tableau 2.4 décline les statistiques pour les jeunes participant au marché du travail ou non.

L'âge moyen est de 20,7 ans et 52 % des jeunes de l'échantillon sont des hommes. Si 27,4 % des jeunes sont en couple, la proportion de jeunes en couple est plus importante chez les femmes (33 %) que chez les hommes (23 %). La situation résidentielle est assez partagée, en effet, 31 % des jeunes (hommes comme femmes) sont des semi-cohabitants (partageant leur temps entre foyer parental et résidence autonome). En revanche, la proportion de décohabitants est plus élevée pour les femmes qui semblent ainsi décohabiter de manière plus précoce que les hommes. Les femmes en couple, plus nombreuses que les hommes, sont aussi plus nombreuses à quitter le foyer parental (71 % contre 62 %). L'âge moyen plus élevé de leur conjoint (24 ans pour les conjoints contre 21 ans pour les conjointes) pourrait

expliquer en partie pourquoi les femmes décohabitent plus précocement que les hommes.

Tableau 2.1 : Statistiques descriptives par sexe

	Femmes	Hommes	Ensemble
Âge	20,7	20,7	20,7
En couple (%)	32,7	22,6	27,4
Inscrit dans une formation (%)	57,1	49,2	53,0
En emploi au moment de l'enquête (%)	39,1	40,0	39,6
Situation résidentielle (%)			
Cohabitant	44,4	52,2	48,5
Semi-cohabitant	30,7	31,6	31,2
Non-cohabitant	24,9	16,1	20,3
Diplôme le plus élevé obtenu (%)			
Aucun diplôme	7,8	10,3	9,1
Inférieur au BAC	10,8	13,3	12,1
Bac et équivalent	58,5	56,7	57,5
Supérieur court	9,6	10,7	10,2
Supérieur long	13,2	9,1	11,1
Relations avec la mère (%)			
Aucun problème	76,0	78,8	77,5
Tensions	21,4	18,6	19,9
Plus de relations	1,0	1,1	1,1
Décédée ou inconnue	1,5	1,4	1,5
Relations avec le père (%)			
Aucun problème	66,4	71,0	68,8
Tensions	21,0	17,8	19,4
Plus de relations	7,3	5,6	6,4
Décédé ou inconnu	5,3	5,6	5,5
Observations	2042	2224	4266

Source : ENRJ 2014

Nous observons que la proportion d'étudiants est plus importante parmi les non-cohabitants (tableau 2.2). La nécessité des jeunes adultes de quitter le foyer parental pour suivre des études dans des grandes villes où se concentre une grande partie de l'offre de formation peut expliquer ces chiffres. En effet, 65,1 % des jeunes ont décohabité pour la première fois à cause de leurs études et 9,6 % des cohabitants sont revenus dans le foyer parental à la fin des études.

Tableau 2.2 : Statistiques descriptives cohabitant vs non-cohabitant

	Cohabitant	Non-cohabitant
Âge	20,7	20,7
Part de femmes (%)	43,8	51,7
En couple (%)	18,5	35,8
Inscrit dans une formation (%)	39,7	65,5
En emploi au moment de l'enquête (%)	40,8	38,4
Situation financière (%)		
Ne s'en sort pas sans dettes	5,7	4,3
S'en sort difficilement	49,0	50,5
S'en sort	45,4	45,2
PCS père (PCS mère) (%)		
Artisans/commerçants/chefs d'entreprises	12,2 (4,4)	13,6 (5,8)
Cadres/Professions libérales	15,9 (8,9)	22,0 (11,7)
Professions intermédiaires	19,9 (17,7)	22,4 (25,2)
Employés/Ouvriers	45,6 (62,7)	37,2 (52,3)
Inconnu	6,4 (6,2)	4,8 (11,7)
Relations avec la mère (%)		
Aucun problème	74,9	79,9
Tensions	23,3	16,8
Plus de relations	0,7	1,5
Décédée ou inconnue	1,1	1,9
Relations avec le père (%)		
Aucun problème	64,0	73,3
Tensions	21,9	16,9
Plus de relations	7,8	5,1
Décédé ou inconnu	6,3	4,7
Revenu mensuel moyen des parents	3611	3977
Perçoit aides financières régulières des parents (%)	73,9	75,6
Montant mensuel moyen d'aide (si concerné)	138	430
Aide des parents pour payer le loyer (%)		58,4
Perçoit aides de la famille élargie (%)	9,2	12,2
Jeunes donnant de l'argent aux parents (%)	18,6	5,7
1 ^{re} décohabitation pour études (%)		65,1
Incité par les parents à décohabiter (%)		9,0
Retour chez les parents car fin études (%)	9,6	
Bénéficie d'APL (%)		44,9
Revenus sociaux perçus	85	209
Observations	2069	2197

Source : ENRJ 2014

Concernant les actifs, nous les définissons ici comme étant (i) les jeunes effectuant une activité rémunérée la semaine précédant l'enquête lorsque cette activité est effectuée toute l'année (voire sur de longues périodes) et (ii) les jeunes cherchant activement un emploi. Comme attendu, les jeunes actifs sont en moyenne plus âgés que les jeunes inactifs qui sont pour la plupart encore étudiants (81,1 %) (tableau 2.4). En revanche, la proportion de jeunes actifs vivant chez leurs parents est plus élevée que pour les autres jeunes : près de 30 % de ces jeunes actifs sont au chômage et moins de 30 % des actifs occupés sont en CDI. 10,5 % des jeunes en emploi sont d'ailleurs insatisfaits de leur situation professionnelle. En plus de la difficulté ressentie à s'insérer sur le marché du travail de manière durable, les jeunes actifs déclarent éprouver plus de difficultés financières que les jeunes non-actifs. Plus de la moitié affirme s'en sortir difficilement et près de 6 % des jeunes actifs ne s'en sortent pas sans dettes (contre 3,8 % des jeunes non-actifs). De plus, 92 % des jeunes inactifs perçoivent une aide régulière de leurs parents, atteignant en moyenne 364 euros chaque mois : ce transfert est deux fois moindre pour les jeunes actifs aidés par leurs parents. Enfin, les jeunes actifs sont plus souvent issus de familles d'employés et d'ouvriers dont le revenu mensuel est inférieur d'environ 15 % au revenu mensuel des parents des jeunes inactifs, réduisant ainsi les possibles transferts financiers parentaux. Ces jeunes ont tendance à faire moins d'études et lorsqu'ils s'engagent dans un cursus d'études supérieures, ils le font souvent en parallèle d'une activité rémunérée.

En matière d'éducation, pour plus de la moitié des individus de notre échantillon, le dernier diplôme obtenu est le BAC (tableau 2.3). En effet, ces jeunes âgés de 18 à 24 ans sont encore, pour une partie, en formation initiale, même si, la moyenne d'âge des étudiants est, comme attendu, plus faible que celle des non-étudiants. La proportion de femmes et de célibataires est plus importante parmi les jeunes en études supérieures. Si seuls 36 % des étudiants vivent chez leurs parents, ils sont moins de 22 % à se déclarer en emploi au moment de l'enquête. Cependant, 93 % des étudiants bénéficient de transferts monétaires parentaux atteignant en moyenne 379 euros par mois. Comme Herpin et Verger (1998), nous relevons que l'aide est beaucoup moins importante pour les jeunes non-étudiants. En plus, des aides parentales, les jeunes étudiants peuvent bénéficier de bourses (36,1 %) ou encore d'aides au logement pour ceux qui décohabitent. En effet, 45 % des jeunes décohabitants bénéficient de l'Aide Personnalisée au Logement (Tableau 2.2). Les difficultés financières peuvent conditionner la décision d'entreprendre des études. Si 25 % des non-étudiants déclarent également vouloir reprendre des études ils sont 16,1 % dans notre échantillon à déclarer avoir arrêté leurs études pour des raisons financières.

Tableau 2.3 : Statistiques descriptives étudiant vs non-étudiant

	Étudiant	Non-étudiant
Âge	19,9	21,6
Part de femmes (%)	51,6	43,7
En couple (%)	20,2	35,5
Cohabitant (%)	36,3	62,2
En emploi au moment de l'enquête (%)	21,2	60,2
Situation financière (%)		
Ne s'en sort pas sans dettes	3,0	7,2
S'en sort difficilement	45,3	54,8
S'en sort	51,7	40,0
PCS père (PCS mère) (%)		
Artisans/commerçants/chefs d'entreprises	14,3 (5,6)	11,5 (4,6)
Cadres/Professions libérales	27,9 (15,8)	9,0 (4,2)
Professions intermédiaires	24,2 (28,6)	17,8 (13,6)
Employés/Ouvriers	30,0 (45,2)	53,9 (71,0)
Inconnu	3,6 (4,8)	7,8 (6,6)
Relations avec la mère (%)		
Aucun problème	79,0	75,7
Tensions	18,8	21,3
Plus de relations	0,8	1,4
Décédée ou inconnue	1,4	1,6
Relations avec le père (%)		
Aucun problème	71,8	65,4
Tensions	19,6	19,1
Plus de relations	5,0	7,9
Décédé ou inconnu	3,6	7,6
Revenu mensuel moyen des parents	4311	3223
Perçoit aides financières régulières des parents (%)	93,4	53,9
Montant mensuel moyen d'aide parentale (si concerné)	379	116
Perçoit une bourse d'étude (%)	36,1	
Montant mensuel de la bourse	268	
Part jeunes aidés par famille élargie (%)	14,3	6,8
Part jeunes donnant de l'argent aux parents (%)	6,2	18,5
Arrêt études raison financière (%)		15,4
Arrêt études car niveau voulu atteint (%)		51,0
A l'intention de reprendre des études (%)		25,0
Montant mensuel des revenus du travail (si concerné)	626	1218
Nombre d'heures travaillées (si concerné)	22,9	33,9
Observations	2259	2007

Source : ENRJ 2014

Les parents des jeunes décohabitants ont un revenu mensuel en moyenne supérieur aux parents des jeunes cohabitants (ce qui peut aussi expliquer pourquoi plus de 18 % des jeunes cohabitants donnent occasionnellement ou régulièrement de l'argent à leurs parents). Ils sont une source importante de transferts de revenus pour favoriser l'autonomie de leurs enfants. Les trois quarts des jeunes de notre échantillon (cohabitants ou non) reçoivent une aide de la part de leurs parents. Mais les jeunes décohabitants reçoivent en moyenne 430 euros d'aide mensuelle, soit trois fois plus que les jeunes vivant chez leurs parents. Près de 6 décohabitants sur 10 déclarent se faire aider par leurs parents pour assumer la charge du loyer. Cependant, les jeunes cohabitants bénéficient aussi de transferts non-matérialisés via le partage du logement parental et d'économies d'échelles qui en découlent ce qui explique la différence de montants de transferts financiers. Il se pourrait que ces transferts plus importants chez les décohabitants soient également liés au statut d'étudiant : 93,4 % des étudiants perçoivent des aides régulières de leurs parents contre 53,9 % des jeunes non-étudiants. Financièrement, les jeunes étudiants déclarent, en effet, moins de problèmes financiers que les jeunes non-étudiants même si ceux qui se déclarent en activité rémunérée travaillent en moyenne 23 heures par semaine contre 34 heures pour les non-étudiants.

Concernant les relations avec les parents, il est plus fréquent qu'un jeune adulte interrompe toute relation avec son père plutôt qu'avec sa mère (6,4 % contre 1,1 %). Globalement, plus des trois-quarts des jeunes n'ont aucun problème relationnel avec leur mère. Ils sont en revanche près d'un tiers à avoir des relations relativement difficiles avec leur père. Ces relations tendues se manifestent davantage auprès des enfants vivant toujours dans le foyer parental (23 % contre 17 % pour les décohabitants). Les jeunes décohabitants semblent donc avoir de meilleures relations avec leurs parents que les jeunes cohabitants. La co-résidence entraînerait-elle une plus grande probabilité d'entrer en conflit ? Au contraire, de bonnes relations inciteraient-elles les parents à aider financièrement le jeune à prendre son indépendance ? Toutefois, seuls 9,0 % des jeunes ont été poussés par leurs parents à quitter le foyer parental. La distance créée par la décohabitation peut faire évoluer les rapports entre enfants et parents réduisant ainsi les tensions familiales. Les jeunes non-étudiants ont aussi plus régulièrement des problèmes relationnels avec leur père que les jeunes étudiants. 15,5 % des jeunes non-étudiants n'ont d'ailleurs plus de relation avec leur père. Or, en réduisant les ressources du foyer, l'absence du père peut contraindre les finances du jeune et sa décision d'étudier. Elle peut aussi inciter le jeune à gagner en indépendance plus rapidement en intégrant le marché du travail. Les jeunes actifs sont plus nombreux à se déclarer en tensions ou en coupure avec leur mère et surtout leur

père que les jeunes sans activité professionnelle.

Tableau 2.4 : Statistiques descriptives actif vs non-actif

	Actif	Non-actif
Âge	21,4	19,9
Part de femmes (%)	47,2	48,6
En couple (%)	34,7	19,4
Cohabitant (%)	54,4	42,0
Inscrit dans une formation (%)	27,5	81,1
Situation financière (%)		
Ne s'en sort pas sans dettes	5,9	3,8
S'en sort difficilement	52,5	46,8
S'en sort	41,6	49,4
PCS père (PCS mère) (%)		
Artisans/commerçants/chefs d'entreprises	12,3 (5,2)	13,6 (5,3)
Cadres/Professions libérales	13,4 (65,4)	25,2 (14,2)
Professions intermédiaires	19,3 (17,5)	23,3 (26,1)
Employés/Ouvriers	48,2 (65,4)	33,6 (48,4)
Inconnu	6,8 (5,2)	4,3 (6,1)
Relations avec la mère (%)		
Aucun problème	76,8	78,2
Tensions	20,8	19,1
Plus de relations	1,2	0,9
Décédée ou inconnue	1,3	1,7
Relations avec le père (%)		
Aucun problème	68,1	69,6
Tensions	21,5	20,3
Plus de relations	6,9	5,9
Décédé ou inconnu	6,6	4,2
Revenus des parents	3541	4085
Perçoit aides financières régulières de parents	59,5	91,7
Montant mensuel moyen d'aide parentale (si concerné)	188	364
Part jeunes aidés par famille élargie (%)	7,9	13,9
Part jeunes donnant de l'argent aux parents (%)	16,3	7,2
En emploi au moment de l'enquête (%)	69,1	
En CDI (%)	28,7	
Nbr d'heures travaillées (si concerné)	31,7	
Montant mensuel des revenus du travail (si concerné)	1101	
Insatisfait de sa situation pro actuelle (si concerné) (%)	10,5	
Observations	2240	2026

Source : ENRJ 2014

Suite à l'analyse des statistiques descriptives de notre échantillon, nous menons à présent une analyse empirique nous permettant de tenir compte de la simultanéité des décisions des jeunes adultes quant à devenir actif, être étudiant ou quitter le foyer parental. Toutefois, le champ d'investigation se réduit du fait de possibles biais de causalité inverse et nous contraint à n'étudier que certaines tendances soulevées par l'analyse des statistiques descriptives. Nous présentons ainsi la méthode d'estimation employée pour étudier simultanément les décisions prises par le jeune adulte.

2.5 **Modèle empirique et stratégie d'estimation**

Nous étudions les déterminants des décisions que peut prendre un jeune entrant dans la vie adulte. Les déterminants potentiels des choix de travailler, d'étudier et de quitter le domicile familial peuvent être corrélés. En effet, ces choix ne dépendent pas uniquement des déterminants propres à chaque décision mais aussi des autres décisions prises. Un jeune qui travaille peut davantage avoir envie d'indépendance et cette indépendance va être plus facilement accessible grâce aux revenus du travail perçus. De plus, la simultanéité peut aussi être expliquée par le fait que le choix de décohabiter peut influencer le choix de travailler pour avoir les revenus nécessaires permettant d'assumer cette indépendance ; ou qu'en travaillant on peut justement se sentir suffisamment apte à assumer son entière autonomie. Les choix des jeunes ne peuvent donc pas être considérés a priori comme indépendants les uns des autres. De plus, il existe des caractéristiques non observables pour chaque jeune, telles son ambition ou sa facilité d'apprentissage, qui vont influencer simultanément ses décisions d'étudier, de cohabiter ou de participer au marché du travail. Ainsi, estimer séparément chacun des trois choix peut conduire à des estimations moins efficaces.

Dans la même lignée que Martinez-Granado et Ruiz-Castillo (2002) et Aylon (2015), nous utilisons donc une spécification économétrique qui modélise simultanément les décisions prises par les jeunes adultes. Nous estimons un probit trivarié pour analyser les déterminants des décisions des jeunes adultes sur des données françaises originales et compléter ainsi la littérature déjà existante.

Nous définissons les variables C_i , E_i et A_i comme représentant respectivement le statut vis-à-vis de la décohabitation, l'éducation et l'activité du jeune i . Représentant un statut, ces variables sont dichotomiques et valent 1 si la propension

de chaque état (respectivement c_i^* , e_i^* , a_i^*) est supérieure à 0 et 0 sinon. Ainsi le système d'équation s'écrit :

$$C_i = \mathbb{1}(c_i^* > 0) \quad c_i^* = X_{1i}^T \beta_1 + u_{1i}, \quad (2.1)$$

$$E_i = \mathbb{1}(e_i^* > 0) \quad e_i^* = X_{2i}^T \beta_2 + u_{2i}, \quad (2.2)$$

$$A_i = \mathbb{1}(a_i^* > 0) \quad a_i^* = X_{3i}^T \beta_3 + u_{3i}. \quad (2.3)$$

$\mathbb{1}$ sont des fonctions indicatrices prenant la valeur 1 si la propension de chacun des états est supérieur à 0. Ainsi, $C_i = 1$ si le jeune décohabite, $E_i = 1$ si le jeune étudie et $A_i = 1$ si le jeune est actif. Les vecteurs X_{1i} , X_{2i} , X_{3i} représentent les variables économiques et socio-démographiques, considérées comme exogènes, conditionnant les trois équations. Les termes d'erreurs u_{1i} , u_{2i} et u_{3i} ont une variance normalisée à 1. Ces termes d'erreurs peuvent toutefois être corrélés entre les équations : les décisions des jeunes sont susceptibles de ne pas être indépendantes puisque des variables non observées peuvent affecter simultanément les trois décisions. Ainsi, nous considérons que les termes d'erreurs suivent une distribution normale trivariée :

$$\begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \\ u_{3i} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}(0, \Sigma) \text{ avec } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}.$$

Les coefficients de corrélation entre les résidus ρ_{jk} vont permettre de capturer les effets des variables non observées affectant simultanément les différentes variables d'intérêt. Si les choix sont indépendants, les coefficients ρ_{jk} sont nuls. Si les choix sont, en revanche, dépendants, alors ces coefficients sont significativement différents de zéro. Ce modèle, correspondant à un probit trivarié.

Nous avons vu, à l'aide du graphique 2.1, qu'il existe 8 combinaisons possibles des 3 variables d'intérêt. Ainsi, il va y avoir 8 contributions à la fonction de log-vraisemblance. Cette dernière va s'écrire de la façon suivante :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^1 \sum_{k=0}^1 \sum_{l=0}^1 w_i \ln P(C_i = j, E_i = k, A_i = l), \quad (2.4)$$

avec

$$w_i = \mathbb{1}(C_i = j, E_i = k, A_i = l), \quad (2.5)$$

et où la probabilité P que l'individu i se situe dans un des 8 états considéré est définie par :

$$P(C_i = j, E_i = k, A_i = l) = \int \int \int \phi_3(u_{1i}, u_{2i}, u_{3i}, \rho_{12}, \rho_{13}, \rho_{23}) du_{1i} du_{2i} du_{3i}. \quad (2.6)$$

j, k, l pouvant prendre les valeurs 0 ou 1 et ϕ_3 la fonction de densité d'une loi normale trivariée. La fonction de vraisemblance contenant des intégrales triples, il est nécessaire d'utiliser des méthodes de simulation pour estimer le modèle. Il existe de nombreuses méthodes de simulation pour les modèles à choix discret (voir, par exemple, Train, 2009; McFadden et Ruud, 1994). Dans le cadre de cette étude, nous nous appuyons sur la procédure de simulations Geweke-Hajivassiliou-Keane qui part du principe que l'expression (2.6) peut s'écrire comme le produit de probabilités conditionnelles. Ces dernières, en utilisant la factorisation de Cholesky pour Σ , peuvent également être réécrites en tant que probabilités non-conditionnelles exprimées à l'aide de variables aléatoires distribuées selon des lois normales tronquées (Cappellari et Jenkins, 2003). Un certain nombre de tirages sont effectués dans ces distributions afin de simuler les probabilités. La moyenne des probabilités simulées va ainsi remplacer l'équation (2.6) dans la fonction de vraisemblance.⁵ La fonction de vraisemblance peut ensuite être maximisée au moyen de techniques usuelles. Selon Cappellari et Jenkins (2003), le nombre de tirages pour les simulations devrait être au moins égal à la racine carrée du nombre d'observations pour rendre négligeable l'erreur de simulation. Nous utilisons ainsi 70 tirages.

Les vecteurs X_{1i}, X_{2i}, X_{3i} sont composées de variables communes aux équations (2.1), (2.2) et (2.3) mais également de variables spécifiques à chacune des équations, notamment pour respecter des conditions d'exclusions nécessaires à l'identification des paramètres du modèle.⁶ Ces variables sont supposées comme a priori exogènes. Nous aurions aimé intégrer la variable sur les transferts monétaires entre parents et enfants. Cependant, il est difficile de déterminer le sens de la causalité. Par exemple, un jeune peut décider de quitter le foyer parental car il

5. Pour plus de détails sur cette méthode de simulation, nous invitons le lecteur à se référer à Cappellari et Jenkins (2003), Train (2009) pages 139-151 ou encore Greene (2003) pages 931-933. L'estimation du probit trivarié est obtenu à l'aide du package `mvprobit` de Stata (Cappellari et Jenkins, 2003).

6. Pour plus de détails sur les variables utilisées, se référer à la section 2.3 ou à l'annexe 2.8.

perçoit des transferts monétaires importants de la part de ses parents tout comme il peut percevoir des transferts parentaux élevés car il a décidé de décohabiter. Aussi, nous avons préféré utiliser le revenu des parents comme proxy de l'aide monétaire fournie par les parents. Nous supposons que l'aide financière apportée par les parents est probablement d'autant plus importante que ceux-ci gagnent davantage.⁷ Cette mesure, certes approximative, a toutefois l'avantage d'être plausiblement exogène.

2.6 Résultats d'estimation

2.6.1 Les déterminants de la probabilité de décohabiter

Les résultats d'estimation sont présentés dans le Tableau 2.5. Les coefficients de corrélation ($\rho_{j,k}$) entre les termes d'erreurs, tous non nuls, confirment la simultanéité des décisions prises par les jeunes et l'intérêt de la méthode d'estimation employée. Nous observons ainsi que les facteurs non observés qui conduisent à la décohabitation rendent également plus probable la poursuite d'études. En revanche, les facteurs non observés influençant la participation au marché du travail sont négativement corrélés avec la décohabitation et la poursuite d'études. L'estimation jointe des équations modélisant les principales décisions du jeune adulte semble donc adaptée à notre étude.

Au sortir du secondaire, les plus jeunes peuvent décohabiter plus facilement du fait de leur entrée dans un cycle d'études supérieures qui peut les éloigner de leur domicile parental. Mais l'entrée dans la vie adulte implique aussi de prendre des décisions importantes dans un délai relativement court. Les jeunes peuvent réviser leurs choix, les amenant à regagner le foyer parental plus rapidement, ce qui peut expliquer la relation en U observée entre l'âge et la probabilité de décohabiter (coefficient de -0,804 pour l'âge et 0,019 pour l'âge au carré). De plus, les parents peuvent stopper leur aide au logement du jeune si celui-ci arrête ses études. Le jeune se voit alors contraint de corésider à nouveau. En revanche, plus les jeunes grandissent, plus leur désir de gagner en indépendance se manifeste et plus la probabilité de décohabiter augmente avec l'âge. Un niveau d'éducation élevé augmente également la probabilité de quitter le domicile parental. Galland (1995) précise que les jeunes titulaires du BEP ou CAP, au contraire, sont plus

7. Le coefficient de corrélation de Pearson entre le revenu des parents et le montant d'aide monétaires régulières est 0,32 et il est significatif à 1%.

à même de retrouver le foyer parental après avoir pourtant décohabité dans un logement qu'ils ont eux-mêmes financé un temps. Ce retour à la cohabitation est expliqué en premier lieu par une perte d'emploi.

La probabilité de décohabiter est plus importante pour les femmes qui sont plus nombreuses que les hommes à accéder à leur propre logement dès leur entrée dans la vie adulte. En particulier selon Galland (1995), les femmes décohabitent beaucoup plus rapidement que les hommes lorsqu'elles achèvent leur cycle d'études. Être en couple accroît également la propension des jeunes à quitter le foyer parental (coefficient de 0,406). Être en couple peut générer des aspirations différentes qui vont amener le jeune à désirer davantage d'autonomie.

Concernant la situation vis-à-vis de l'emploi, nous trouvons un impact négatif de la durée de perception des allocations chômage sur la décohabitation. L'impact négatif du chômage sur la décohabitation du jeune avait déjà été mis en avant par Courgeau (2000) sur des données françaises. Nos données confirment que l'augmentation de la durée du chômage vécue par le jeune adulte réduit ses incitations à quitter le foyer parental ; les ressources du jeune au chômage peuvent être insuffisantes pour permettre de vivre dans un logement séparé. Les parents représentent ainsi une assurance contre le non-emploi du jeune (Becker *et al.*, 2010). La durée de la perception du RSA, quant à elle, ne semble pas influencer les décisions du jeune. Toutefois, l'absence de significativité statistique peut venir du fait que le nombre de jeunes éligibles au RSA est relativement restreint dans cette tranche d'âge. Par contre, un montant élevé de bourse de l'enseignement supérieur perçu par le jeune semble augmenter sa probabilité de quitter le foyer parental. Les jeunes effectuant des études sont souvent obligés de quitter le foyer parental pour suivre une formation dans une grande ville, les montants de bourses ainsi que les résidences universitaires aidant pour cette prise d'autonomie.

La décision du jeune de cohabiter ou non est également influencée par ses parents, que ce soit du fait de leurs caractéristiques (telles les revenus des parents ou la catégorie socio-professionnelle la plus élevée des parents) ou des relations qu'ils entretiennent avec leurs enfants. Les parents occupant des professions intermédiaires et, plus encore, les cadres, les libéraux et les professions intellectuelles et artistiques, ont ainsi plus de chances de voir leurs enfants décohabiter que les employés et les ouvriers. Selon Wolff (2006), les cadres et professions libérales tendent aussi à donner davantage d'argent de poche à leurs enfants que les autres parents, suggérant plus de facilités pour le jeune à financer son indépendance. Plus largement, les enfants dont les parents ont un revenu plus

élevé affichent une probabilité plus élevée de quitter le foyer parental. Ce résultat est conforté par le fait que les enfants de parents propriétaires ont plus de chances de décohabiter. Contrairement aux résultats mis en évidence sur les jeunes anglais par Ermisch (1999), nos données suggèrent que les parents plus riches seraient plus en mesure d'aider leurs enfants à prendre leur autonomie résidentielle, ce que montrent également Blanc et Wolff (2006) pour la France. Certes, selon Laferrère (2005), des parents aisés peuvent disposer de logements de qualité qui pourraient dissuader le jeune de partir. Mais cette étude pointe aussi la possibilité pour ces parents de soutenir le départ du jeune. Le revenu des parents nous permet, en effet, d'approcher les transferts financiers qui circulent des parents vers leurs enfants en supposant que ces aides monétaires sont positivement corrélées avec le revenu. Cette approche permet d'éviter la double causalité qui serait inhérente à l'utilisation des transferts financiers puisque ceux-ci sont directement affectés par la décohabitation elle-même. Pour les plus défavorisés, décider de continuer à vivre avec ses parents peut être également expliqué par le coût d'un logement autonome. De plus, pour occuper un logement indépendant, les jeunes adultes, (actifs ou non) doivent généralement avoir un cautionnaire.⁸ Les jeunes dont les parents ont de faibles ressources ont davantage de difficultés à présenter un cautionnaire qui satisfait les bailleurs. Le fait que les grands-parents ou oncles et tantes puissent aussi aider financièrement le jeune influe directement sur sa décision à quitter le foyer parental, notamment en réduisant sa contrainte budgétaire.

Les aides financières familiales ne sont pas les seuls facteurs familiaux à conditionner les décisions du jeune. La localisation du foyer parental peut affecter le choix du jeune de décohabiter : les parents vivant dans des villes de plus de 100 000 habitants ont moins de chance de voir leurs enfants décohabiter que ceux vivant dans une petite commune comptant moins de 10 000 habitants (coefficient de -0,164 pour les communes de 100 000 à 199 999 habitants, -0,472 pour celles entre 200 000 et plus -0,982 pour la région parisienne avec comme référence les villes de moins de 10 000 habitants). Ce résultat est d'autant plus marquant pour les parents vivant en région parisienne. Le jeune a moins d'incitations à quitter le foyer parental s'il peut facilement accéder aux études, au travail ou aux loisirs à partir de chez ses parents. Les villes de plus de 100 000 habitants proposent un panel d'infrastructures et une activité économique et socio-culturelle souvent plus large que les communes de taille inférieure. De plus, le coût d'un logement est souvent plus important dans les grandes villes et métropoles. Les risques de ne pas

8. Ce n'est que depuis le 30 septembre 2016 que les jeunes de moins de 30 ans (actifs occupés, chômeurs ou étudiants) devant se loger peuvent faire appel au dispositif de garantie Visale pour obtenir un cautionnement gratuit.

pouvoir assumer un logement indépendant mais aussi de perdre en qualité de vie réduisent ainsi la probabilité de quitter le foyer parental. Selon Laferrère (2005), l'influence du logement parental serait encore plus importante sur la décision du jeune de corésider que le revenu de ses parents. Et ce, d'autant plus que la cohabitation génère des économies d'échelle qui permettent d'améliorer la qualité de vie (Herpin et Verger, 1998).

Le nombre d'enfants à charge des parents module aussi la décision du jeune. Le jeune peut, en effet, suivre et imiter les habitudes de ses frères et sœurs : un jeune dont les parents hébergent d'autres jeunes de 18-24 ans aura tendance à rester plus longtemps dans le foyer parental. En revanche, plus les autres jeunes de 18-24 ans ont quitté le foyer parental, plus la probabilité du jeune questionné de devenir décohabitant augmente (0,502). La possibilité que ses frères et sœurs occupent un logement indépendant peut, en outre, refléter la capacité des parents à soutenir ces départs.

Enfin, notre étude révèle que la probabilité que le jeune quitte le foyer parental ne dépend pas seulement de l'environnement socio-économique des parents. Elle dépend aussi de la qualité des relations que le jeune entretient avec ses parents. Nous observons qu'un jeune ayant des tensions avec au moins l'un de ses parents ou en complète rupture relationnelle avec l'un d'eux aura tendance à corésider. Si ce résultat paraît surprenant, il peut toutefois refléter plusieurs hypothèses. Parmi elles, un jeune en rupture avec l'un de ses parents peut ne pas avoir les moyens suffisants pour subvenir seul à ses besoins en quittant le foyer de l'autre parent. Mais ces coefficients négatifs peuvent aussi cacher un biais d'endogénéité résultant d'une possible causalité inverse : la cohabitation peut générer des tensions avec les parents. En effet, comme l'explique Courgeau (2000), la cohabitation entre deux générations éloignées peut générer des tensions. Cependant, cette situation, selon Courgeau (2000) aurait plutôt tendance à précipiter le départ du jeune. Nos résultats confirment que plus le parent du jeune avance en âge, plus le jeune aura tendance à quitter son foyer parental. Par contre, cet effet s'inverse passé un certain seuil, révélant peut être la volonté des jeunes à retarder leur départ face au vieillissement du parent, ce dernier pouvant nécessiter plus de soutien pour la vie quotidienne.

Tableau 2.5 : Résultats d'estimation du probit trivarié

	Décohabitation	Etudes	Activité
Caractéristiques du jeune			
Âge	-0.804***	-0.879***	0.208
Âge ²	0.019***	0.014*	0.000
Sexe	-0.076*	-0.254***	0.040
Être en couple	0.406***	-0.209***	0.220***
Enfant à charge		-0.548	
Être mère		-0.199	
Avoir son permis de conduire			0.252***
Être en mauvaise santé	-0.041	0.204	-0.337*
<i>Diplôme</i>			
Aucun diplôme	référence	référence	référence
Diplôme inférieur au BAC	-0.090	-0.583***	0.394***
BAC ou équivalent	0.555***	1.692***	-0.377***
Diplôme supérieur court	0.446***	1.387***	-0.119
Diplôme supérieur long	0.509***	1.707***	-0.408***
Nombre de mois au chômage	-0.033**		
Nombre de mois au RSA	0.026		
Nombre de mois alloc. familiales	0.078***		
Montant de la bourse scolaire en t-1	0.001***	0.003***	
Relations du jeune avec sa famille			
<i>Statut matrimonial</i>			
Parents vivant ensemble	référence	référence	référence
Parents séparés	-0.078	-0.125	-0.064
1 seul parent vivant (ou connu)	0.054	0.099	-0.087
<i>Relations</i>			
Aucune tension	référence	référence	référence
Tensions avec 1 parent (au moins)	-0.232***	-0.122**	0.101**
Rupture relationnelle totale avec 1 parent	-0.179*	-0.024	-0.051
Aide des tantes/oncles et grands-parents	0.222***	0.215***	-0.143**
Caractéristiques générales des parents du jeune			
Revenu des parents/100	0.003**	0.008***	0.009***
Revenu des parents ² /10000	-0.000	-0.000***	-0.000***
<i>Catégorie socioprofessionnelle la plus élevée</i>			
Cadre	0.375***	0.791***	-0.424***
Artisan	0.095	0.340***	-0.159**
Profession intermédiaire	0.222***	0.385***	-0.247***
Employé/Ouvrier	référence	référence	référence
Caractéristiques du parent répondant			
Âge	0.093**	-0.082	-0.062
Âge ²	-0.001*	0.001*	0.000
Être né en France	0.167**	-0.136*	0.060
Être propriétaire	0.128**	0.156**	-0.152***
Nbr d'habitants du logement	-0.000	-0.017	-0.036
Nombre d'enfants 18-24 ans dans le ménage	-0.329***	0.123**	-0.131***
Nombre d'enfants 18-24 ans hors ménage	0.502***	-0.110**	0.047***
<i>Taille de l'unité urbaine du foyer parental</i>			
Moins de 10 000 habitants	référence	référence	référence
Entre 10 000 et 99 999 habitants	-0.059	0.048	-0.061
Entre 100 000 et 199 999 habitants	-0.164*	0.145	0.095
Entre 200 000 et 1 999 999 habitants	-0.472***	0.039	0.020
Agglomération parisienne	-0.982***	0.186**	-0.005
<i>Statut d'activité du parent</i>			
En emploi	référence	référence	référence
Au chômage	-0.064	-0.040	-0.049
En retraite	-0.002	-0.342***	-0.029
Autre	-0.020	-0.163**	-0.081
Constante	5.481*	12.192***	-2.098
Corrélation des termes d'erreurs			
ρ_{12}	0.541***		
ρ_{13}	-0.243***		
ρ_{23}	-0.592***		
Log-vraisemblance	-5978,69		
nombre d'observations	4266		

niveau de significativité : *** 1%, ** 5%, * 10%

2.6.2 Les déterminants de la probabilité d'étudier

Comme attendu, la probabilité d'étudier diminue lorsque le jeune avance en âge. Elle finit ensuite par réaugmenter, ce qui peut refléter le choix mûri de reprendre des études suivant un projet plus clair qu'à la sortie du secondaire. Les statistiques descriptives issues de notre échantillon (présentées dans le Tableau 2.3) révèlent d'ailleurs que 25 % des jeunes non-étudiants souhaitent reprendre des études. Quant au niveau de diplôme obtenu, un jeune ayant au moins le baccalauréat aura tendance à poursuivre des études supérieures. Un jeune doté par exemple d'un BEP ou d'un CAP, donc d'une formation professionnalisante offrant des possibilités d'intégrer rapidement le marché du travail, aura moins de chances d'engager des études supérieures qu'un jeune n'ayant pour le moment aucun diplôme.⁹ Corroborant la moyenne nationale, les femmes ont aussi davantage tendance à entreprendre des études que les hommes.

Concernant l'influence des caractéristiques des parents sur la décision du jeune, nous observons que les enfants d'employés et d'ouvriers ont une probabilité moindre d'engager des études supérieures que les enfants d'autres professions. Le niveau de qualification des parents, corrélé à leur niveau d'éducation, semble donc influencer les choix du jeune d'étudier à son tour. Les enfants peuvent hériter des caractéristiques de leurs parents et vouloir décrocher un diplôme au moins égal à celui des parents (Place et Vincent, 2009)). Kean et Wolpin (2001) avaient également montré que les parents ayant investi eux-mêmes en capital humain investissent à leur tour dans l'éducation de leurs enfants.

Un revenu plus élevé permet aux parents le souhaitant de financer en partie l'investissement en capital humain du jeune. Mais selon Herpin et Verger (1998), les enfants de parents aisés ont surtout besoin de faire des études plus longues qui leur permettraient de maintenir le niveau de vie dans lequel ils ont grandi. Parallèlement pour les parents, l'engagement de l'enfant dans de plus longues études leur permettra, à terme, de se désengager financièrement de l'aide du jeune devenu autonome. L'aide financière des grands-parents et oncles et tantes aide également le jeune à décider d'entreprendre des études, tout comme le fait d'avoir pu percevoir une bourse d'étude l'année précédant l'enquête. En relâchant la contrainte budgétaire du jeune, l'investissement en capital humain devient ainsi un choix plus rentable. Des ressources insuffisantes pour aider le jeune peuvent également expliquer pourquoi les enfants de parents au chômage ou inactifs

9. Quelques diplômes, non préparé dans le secondaire, sont accessibles sans le BAC tel que la capacité de droit ou le Diplôme d'Accès aux Études Universitaires.

ont une probabilité plus faible de s'inscrire dans des études post-baccalauréat. Malgré les bourses de l'enseignement supérieur, des frais de logement et de transport peuvent augmenter le coût immédiat des études, auquel s'ajoute le coût d'opportunité lié au renoncement d'une activité professionnelle rémunérée. Les données de l'enquête ENRJ montrent en effet que 16,3 % des jeunes ont arrêté leurs études pour raisons financières.

Notre étude ne prend pas en compte que les difficultés rencontrées par les jeunes issus de famille modestes pour trouver un logement indépendant peuvent affecter la qualité de leur poursuite d'études. Ils peuvent préférer choisir une formation se situant dans leur ville d'origine plutôt qu'une formation plus adaptée à leurs envies ou attentes mais se situant trop loin pour continuer à corésider. Le cumul emploi/études peut également impacter la réussite scolaire et universitaire des jeunes. Wolff (2017) montre que, en France, les jeunes étudiants exerçant une activité professionnelle en parallèle de leurs études passent significativement moins de temps à leurs études. Le cumul emploi/études n'étant pas sans lien avec les caractéristiques parentales.

Si la taille de l'unité urbaine dans laquelle résident les parents n'a aucune influence sur la décision du jeune d'étudier, les jeunes issus de l'agglomération parisienne ont plus de chance de devenir étudiants, que ce soit par exemple pour la proximité des lieux d'études ou pour la concentration des filières (générales ou spécifiques) et des écoles. La région parisienne concentre également une proportion importante de cadres : d'après l'INSEE (2014), 22,7 % de la population active en région parisienne est composée de cadres et professions intellectuelles supérieures contre moins de 15 % dans les autres régions de la métropole. Les jeunes enfants de cadres ayant plus de chance de poursuivre des études. Les jeunes dont les parents sont propriétaires de leur logement ont aussi plus de chances de poursuivre des études. Ce résultat confirme les observations de Ermisch et Francesconi (2001a) sur des données britanniques. La propriété peut refléter un effet revenu mais aussi une capacité d'hébergement réduisant les contraintes du jeune sur le choix de faire des études. Nos données montrent que les parents étrangers ont plus de chances d'avoir des enfants qui font des études, ces résultats semblent corroborer la littérature existante sur les aspirations des enfants issus de l'immigration (Caille, 2007; Brinbaum et Kieffer, 2004). De plus, notre échantillon révèle que près de 37 % des parents nés à l'étranger sont d'origine maghrébine. Or, Brinbaum et Kieffer (2004) soulignent que les parents d'origine maghrébine ont des aspirations élevées pour leurs enfants car les études longues sont perçues comme un vecteur d'ascension sociale. De plus, les enfants d'ouvriers et employés

maghrébins réussissent mieux que les enfants d'ouvriers et employés français car ils ont tendance à moins se réorienter vers les filières professionnelles face à des résultats scolaires mitigés.

Quant aux relations familiales, l'existence de tensions entre le jeune et au moins l'un de ses parents réduit sa probabilité d'étudier. Ces tensions familiales peuvent refléter une baisse du soutien, moral ou financier, du jeune, pour qui il devient difficile d'entreprendre ou de continuer des études. Nous observons que plus le nombre de jeunes vivant dans le foyer parental augmente, plus le jeune questionné aura tendance à décider d'étudier. Vanhée *et al.* (2013) montrent que, dans les familles nombreuses, le soutien scolaire apporté par les frères et sœurs augmente l'éducation de chacun, y compris pour ceux qui le dispensent. De manière similaire, voir ses frères et sœurs quitter le foyer et gagner en indépendance peut, au contraire, dissuader le jeune de s'engager dans des études qui pourraient retarder son départ du foyer parental.

2.6.3 Les déterminants du choix de devenir actif

Ni l'âge ni le genre ne semblent influencer la décision d'un jeune d'intégrer le marché du travail. En revanche, un diplôme inférieur au baccalauréat augmente la probabilité de travailler par rapport à l'absence de diplôme (coefficient de 0,394). Les titulaires de BEP ou CAP, par exemple, sont moins susceptibles de reprendre des études car ils sont davantage ancrés dans la vie professionnelle. Les sans diplôme, en revanche, éprouvent plus de difficultés à s'insérer sur le marché du travail. Enfin, les chances d'un diplômé post-baccalauréat d'être actif entre 18-24 ans sont réduites par rapport aux sans diplôme, notamment parce qu'ils ont tendance à poursuivre leurs études. Posséder le permis de conduire augmente la probabilité d'intégrer le marché du travail en offrant la possibilité d'étendre la recherche d'emploi à un périmètre beaucoup plus large. Enfin, si la santé n'a aucune influence sur la décision du jeune de quitter le foyer parental ni sur sa décision d'entreprendre des études supérieures, elle influence fortement sa décision (et ses possibilités) de travailler.

Même si la décision de travailler du jeune émane de lui-même, les caractéristiques socio-économiques des parents sur son intégration sur le marché du travail influencent la probabilité du jeune de devenir actif. Nos résultats d'estimation confirment que les enfants d'ouvriers et d'employés ont beaucoup plus de chances de devenir actifs entre 18 et 24 ans que les enfants d'autres professions. Ce

résultat est fréquemment mis en évidence dans la littérature. Par exemple, Goux et Maurin (1997) affirment que les enfants ont tendance à atteindre la même situation sociale que leurs parents et que ce fait stylisé s'observe au delà de l'hexagone. Plus précisément, Audier (2000) montre que les enfants de cadres de la fonction publique ont plus de chances que les autres d'obtenir un niveau de qualifications élevé. Toutefois, tous les enfants d'ouvriers ou d'employés n'arrêtent pas forcément les études une fois la majorité acquise. En effet, les différences de revenus liées au type d'emploi occupé par le parent peuvent également inciter le jeune à concilier études et travail pour financer ses besoins.

Les revenus des parents comme le fait de recevoir une aide des grands-parents ou oncles et tantes tout comme avoir des parents propriétaires retardent sensiblement l'entrée du jeune dans la vie active. Le jeune adulte peut se révéler plus exigeant sur l'emploi qu'il souhaite occuper. S'il a le soutien financier de ses parents, il peut se permettre d'attendre de trouver un poste qui le satisfait pleinement ce que ne peuvent pas forcément faire les jeunes se trouvant dans une situation plus précaire. De plus, les données de l'Enquête ENRJ révèlent que les transferts financiers tendent à être d'autant plus élevés que le jeune est étudiant, réduisant ainsi son besoin de travailler pour financer ses études.

Contrairement aux conclusions de Wolff (2006), nos données suggèrent que plus le nombre de jeunes de 18-24 ans vivant dans le foyer parental augmente, plus la probabilité que le jeune soit incité à travailler diminue. Cela corrobore les résultats discutés précédemment : le jeune aura plutôt tendance à poursuivre ses études. La localisation du foyer parental n'a, en revanche, aucune incidence statistique sur la probabilité que le jeune travaille, y compris en région parisienne.

Enfin, l'existence de tensions entre les parents et le jeune crée également une incitation à l'entrée dans la vie active. En effet, face aux tensions, les transferts parentaux peuvent être réduits voire inexistant incitant ainsi le jeune à travailler pour gagner son autonomie en vue de financer son propre logement indépendant.

2.7 Conclusion

En adéquation avec la littérature, nous montrons dans cet article l'importance de l'environnement familial sur les décisions des jeunes adultes. Pour la première fois sur données françaises, nous avons étudié simultanément la propension des jeunes adultes à quitter le foyer parental, à travailler et à étudier. Avoir des parents ayant

des revenus élevés ou appartenant à une catégorie socio-professionnelle aisée va accroître la propension des jeunes adultes à quitter le foyer parental et également à étudier. Par contre, les enfants de cadres, moins contraints financièrement vont avoir moins tendance à intégrer le marché du travail entre 18-24 ans comparé à des jeunes issus de familles d'ouvriers ou d'employés. Nous avons également intégré un élément intéressant dans l'analyse : les relations du jeune adulte avec ses parents. Ce dernier élément peut être important dans les décisions des jeunes adultes. Il semble, en effet, que connaître des tensions avec au moins un parent va impacter la propension des jeunes à quitter le foyer parental, à travailler et à étudier. Nous pensons que le soutien familial est un enjeu à prendre en compte dans les choix effectués par les jeunes adultes. Des jeunes ayant des aspirations contraires aux souhaits des parents peuvent, par exemple, se trouver sans soutien financier mais également moral des parents. Ces jeunes, face à ces nouvelles contraintes, vont devoir effectuer des choix qu'ils n'auraient pas forcément faits dans une situation d'entente. Les jeunes en tension avec au moins un parent vont ainsi avoir tendance à entrer sur le marché du travail rapidement et au contraire seront moins enclins à étudier.

L'environnement familial est ainsi une source d'inégalités entre les jeunes adultes en France. Aussi, l'instauration d'une allocation d'autonomie pourrait permettre aux jeunes adultes d'être indépendants et libres de leurs choix quel que soit l'héritage familial. Au Danemark, par exemple, des aides sociales généreuses pour effectuer des études et pour chercher un travail permettent aux jeunes adultes d'être indépendants rapidement. Ces allocations prennent, cependant, en considération la situation de cohabitation du jeune adulte pour prendre en compte les avantages en nature ou les économies résultant du partage du foyer parental. Cependant, l'extension du revenu minimum aux jeunes de moins de 25 ans fait souvent débat en France car on lui associe des effets désincitatifs. Cette question va être abordée dans le prochain chapitre.

Notre étude peut souffrir de biais d'endogénéité, nous avons essayé de limiter ce problème en n'utilisant pas la variable concernant le montant des transferts parents-enfant et en la remplaçant par le revenu des parents. Il pourrait être possible, cependant, de contourner ce problème en incluant au modèle une fonction de transfert qui modélise le choix des parents d'effectuer des transferts monétaires ou non. Des effets causaux inverses peuvent aussi subvenir avec des variables comme les tensions familiales. Les tensions peuvent influencer les décisions du jeune adulte mais ce sont également les choix du jeune qui peuvent entraîner des tensions. Une attention plus particulière devra être accordée à ce problème

dans les recherches futures.

Enfin, la base de données utilisée, bien qu'extrêmement riche, souffre de quelques limites. Il s'agit d'une base de données en coupe transversale qui n'a pas permis de prendre en compte que les choix effectués par les jeunes adultes sont dynamiques. Nous avons donc uniquement modélisé la propension des jeunes à être dans tel ou tel état. Nous avons également négligé un élément important : les aides que le conjoint peut apporter au jeune adulte. Les recherches futures devraient notamment se concentrer sur la substitution ou la complémentarité des aides parentales par rapport aux aides du conjoint.

Tableau 2.6 : Variables explicatives

Caractéristiques du jeune	
Âge	Âge au 1 ^{er} octobre 2014
Sexe	0 : Femme 1 : Homme
Diplôme	1 : Aucun diplôme 2 : Diplôme inférieur au BAC 3 : BAC ou équivalent 4 : Diplôme supérieur court (2 ans après le BAC) 5 : Diplôme supérieur long (3 ans et plus après le BAC)
Être en couple	0 : N'est pas en couple 1 : En couple (vivant sous le même toit ou non)
Enfant à charge	0 : Le jeune n'a pas d'enfant à charge 1 : Le jeune a un (ou des) enfant à charge
Être Mère	1 : Est mère (0 sinon)
Santé	0 : Très bon, bon ou assez bon 1 : Mauvais ou très mauvais
Permis	1 : Le jeune a le permis de conduire (0 sinon)
Nombre de mois au chômage	Nombre de mois de perception des allocations chômage avant le mois d'enquête (entre le 1er janvier 2014 et le 30 septembre 2014)
Nombre de mois au RSA	Nombre de mois de perception du RSA avant le mois d'enquête (entre le 1er janvier 2014 et le 30 septembre 2014)
Nbr de mois alloc. fam.	Nombre de mois de perception des prestations familiales avant le mois d'enquête (entre le 1er janvier 2014 et le 30 septembre 2014)
Montant dans la bourse scolaire t-1	Montant de l'ensemble de ses bourses d'études pour l'année précédente
Relations du jeune avec sa famille	
Statut matrimonial	1 : Les deux parents vivent ensemble 2 : Les deux parents sont vivant mais sont séparés 3 : Un parent est décédé ou inconnu
Relations	1 : Pas de tensions avec ses deux parents (ou le parent, si l'autre est décédé ou inconnu) 2 : Des tensions avec au moins un parent 3 : En rupture relationnelle avec l'un des parents
Aide famille élargie (grands-parents/uncles/tantes)	0 : Le jeune ne perçoit pas d'aides financières de la famille élargie 1 : Le jeune perçoit des aides financières de la famille élargie

Caractéristiques générales des parents du jeune	
Catégorie Socio-prof. des parents	Catégorie socio-professionnelle la plus élevée des parents du jeune 11 : Ouvriers, employés, personnels des services directs aux particuliers 22 : Professions intermédiaires, techniciens, contremaîtres, agents de maîtrise 33 : Artisans, commerçants, chefs d'entreprises de 10 salariés ou plus et agriculteurs exploitants 44 : Professions libérales, cadres, professions intellectuelles et artistiques
Revenus des parents	Revenus du père et de la mère
Caractéristiques du parent répondant	
Âge parent	Âge atteint dans l'année du parent répondant
Taille de l'unité urbaine du parent	1 : Moins de 10 000 habitants 2 : Entre 10 000 et 99 999 habitants 3 : Entre 100 000 et 199 999 habitants 4 : Entre 200 000 et 1 999 999 habitants 5 : Agglomération parisienne
Situation d'activité du parent	Situation principale vis à vis de l'emploi du parent répondant 1 : en emploi 2 : Chômeur (inscrit(e) ou non au Pôle Emploi) 3 : Retraité(e) ou retiré(e) des affaires ou en préretraite 4 : autre
Être propriétaire	0 : Le parent répondant est locataire ou logé à titre gratuit 1 : Le parent répondant est propriétaire (ou usufruitier)
Né en France	0 : Le parent répondant n'est pas né en France 1 : Le parent répondant est né en France
Nbr habitants du logement	Nombre d'habitants dans le logement du parent répondant
Nbr enfants 18-24 ans dans le ménage	Nombre d'enfants de 18-24 ans du parent résidant dans le logement de ce parent
Nbr d'enfants 18-24 ans hors du ménage	Nombre d'enfants de 18-24 ans du parent ne résidant pas dans le logement de ce parent

Chapitre 3

Lutte contre la pauvreté et incitations à l'emploi : quelle politique pour les jeunes ?

3.1 Introduction

La jeunesse est une période charnière pendant laquelle les individus finissent leurs études, cherchent un premier emploi, quittent le foyer parental et commencent une vie de couple, en d'autres termes, deviennent des adultes indépendants. Cette période de transition s'accompagne souvent de situations précaires, que ce soit en termes de niveau de vie, d'emploi ou encore de logement. La pauvreté dans cette tranche d'âge est extrêmement étendue et amène à s'interroger sur les dispositifs mis en place pour protéger cette population contre la pauvreté et l'exclusion sociale.

Avant 2016, on recense en France deux dispositifs de soutien aux bas revenus destinés aux personnes en âge et capacité de travailler : la Prime Pour l'Emploi (PPE) et le Revenu de Solidarité Active (RSA). Le premier dispositif est un crédit d'impôt destiné aux travailleurs ayant de faibles revenus et ceci quel que soit l'âge du travailleur. Le second dispositif a le double objectif de proposer un minimum de revenu aux individus modestes tout en incitant à l'emploi. Il se décompose en deux éléments : le RSA socle qui assure un revenu minimum pour les foyers sans ressources et le RSA activité qui représente un supplément de revenu pour les travailleurs pauvres. Le second dispositif est un crédit d'impôt destiné aux travailleurs ayant de faibles revenus et ceci quel que soit l'âge du travailleur. Cependant, le RSA exclut une grande partie des jeunes de moins de 25 ans, étant donné que seuls les individus de moins de 25 ans ayant à charge un ou plusieurs

enfants et ceux ayant travaillé au moins deux ans sur les trois dernières années y ont accès. Sur ce point, la France se distingue de la plupart de ses voisins Européens qui ouvrent l'accès à un revenu minimum avant l'âge de 25 ans.

Plusieurs travaux ont étudié ces dispositifs. Ainsi, Allègre (2011), Anne et L'Horty (2009a,b) ou encore Briard et Sautory (2012) se sont intéressés à l'impact sur les incitations à l'emploi de la mise en place du RSA à la place du Revenu Minimum d'Insertion (RMI). D'autres auteurs évaluent l'impact redistributif et incitatif de la PPE, par exemple, Bargain et Terraz (2003) ou Bargain (2004) étudient et comparent, l'impact de la PPE 2003, d'une mesure individualisée et d'une mesure familiale sur l'offre de travail des femmes (voir (Stancanelli et Sterdyniak, 2004) pour un bilan des études sur la PPE).

Seuls trois articles, à notre connaissance, ont étudié l'impact de ces aides sociales sur l'offre de travail des jeunes en France. En effet, Bargain et Doorley (2011, 2014) et Bargain et Vicard (2014) ont étudié l'effet potentiellement désincitatif que pourrait avoir le RSA et son ancêtre le RMI chez les jeunes de moins de 25 ans, actuellement non-éligibles. Bargain et Doorley (2011) utilisent une approche de régression par discontinuité pour déterminer si le RMI engendre un effet désincitatif au seuil de 25 ans, l'âge auquel un individu peut devenir éligible au dispositif. En utilisant les données du recensement de la population de 1999, les auteurs trouvent qu'il existe une baisse significative de la participation au marché du travail des jeunes hommes célibataires, non-diplômés, vivant seuls et sans enfants. En utilisant des données plus récentes, Bargain et Vicard (2014) analysent l'impact potentiellement désincitatif du RMI et du RSA sur les jeunes célibataires au seuil de 25 ans. Une fois encore, les auteurs trouvent que le RMI a découragé certains jeunes de travailler et que cette désincitation se concentre sur les jeunes célibataires, sans enfant et sans diplôme; ils montrent ensuite que cette discontinuité ne s'observe plus après 2008. Il ne semble donc pas y avoir d'effets incitatifs très importants associés au RSA. Néanmoins, cette étude n'analyse pas l'impact qu'aurait l'extension du RSA aux 18-24 ans. L'étude de Bargain et Doorley (2014) lie les approches d'évaluation ex ante et ex post pour étudier l'impact du RMI et du RSA sur l'emploi des jeunes célibataires, sans enfant et vivant seuls. En ajoutant de la structure au modèle de régression par discontinuité, les auteurs montrent que l'introduction du RSA activé en 2009 a permis de réintroduire des incitations à travailler et qu'étendre le RSA aux jeunes de moins de 25 ans ne semble pas réduire significativement la participation des jeunes au marché du travail.

Notre étude se situe dans la continuité des travaux précédents et évalue l'impact de l'introduction de la Prime d'activité (PA), issue du rapport Sirugue (2013). Cette politique, qui concerne l'ensemble de la population, représente une avancée notable dans la prise en charge publique des jeunes en difficulté car c'est la première fois qu'une politique d'une telle envergure est étendue aux jeunes de moins de 25 ans. Pour mesurer les avantages et les inconvénients de cette réforme, nous comparons les effets redistributifs et incitatifs potentiels de cette politique avec ceux obtenus dans le cadre d'une extension du RSA aux jeunes de 18 à 25 ans. Pour ce faire, nous étudions, dans un premier temps, l'impact redistributif des réformes sur l'ensemble des jeunes de 18-24 ans à l'aide d'un modèle de microsimulation (voir, par exemple, (Bargain et Terraz, 2003) et (Allègre, 2011)). Cela nous permet d'évaluer globalement l'effet des réformes sur le taux de pauvreté et les inégalités dans ce groupe d'âge mais également de chiffrer le nombre de bénéficiaires et le coût potentiel des réformes. Dans un second temps, nous nous focalisons sur les jeunes non-étudiants, les premiers bénéficiaires de ces réformes, afin d'évaluer les incitations à l'emploi. Celles-ci nous permettent de déduire l'impact redistributif de ces différentes politiques après avoir pris en compte la variation de l'offre de travail des jeunes.

En plus de l'analyse de l'aspect redistributif des réformes, notre article se démarque des autres articles de la littérature sur les jeunes par la méthodologie utilisée qui est différente de celle des articles de Bargain et Doorley (2011, 2014) et Bargain et Vicard (2014). En effet, ces travaux reposent sur les enquêtes annuelles du recensement et sur l'Enquête LFS (Labour Force Survey) alors que nous utilisons les données issues de l'enquête européenne EU-SILC (European Union - Statistics on Income and Living Conditions). Contrairement à Bargain et Doorley (2014) qui se concentrent sur les jeunes vivant seuls, nous intégrons également dans l'analyse les jeunes qui vivent encore chez leurs parents. De plus, au lieu d'utiliser une méthode de régression par « discontinuités », nous utilisons un modèle structurel d'offre de travail comme dans les études de Van Soest (1995), Allègre (2011) ou encore Bargain *et al.* (2014).

Les résultats montrent que l'instauration de la Prime d'activité tout comme l'extension du RSA permettraient de réduire la pauvreté des jeunes, bien que l'ouverture du RSA socle aux jeunes soit plus efficace dans ce domaine. Cependant, les différents dispositifs n'entraînent pas d'incitation forte à participer au marché du travail mais favorisent le temps partiel, en particulier chez les jeunes vivant avec leurs parents. Aussi, pour mettre en place des dispositifs de lutte contre la pauvreté des jeunes, il semble important de prendre en compte la situation

résidentielle du jeune adulte.

La section 2 présente le contexte économique et social dans lequel se trouve les jeunes français. La section suivante décrit les scénarios de réforme que nous allons évaluer dans ce chapitre. La section 4 présente la méthodologie adoptée et les résultats obtenus que ce soit en termes d'impact redistributif avant changements de comportements et après changements de comportements.

3.2 Le contexte économique et social des jeunes en France

La première étape cruciale pour étudier la population jeune consiste d'abord à la définir. Cependant, cette définition est difficile à appréhender. Nous baserons notre définition des jeunes sur l'âge de la majorité civile et l'âge qui ouvre le droit au RSA. Nous considérons donc les jeunes comme l'ensemble des individus ayant entre 18 et 24 ans inclus.

Tableau 3.1 : Risque de pauvreté et/ou d'exclusion sociale estimée en France (2013)

	18-24 ans (en %)	25-54 ans (en %)
Risque de pauvreté ou d'exclusion sociale	28,2	17,1
Risque de pauvreté après transferts sociaux	22,9	12,6
Situation de privation matérielle sévère	6,4	5,3
Personne vivant dans un ménage avec une très faible intensité de travail	10,6	6,3

Source : Eurostat

D'après les indicateurs de pauvreté et d'exclusion sociale de la stratégie « Europe 2020 », les 18-24 ans, représentant environ 8% de la population française, en 2013, sont plus souvent touchés par le chômage et la pauvreté que leurs aînés. Ainsi, le taux de pauvreté ou d'exclusion sociale atteint 28,2% chez ces jeunes, soit 10 points de pourcentage de plus que les 25-54 ans (cf tableau 3.1). Quant au taux de chômage, il est de 24,9% chez les moins de 25 ans contre 8,7% chez les plus de 25 ans, en 2013. Même les jeunes qui travaillent sont plus fortement touchés par la pauvreté que leurs aînés aussi en emploi. D'après Eurostat, le taux de pauvreté au travail s'élève à 12,5% en 2013 pour les 18-24 ans contre 7,4% chez les 25-54

ans. Les jeunes représentent donc une population très fragile.

Comme nous l'avons vu dans le chapitre 1, une autre caractéristique des jeunes concerne la diversité des situations d'activité et de conditions de vie. Du point de vue du statut d'activité, nous pouvons distinguer les jeunes en trois catégories : les étudiants, ceux qui sont insérés sur le marché du travail et ceux qui sont ni étudiants, ni en emploi ou stage (NEETS).¹ La forte prévalence des étudiants chez les 18-24 ans entraîne un taux d'activité de 37,3% chez les 15-24 ans (60,2% chez les 20-24 ans) contre 88,3% chez les 25-54 ans, en 2013. Les jeunes non-étudiants sont nombreux à être au chômage ou découragés de chercher un emploi (16,6% de NEETs en 2012), le taux d'emploi des 15-24 ans est ainsi de 28,3% (80,6% chez les 25-54 ans). Les jeunes ayant un emploi sont aussi plus nombreux que leurs aînés à avoir un emploi temporaire ou à temps partiel.

Au niveau des conditions de vie on peut distinguer les jeunes qui cohabitent avec leurs parents (68,6% des 18-24 ans en 2013, Eurostat) et ceux qui vivent de façon indépendante. Parmi ces cohabitants, 19,5% sont en emploi, 16,8% au chômage ou inactifs et 63,6% sont étudiants. La prise en compte de la multitude des situations d'activité et de conditions de vie est importante car elle conditionne le niveau de vie des jeunes et aussi les politiques qui leurs sont dédiées. En effet, vivre avec ses parents ou travailler permet de se protéger efficacement contre la pauvreté. D'après Eurostat, le taux de pauvreté des 16-24 ans s'élève à 33,3% chez les décohabitants contre 17,4% chez les cohabitants.

Bien que la pauvreté diffère en fonction de la situation de cohabitation ou du statut d'activité, la plus forte prévalence de la pauvreté monétaire des jeunes peut s'expliquer par la faiblesse des revenus du travail dans cette population. Une grande partie des jeunes ne travaillent pas et les jeunes qui travaillent sont plus souvent en situation d'emploi précaire que leurs aînés. Comme l'expliquent Portela *et al.* (2014), les ressources des jeunes sont alors fortement dépendantes de la redistribution étatique et des solidarités familiales. Nous avons vu dans le chapitre précédent que les jeunes décohabitants étudiants bénéficient généralement d'une aide familiale importante contrairement aux jeunes inactifs non étudiants ou au chômage (voir également Robert-Bobée, 2002; Lhommeau, 2014; Castell *et al.*, 2016a). Nous avons également vu que la solidarité familiale est très inégalitaire en fonction de l'origine sociale du jeune. Elle est souvent plus importante pour les jeunes étudiants car ces derniers sont plus fréquemment issus de milieux sociaux plus aisés. Pour compenser l'absence d'aides familiales, fortement corrélée avec

1. Not in Employment, Education or Training.

l'origine sociale, l'Etat utilise des mécanismes telles que les bourses de l'enseignement supérieur pour soutenir les jeunes les plus défavorisés. Cependant, pour les jeunes non étudiants, l'intervention étatique est plus limitée et est généralement déconnectée de l'origine sociale. Dans cet article, nous nous concentrerons sur la prise en charge étatique des jeunes, en complément ou en remplacement des aides familiales, afin de comprendre comment l'Etat agit pour soutenir les jeunes, notamment ceux issus de milieux plus défavorisés et qui n'ont pas accès à l'aide familiale.

Les politiques publiques mises en place pour soutenir le niveau de vie des jeunes diffèrent en fonction du statut d'activité et de cohabitation. Tout d'abord, les aides destinées aux étudiants ont pour but de compléter les aides familiales et de favoriser la poursuite d'études des jeunes. Comme le montre le tableau 3.2, les jeunes étudiants ont accès à un large éventail d'aides de l'Etat. Par contre, les aides financières, pour les jeunes qui ont fini ou interrompu leurs études sont beaucoup moins nombreuses et les conditions sont plus restrictives.² Ainsi, l'accès au « RSA jeune », dispositif destiné au moins de 25 ans, est conditionné à avoir travaillé deux ans à temps plein sur les trois dernières années ou d'avoir à charge un enfant né ou à naître. Ces conditions restrictives ont pour résultat un nombre très faible de jeunes bénéficiaires du RSA avant 25 ans. En juin 2014, 7 700 jeunes bénéficient du « RSA jeune » en France (Loubet et Reduron, 2015). L'allocation logement, quant à elle, est souvent retirée au début de la vie active et entraîne une baisse de revenu parfois non anticipée. Certains jeunes peuvent avoir accès aux indemnités chômage à condition d'avoir travaillé au moins 4 mois sur les 28 derniers mois. L'accès à l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS), pour ceux qui ont épuisé leurs droits à l'assurance chômage, est très limité pour les jeunes car il suppose avoir travaillé au moins 5 ans sur les 10 dernières années.

2. Pour un compte rendu exhaustif des aides destinées aux jeunes, voir le rapport «Les jeunes de 18 à 24 ans» du Haut Conseil de la Famille (2016).

Tableau 3.2 : Principales aides publiques accessibles aux jeunes de 18 à 24 ans

	Etudiants cohabitants	Etudiants décohabitants	Non-étudiants cohabitants	Non-étudiants décohabitants
Aides monétaires sous condition de ressources				
Bourses de l'enseignement supérieur sur critères sociaux ¹	✓	✓		
Aide spécifique	✓ (Ponctuelle)	✓ (Ponctuelle et Annuelle)		
Aides au logement APL, ALS, fond de solidarité		✓		✓
Fond d'aide aux jeunes			✓	✓
Aides monétaires sous condition de ressources et d'emploi				
RSA jeune (Jusqu'en 2016)			✓	✓
PPE (Jusqu'en 2016)	✓	✓	✓	✓
Prime d'activité (Depuis 2016)	✓	✓	✓	✓
Aides monétaires sous condition de ressources et de formation professionnelle				
Contrat garantie jeune/CIVIS			✓	✓
Aides en nature sous condition de ressources				
Parc du logement du CROUS		✓		
Restaurant Universitaire	✓	✓		
Aides monétaires sous condition de cotisations				
Allocations chômage			✓	✓
Aides transitant par les parents				
Via enfant à charge ² (jusque 20 ou 21 ans)	✓	✓	✓	✓
Via scolarité ³	✓	✓		
Aides transitant par les entreprises pour les jeunes peu qualifiés et/ou en difficultés d'insertion				
Emploi d'Avenir/ CIE starter			✓	✓
Allégements cotisations sur les bas salaires			✓	✓
Autres				
Exonération de 3 SMIC de revenu d'activité (impôts) ⁴	✓	✓		

¹ : dont aide au mérite et aide à la mobilité internationale. ² : allocations familiales majorées ou réduction d'impôts (quotient familial...) dues à la présence de l'enfant dans le ménage. ³ : Réduction d'impôt pour frais de scolarité. ⁴ : peut transiter aussi via les parents si le jeune étudiant est rattaché au foyer fiscal de ces derniers.

Au niveau fiscal, les jeunes non étudiants de moins de 21 ans peuvent être rattachés fiscalement auprès de leurs parents. Les parents peuvent aussi choisir de verser une pension alimentaire, déductible des impôts, à leur enfant adulte ayant des ressources insuffisantes, mais cette option ne peut-être cumulée avec le rattachement au foyer fiscal. Enfin, en tout dernier recours, les jeunes peuvent accéder à des aides ponctuelles telles que le fonds de solidarité pour le logement pour payer le loyer ou encore le fonds d'aide aux jeunes. Ce dernier permet d'aider les jeunes de moins de 25 ans (ou 26 dans certains départements) qui sont en grande difficulté sociale ou professionnelle. D'après Legal (2015), 97 400 jeunes ont eu recours à ces aides ponctuelles en 2013. 60 % des recourants n'ont aucune autre ressource financière et 68 % ne vivent pas dans le foyer parental. Le montant moyen des aides s'élève à seulement 189 euros.

En France, les politiques destinées à soutenir les jeunes non-étudiants sont prioritairement des politiques d'insertion vers l'emploi plutôt que des politiques de soutien financier. Par exemple, les contrats aidés ont pour but de stimuler la demande de travail des entreprises pour certaines catégories de travailleurs. Parmi ces contrats, certains sont spécifiquement dédiés aux jeunes ayant des difficultés d'insertion comme les « Emplois d'avenir » pour le secteur non marchand ou le « CIE-starter » pour le secteur marchand. D'autres types de contrats existent, comme le Contrat d'Insertion dans la Vie Sociale (CIVIS) ou le contrat garantie jeune destinés aux jeunes peu qualifiés et ayant des difficultés d'insertion. Ces contrats proposent un accompagnement personnalisé des jeunes pour les mener vers un emploi durable. Ils peuvent être accompagnés d'une allocation. De plus, les jeunes qui ont plus souvent des salaires plus faibles jouissent aussi indirectement des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires qui ont pour but de stimuler la demande de travail des moins qualifiés. Cependant, ces politiques du marché du travail n'ont, pour le moment, pas permis de résorber le chômage des jeunes. La question se pose alors de l'accompagnement financier de ces jeunes sans ou avec de faibles ressources, souvent touchés de plein fouet par la pauvreté.

Une extension pure et simple du RSA pourrait être une option envisageable pour diminuer la pauvreté des jeunes. Cependant, différents arguments, présentés par Bargain et Vicard (2012), sont souvent mis en avant pour expliquer l'exclusion des jeunes du RSA. En premier lieu, il pourrait pousser les jeunes à quitter le foyer familial sans qu'ils soient réellement devenus autonomes financièrement, ce qui risque de les mener à une précarité plus importante encore. Il risque aussi de décourager certains jeunes à poursuivre leurs études ou à occuper un emploi.

Bien que les études précédentes n'aient pas mis en évidence un effet désincitatif important du RSA chez les jeunes, elles n'ont pas non plus trouvé d'effet incitatif, ce qui est pourtant l'objectif initial du RSA. Enfin, la contrainte budgétaire de l'Etat rend difficilement envisageable une extension du RSA sous sa forme actuelle (cf. annexe 1) aux jeunes. La réforme mise en place par l'État début 2016, qui consiste en la fusion du RSA activité et de la Prime Pour l'Emploi pour former la Prime d'activité (PA), ouverte dès 18 ans, pourrait permettre de faire reculer la pauvreté des jeunes tout en atteignant l'incitation à l'emploi prévue par ce nouveau dispositif. Cette politique représente une avancée notable en matière de politiques de soutien financier destinées aux jeunes non étudiants car elle généralise la prise en charge de ces individus qui, pour la plupart, étaient exclus du RSA et semble représenter un instrument redistributif beaucoup plus important que la PPE. Notre présent travail va donc évaluer l'impact redistributif d'une version de cette réforme ainsi que son impact en terme d'incitations à l'emploi sur la population des jeunes. Nous comparerons les résultats obtenus avec la situation pré-réforme et la situation où le RSA socle et activité sont étendus aux moins de 25 ans afin de mettre en évidence les avantages et les inconvénients que la fusion proposée par le gouvernement pourrait avoir sur les jeunes. Nous présentons dans la section suivante les différents scénarios étudiés.

3.3 Présentation des réformes

La construction du dispositif de « Prime d'activité » va reposer sur la proposition de réforme issue du rapport Sirugue (2013). Ce rapport propose de fusionner le RSA activité avec la Prime pour l'Emploi (PPE) pour créer la Prime d'activité (PA) qui permet de simplifier le système de soutien aux revenus modestes, de favoriser le recours et de supprimer la PPE qui était souvent critiquée pour son faible effet redistributif. Cette politique généralise l'aide aux jeunes non étudiants qui jusqu'alors étaient souvent mis de côté. Elle représente donc une avancée importante dans la prise en charge étatique des jeunes.

Nous allons intégrer trois scénarios de réformes dans notre analyse :

1. scénario 1 « RSA socle + activité » : extension du RSA socle et activité aux jeunes âgés de 18 à 24 ans (hors étudiants) sous les mêmes conditions que pour les plus âgés ;
2. scénario 2 « Prime d'activité » : mise en place de la Prime d'activité issue du rapport Sirugue (2013) en remplacement du RSA activité et de la PPE. Cette Prime d'activité est ouverte aux jeunes ;

3. scénario 3 « Prime d'activité + RSA socle » : introduction du cumul RSA socle et Prime d'activité pour les jeunes.

Comme le RSA est décrit dans l'annexe 1, nous présentons ici la Prime d'activité proposée par le rapport Sirugue. Ce dispositif a pour objectif de pallier les inconvénients de la PPE et du RSA activité. En effet, ces deux dispositifs ne semblent pas atteindre leurs buts initiaux. Les faiblesses de ces dispositifs ont été largement discutées dans le rapport Sirugue (2013), nous rappelons, ici, les principales critiques.

L'efficacité redistributive de la PPE est contestée, du fait du gel de son barème depuis 2008 et aussi parce qu'elle repose sur la notion de foyer fiscal et non sur la notion de cohabitation. Par ailleurs, la prime n'est pas forcément perçue par ses bénéficiaires comme un mécanisme d'incitation étant donné qu'elle est perçue en décalage d'un an, en une seule fois et de ce fait, les bénéficiaires ne la relient pas automatiquement à l'activité effectuée en t-1. Enfin, certaines études montrent que la PPE a même un effet néfaste sur l'emploi, par exemple, Stancanelli (2008) évalue l'impact de la PPE sur les femmes et montre que la prime a un effet désincitatif sur l'emploi des femmes mariées.

Le RSA activité quant à lui est ciblé sur les déciles de niveaux de vie les plus faibles et les montants distribués sont relativement importants. Cependant, l'aspect redistributif de ce dispositif est fortement diminué par un fort taux de non recours. En effet, 68% des foyers potentiellement éligibles au RSA activité seul et 35% de ceux éligibles au RSA socle ne recourent pas à leurs droits selon le comité d'évaluation du RSA (Bourguignon, 2011). Ce taux de non-recours diffère selon les caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires potentiels. Ainsi, il est particulièrement important pour les couples, les plus de 50 ans, les diplômés du supérieur ou les ménages les moins modestes. Plusieurs raisons sont mises en avant par le comité d'évaluation du RSA et le rapport Sirugue (2013), en se basant, notamment, sur l'enquête quantitative sur le RSA de la DARES, pour expliquer le phénomène de non-recours au RSA. Parmi les principales raisons, on trouve les démarches administratives coûteuses en temps, la complexité et la méconnaissance du dispositif, les indus et le frein psychologique lié à la stigmatisation.

La PPE est donc peu redistributive et son effet incitatif est faible. Le RSA activité, quant à lui, est souvent jugé stigmatisant et trop sophistiqué. De plus, la coexistence de ces deux dispositifs dont le but est identique ajoute encore de la complexité au système de soutien au revenu d'activité modeste qui, pourtant,

devait être simplifié avec l'instauration du RSA.

La réforme proposée dans le rapport Sirugue (2013) consiste à simplifier ces dispositifs en construisant un nouveau dispositif se substituant au RSA activité et à la PPE sans que l'on touche au RSA socle. On reprend ici les principales caractéristiques de la proposition de réforme de ce rapport mais en les adaptant à notre étude. Cette prime appelée « Prime d'activité » a le même objectif que les processus qu'elle remplace, à savoir, soutenir les revenus d'activité modestes. Cependant, elle reprend certaines caractéristiques des anciens dispositifs. Ainsi, comme la PPE, il s'agit d'un dispositif individualisé, ouvert dès 18 ans et avec une condition d'éligibilité reposant sur les ressources annuelles du foyer. Par contre, on utilise la définition du foyer selon le RSA à savoir le bénéficiaire, son concubin (qu'ils soient mariés, pacsés ou non liés juridiquement) et les éventuels enfants à charge.³ Du RSA activité, on reprend également les caractéristiques concernant la mensualisation des versements, la déclaration trimestrielle des revenus d'activité et l'ouverture du dispositif dès le premier euro gagné.

Le nouveau dispositif impose les conditions d'éligibilité suivantes :

1. Avoir plus de 18 ans et exercer une activité rémunérée (sauf étudiants et apprentis).
2. Appartenir à un ménage dont les ressources sont inférieures à un seuil plafond qui va dépendre de la composition familiale (les seuils d'éligibilité du ménage sont alignés aux seuils d'éligibilité du complément familial, cf tableau 3.3).
3. Avoir un revenu d'activité individuel inférieur à 1,2 SMIC.

Tableau 3.3 : Plafond de ressources annuelles pour bénéficier de la Prime d'activité en euros 2015

	Couple mono-actif ou personne seule	Couple biactif
Revenu net catégoriel 2013	20 719	29 047
Pour chaque enfant (1 ^{er} et 2 ^{ième})	5 180	5 180
Par enfant supplémentaire	6 216	6 216
Supplément parent isolé (dès le 1 ^{er} enfant)	8 328	

Source : Barèmes IPP : prestations sociales, Institut des Politiques Publiques, avril 2015

3. Un enfant à charge est un enfant de moins de 18 ans ou ayant entre 18 et 25 ans s'il est étudiant.

Tableau 3.4 : Barème de la Prime d'activité

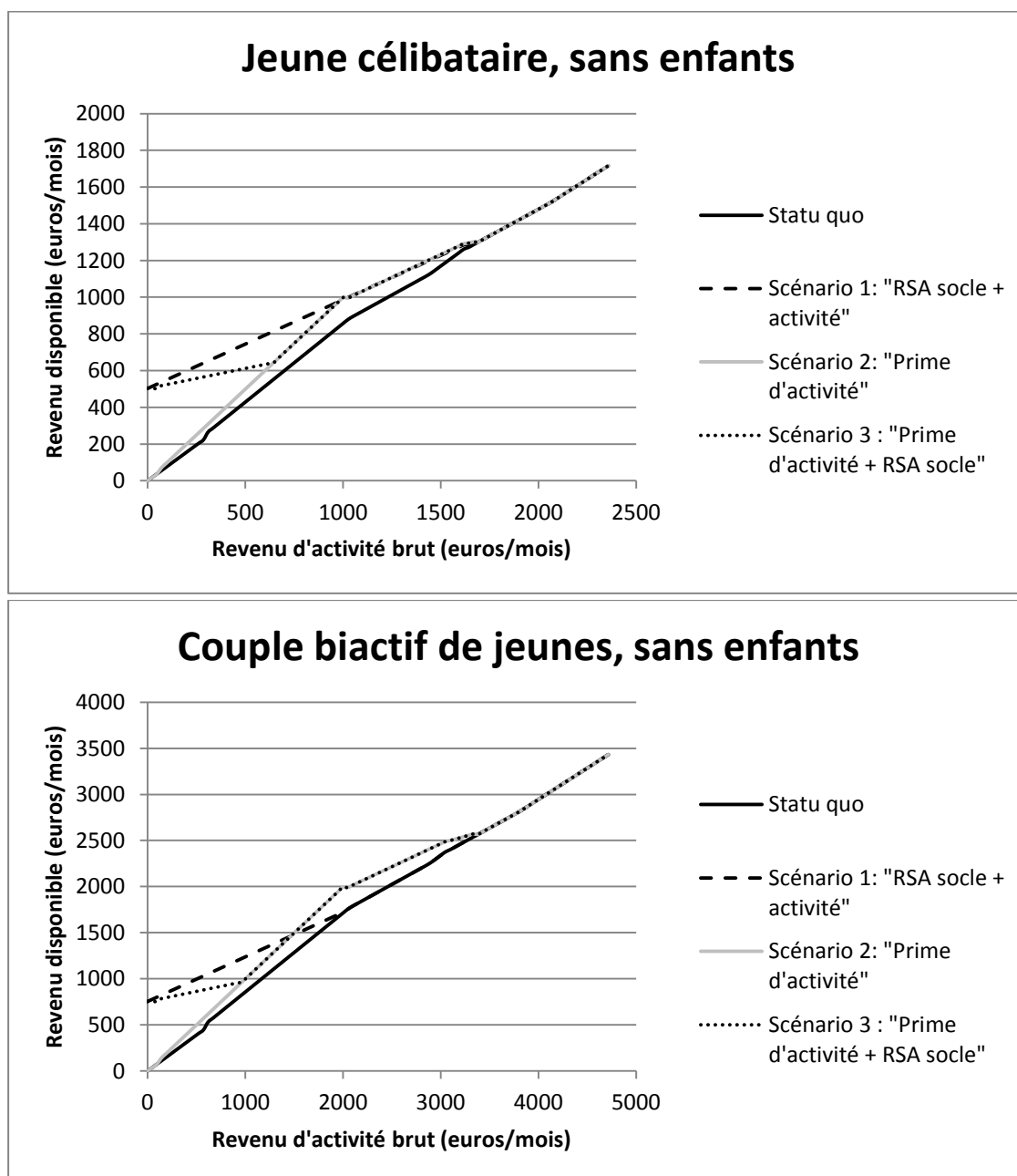
	Calcul du montant de la Prime d'activité
$0 < R \leq 0,7 \text{ SMIC}$	$28\% \times R$
$0,7 \text{ SMIC} < R < 1,2 \text{ SMIC}$	$36\% \times (1,2 \text{ SMIC} - R)$

Source : Rapport Sirugue (2013) / R : revenu d'activité

Le tableau 3.4 indique qu'il s'agit d'une mesure étant progressive jusque 0,7 SMIC puis dégressive jusqu'au point de sortie de 1,2 SMIC. Le calcul du montant de la Prime d'activité est beaucoup plus simple et lisible que ne le sont les dispositifs que l'on remplace (RSA activité et PPE). En effet, le montant de l'allocation repose uniquement sur les revenus d'activité et ne dépend pas ici de la composition familiale. Cependant, comme ce nouveau dispositif est individualisé, il risque de léser les familles qui bénéficiaient du RSA activité qui est un dispositif familialisé. Par conséquent, le rapport Sirugue (2013) préconise de mettre en place une mesure familiale indépendante de la Prime d'activité et qui consiste à majorer de 90% l'allocation de rentrée scolaire (ARS) pour les familles dont les ressources sont inférieures à 50% du seuil plafond de cette même allocation. La prise en compte de la composition familiale passe aussi par la condition d'éligibilité du foyer. En effet, le plafond d'éligibilité dépend de la composition familiale et évite ainsi que la prime ne soit ouverte aux individus se situant assez hauts dans l'échelle des niveaux de vie comme c'était le cas pour la PPE.

La Prime d'activité, non soumise à l'impôt sur le revenu, a une cible plus large que le RSA activité et la PPE et a été choisie pour couvrir l'ensemble des travailleurs modestes. Comme les dispositifs qu'elle remplace, la durée de perception de la Prime d'activité n'est pas prédéfinie, ainsi, tant que les critères d'éligibilité sont respectés la prime sera perçue. La Prime d'activité est aussi cumulable avec le RSA socle dans le cas où le revenu minimum garanti n'est pas atteint comme c'était le cas avec le RSA activité (sauf pour les moins de 25 ans dans le cadre du scénario 2).

Graphique 3.1 : Contraintes budgétaires des jeunes, sur deux configurations familiales, avant et après les réformes



Source : calcul des revenus disponibles à l'aide du modèle EUROMOD

Note : comme la Prime d'activité est basée sur les revenus d'activité individuels, il existe donc une multitude de montants accessibles pour un couple biactif sans enfants, nous avons considéré sur le graphique que les deux membres du couple gagnent le même montant de revenu d'activité.

Le graphique 3.1 présente les contraintes budgétaires auxquelles font face les jeunes avant et après la mise en place des réformes. Comme les jeunes sont pour la plupart célibataires ou en couple mais sans enfant, nous avons représenté ces deux situations. On remarque alors les désavantages du nouveau dispositif déjà

mis en avant par Allègre (2013). En effet, la Prime d'activité semble défavorable pour les familles dont les revenus d'activité sont les plus faibles. Avec les récentes actualisations du montant du RSA socle de 2014 et qui vont se poursuivre dans les années à venir, on remarque que les points de sortie du RSA activité et de la Prime d'activité pour un célibataire sont proches (très légèrement plus élevés avec la Prime d'activité) alors qu'au moment de l'écriture du rapport Sirugue, le point de sortie de la Prime d'activité devait être supérieur à celui du RSA activité. Cela est dû à une revalorisation plus importante du RSA que du SMIC depuis cette date. En gardant un point de sortie de 1,2 SMIC pour la Prime d'activité, les célibataires, quels que soient leurs revenus, ne vont pas être gagnants dans la réforme, alors que les familles dont les revenus d'activité sont suffisamment importants vont être gagnantes avec la mise en place de la Prime d'activité. Ainsi, le nouveau dispositif serait plus avantageux pour les ménages relativement plus riches. Cependant, le caractère individualisé du nouveau dispositif permettrait une meilleure incitation au travail pour les couples car les deux travailleurs peuvent profiter de l'allocation ce qui corrige l'effet négatif du RSA activité sur l'emploi des femmes en couple mis en évidence par Allègre (2011).

Pour conserver de la cohérence dans le système social et fiscal de la France, nous considérons, dans le scénario 1 et 3 dans lesquels les jeunes, non étudiants, peuvent bénéficier du RSA socle, que les parents de ces bénéficiaires potentiels ne peuvent plus percevoir d'allocations familiales ou de majoration de RSA pour cet enfant. Enfin, nous considérons le seuil de non versement de la Prime d'activité à 15 euros comme suggéré par le rapport Sirugue.

Nous allons maintenant évaluer l'impact des trois scénarios de réforme, d'un point de vue redistributif et incitatif, pour avoir une idée générale de l'impact que pourrait avoir l'instauration de la Prime d'activité par rapport aux deux autres scénarios alternatifs. Nous distinguerons notamment les jeunes par statut de cohabitation. Une fois les trois scénarios évalués, nous proposerons d'autres pistes de réflexion de dispositifs de soutien aux jeunes, notamment proposer un montant réduit de RSA ou un montant plus important de Prime d'activité.

3.4 Evaluation empirique des réformes

Deux effets peuvent s'opposer concernant l'impact des différentes réformes sur l'emploi des jeunes : un effet de substitution qui suggère que les réformes vont augmenter l'offre de travail des jeunes car elles rendent les heures de travail plus

lucratives et un effet revenu qui prévoit qu'une hausse des revenus accordés aux jeunes va les inciter à demander plus de loisirs. L'effet qui va dominer va dépendre de la position de l'individu sur la contrainte budgétaire. Généralement, l'effet de substitution domine en dessous d'un certain nombre d'heures de travail puis au-delà c'est l'effet revenu qui domine.

Pour déterminer l'impact de ces réformes sur la redistribution et sur l'offre de travail, nous allons utiliser un modèle de microsimulation et un modèle économétrique. La microsimulation va nous permettre, dans un premier temps, d'étudier l'impact de la mise en place des dispositifs sur le taux de pauvreté et les inégalités chez l'ensemble des 18-24 ans. Il nous permettra également de mesurer le nombre de bénéficiaires potentiels de ces dispositifs ainsi que d'évaluer le coût global des scénarios de réforme. Dans un second temps, nous nous concentrerons sur les jeunes non-étudiants. Si les politiques évaluées atteignent bien leurs objectifs, les jeunes devraient être incités à travailler plus. Pour étudier les changements de comportements d'offre de travail, nous aurons recours à un modèle structurel d'offre de travail mais également au modèle de microsimulation déjà utilisé dans la première étape de cette étude afin de simuler les revenus disponibles des jeunes en fonction des différents temps d'activité. Enfin, nous pourrions déduire les variations de niveau de vie des jeunes non-étudiants résultant des réformes mais également des variations d'offre de travail.

3.4.1 Le modèle de microsimulation

La microsimulation, dont les avantages ont été présentés par Bourguignon et Spadaro (2006), est très souvent utilisée de nos jours dans l'évaluation des politiques publiques. Cet outil, consiste à analyser de manière quantitative l'impact d'une politique publique et cela de manière *ex ante*, c'est-à-dire avant même que la politique ne soit appliquée. Il est, cependant, possible d'utiliser des méthodes d'évaluation *ex ante* pour étudier l'impact d'une politique en place en comparant les comportements économiques actuels et ceux qui auraient été observés si cette politique n'avait pas été appliquée. Pour réaliser ce type d'évaluation, il est nécessaire de constituer une base de données microéconomiques et de déterminer précisément le fonctionnement du système socio-fiscal (impôts directs, aides sociales, crédits d'impôts...) afin de simuler, pour chaque agent, la contrainte budgétaire à laquelle il fait face après application du système socio-fiscal sur les revenus primaires. Ce type d'évaluation permet d'aller au-delà des modélisations économiques sur agents représentatifs qui ne permettent pas de prendre en compte

la grande hétérogénéité des situations démographiques et socio-économiques caractérisant les agents « réels ».

Dans le cadre de notre étude, nous allons utiliser un modèle européen de micro-simulation : EUROMOD, présenté de manière détaillée par Sutherland et Figari (2013). Ce modèle, qui décrit les prestations sociales et impôts directs, permet d'étudier les systèmes socio-fiscaux des pays Européens et de simuler l'impact sur les revenus disponibles individuels de réformes de ces systèmes. C'est un modèle de microsimulation statique, par conséquent, les changements comportementaux potentiels ne sont pas modélisés.

Comme les modèles de microsimulation développés par les administrations françaises (modèle MYRIADE pour la CNAF, modèle INES pour l'INSEE et la DREES et modèle SAPHIR pour la DG du trésor), EUROMOD simule l'ensemble des prestations sociales nationales et les impôts directs à l'aide d'un échantillon représentatif de la population Française. Cependant, cet échantillon est issu de l'enquête UE-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) pour EUROMOD alors que c'est l'enquête ERFIS (Enquête sur les Revenus Fiscaux et Sociaux) qui est utilisée pour les modèles MYRIADE, INES et SAPHIR. L'enquête EU-SILC est une enquête transversale et longitudinale qui étudie les ressources et les conditions de vie des ménages européens. Depuis 2008, la version française du dispositif recueille certaines données financières auprès de l'administration fiscale et sociale ce qui permet d'avoir une meilleure qualité et une harmonisation des données. Cependant, les ressources qui sont mal couvertes par les données administratives sont toujours récoltées par voie d'enquête. C'est le cas pour les jeunes de 18 à 25 ans, qui partagent fréquemment la même feuille d'imposition que leurs parents. Comme l'explique Lhommeau (2014), l'enquête UE-SILC semble donc plus adaptée que l'enquête ERFIS pour étudier le niveau de vie des jeunes adultes. En effet, cette dernière enquête résulte d'un appariement avec les données fiscales, qui ne permet pas de prendre en compte la non-imposition d'une partie des revenus des étudiants, par exemple. De plus, elle ne permet pas de mesurer correctement les revenus des jeunes décohabitants qui partagent la même feuille d'imposition que leurs parents. L'enquête EU-SILC permet donc une plus grande précision sur les revenus des jeunes car elle interroge directement l'enquêté sur ses revenus. Elle prend également en compte les transferts monétaires réguliers entre différents ménages, ce que ne fait pas l'enquête EFRS. Cette composante semble essentielle pour l'étude du niveau de vie des jeunes adultes décohabitants car ils bénéficient souvent d'une aide monétaire régulière des parents (voir chapitre 1, Robert-Bobée, 2002; Lhommeau, 2014)).

Par contre, les deux enquêtes ne prennent pas en compte les aides occasionnelles dont bénéficient souvent les jeunes (Portela *et al.*, 2014).⁴

Chaque modèle de microsimulation a sa propre construction et ses propres hypothèses simplificatrices. Par exemple, le modèle INES ne simule pas les allocations chômage et utilise donc les informations disponibles dans la base de données pour cette variable alors qu'EUROMOD permet de simuler partiellement l'allocation de retour à l'emploi (ARE). Par contre, le modèle INES simule les taxes indirectes comme la TVA. Le modèle EUROMOD, quant à lui, ne simule pas les impôts indirects, les impôts sur le patrimoine et les impôts sur le logement. Cependant, la taxe d'habitation est prise en compte car elle est incluse dans la base de données de départ. Le « RSA jeune », accordé aux jeunes ayant travaillé deux ans à temps plein sur les trois dernières années et les prestations sociales locales, telles que les aides financières ou tarifications avantageuses permettant de subvenir aux frais de cantine scolaire ou aux frais de transport ne sont également pas simulés.⁵

Plusieurs études ont déjà effectué des évaluations ex ante de l'aspect redistributif du RSA et de la PPE. Ainsi, Bourgeois et Tavan (2009) ont montré, à l'aide du modèle SAPHIR, que l'introduction du RSA augmenterait le revenu disponible de 2,3 millions de ménages chaque année, que la part de personnes pauvres au seuil de 60% du niveau de vie médian baisserait de 0,8 point pour atteindre 12% de la population et que l'intensité de pauvreté baisserait de 2,9 points. Marc et Thibault (2009) se basent sur le modèle MYRIADE et trouvent que la pauvreté baisserait de 1,1 point et que l'intensité de pauvreté perdrait 1,8 point. Bonnefoy *et al.* (2009) étudient l'impact sur la pauvreté de l'articulation RSA activité et PPE. Les auteurs estiment, à l'aide du modèle INES, que l'instauration du RSA activité en supplément de la PPE réduit la pauvreté de 0,4 point et l'intensité de pauvreté de 1,6 point par rapport au cas avec PPE seul. Ces différentes études démontrent l'impact important du RSA, en cas de recours à 100% au dispositif, sur le recul de la pauvreté. Cependant, ces modèles diffèrent sur l'ampleur du phénomène, cela montre que la microsimulation est relativement sensible aux hypothèses adoptées et aux données utilisées. Les études exclusivement consacrées à la PPE démontrent un effet redistributif de la PPE assez faible, étant versée uniquement aux foyers fiscaux ayant au moins un actif, elle n'est pas perçue par les ménages les plus pauvres. Legendre *et al.* (2004) ont ainsi montré, en se basant

4. Pour plus de détails sur l'enquête EU-SILC, se référer au numéro d'*Économie et Statistique* n° 469-470 consacré à cette enquête.

5. Se référer à Avram et Bouvard (2013) pour une description détaillée des prestations et taxes simulées par EUROMOD ainsi que la construction du modèle.

sur le modèle MYRIADE, que le 1er décile de niveau de vie est peu concerné par la PPE, ainsi 10% de la masse de la PPE est concentrée sur le 1er décile de niveau de vie contre plus de 14% dans chacun des déciles 2 à 5.

Le rapport Sirugue (2013) apporte quant à lui des premiers résultats sur l'impact potentiel de l'instauration de la Prime d'activité effectuée grâce à des simulations de la DREES et de la Direction Générale du Trésor. Les résultats montrent que le taux de pauvreté diminuerait de 0,1 à 0,5 point en fonction des hypothèses retenues, avec un taux de recours à la Prime d'activité supposé à 50%. L'impact de la Prime d'activité sur la pauvreté serait donc assez important.

Dans le même esprit que les études précédentes, nous allons nous intéresser à l'impact de nos scénarios de réformes sur le taux de pauvreté et sur les inégalités de revenus au sein de la population des 18-24 ans. Pour ce faire, nous allons utiliser les données EU-SILC de 2011, produites par Eurostat, composées de 26 979 individus répartis sur 11 360 ménages. Ces données contiennent des informations sur la structure des ménages, la situation d'emploi des membres du ménage ainsi que le niveau d'éducation et le montant des revenus perçus par type de revenu (revenu du travail, du capital, allocations sociales...). Nous utilisons les pondérations, fournies par Eurostat, afin d'avoir un échantillon représentatif de la population française. La microsimulation sera basée sur le système socio-fiscal de 2013 transmis par l'équipe en charge du modèle EUROMOD auquel nous avons intégré les mesures sociales et fiscales adoptées en 2014 ainsi que les réformes de l'impôt sur le revenu et de la modulation des allocations familiales appliquées en 2015.⁶ Nous appellerons ce système, le système socio-fiscal 2014 +.^{7, 8} Pour éviter des incohérences temporelles, les variables monétaires ont été actualisées à l'aide de différents facteurs d'actualisation qui dépendent du type de revenu (voir Avram et Bouvard, 2013) et nous supposons la démographie constante. Le modèle va permettre de simuler le revenu disponible de chaque ménage après l'application du système socio-fiscal 2014 + sur les données UE-SILC 2011 actualisées. Le revenu disponible simulé par EUROMOD se compose des revenus du travail perçus nets de cotisations sociales, des revenus de la propriété et du capital, des prestations sociales (allocations familiales, RSA, allocations logement...), des allocations chômage et des pensions de retraite. Le revenu disponible déduit les impôts directs que sont l'impôt sur le

6. Nous remercions Silvia Avram et Holly Sutherland pour nous avoir permis d'accéder aux codes sources permettant de transformer les données EU-SILC au format EUROMOD et de faire les imputations nécessaires à la constructions de certaines variables (voir Avram et Bouvard (2013) pour plus de détails sur les imputations et la structure du modèle).

7. Voir annexe 2.

8. L'année 2015 n'étant pas finie au moment de l'écriture de cet article, il n'a pas été possible d'intégrer l'ensemble des réformes adoptées en 2015.

revenu, la contribution sociale généralisée (CSG), la contribution à la réduction de la dette sociale (CRDS) et la taxe d'habitation.

3.4.2 Modèle structurel d'offre de travail

Pour étudier l'impact sur l'offre de travail des jeunes des scénarios de réforme nous allons utiliser un modèle d'offre de travail à choix discret. De nombreux travaux étudiant le lien entre offre de travail et aides sociales ont utilisé ce type de modélisation. Ainsi, Van Soest (1995) a introduit un modèle à choix discret pour expliquer l'offre de travail des couples au Pays-Bas, Blundell *et al.* (2000) pour étudier l'impact de *Working Families Tax Credit* sur les heures de participation au marché du travail. Bargain (2004) a aussi utilisé ce type de modélisation pour étudier l'impact potentiel de réformes sur les dispositifs d'aide de retour à l'emploi sur les femmes en couple. Enfin, Allègre (2011), utilise un modèle à choix discret pour étudier l'impact du RSA activité sur l'offre de travail des femmes. Les résultats de cette étude montrent un effet légèrement désincitatif du RSA activité. En effet, sur 10 millions de femmes, 12 000 renonceraient à travailler et l'offre de travail à temps partiel se verrait favorisé puisque 9 000 femmes supplémentaires choisiraient cette option. Il montre aussi que l'impact du RSA activité sur les femmes seules et les femmes en couple n'est pas le même. En effet, 7 000 femmes seules décideraient d'entrer sur le marché du travail alors que 18 000 femmes en couple prendraient le chemin inverse.

L'utilisation d'un modèle à choix discret présente plusieurs avantages comparé au modèle continu. Ces avantages sont décrits par Van Soest (1995) qui explique que le modèle à choix discret simplifie les démarches calculatoires du modèle continu et permet de prendre en compte des ensembles budgétaires non-linéaires et non-convexes souvent générés par les systèmes socio-fiscaux. D'autres avantages par rapport au modèle continu ont été exposés, comme la prise en compte de coûts fixes au travail ou une meilleure adaptation aux décisions intra-couples. Ce type de modélisation est adapté au marché du travail français dans lequel les heures de travail sont contraintes. En effet, en France, le temps plein est réglementé à 35 heures hebdomadaires et les enquêtes réalisées montrent que le temps partiel est caractérisé par un pic au niveau de 20 heures de travail par semaine. De plus, les individus raisonnent généralement en termes de temps plein et temps partiel plutôt qu'en termes d'heures de travail. Nous allons donc nous concentrer sur un modèle pouvant prendre 3 modalités : inactivité, temps partiel et temps plein, soit respectivement 0, 20 et 35 heures de travail par semaine.

Pour modéliser l'offre de travail des jeunes, nous utilisons un logit mixte afin de prendre en compte l'hétérogénéité non-observée dans la population. Ce modèle repose sur le concept d'utilité aléatoire, aussi appelée utilité stochastique. Ainsi, la fonction d'utilité d'un jeune i choisissant la modalité j parmi J ($j = 1, \dots, J$) va s'écrire :

$$U_{ij} = U(H_j, C_{ij}; Z_i, \theta_i, \varepsilon_{ij}) = V(H_j, C_{ij}; Z_i, \theta_i) + \varepsilon_{ij}, \quad (3.1)$$

où U est la fonction d'utilité stochastique, V la fonction d'utilité déterministe, H_j représente le nombre d'heures travaillées, C_{ij} le niveau de consommation pour le choix j , Z_i et θ_i désignent respectivement les caractéristiques sociodémographiques et le vecteur des préférences individuelles du jeune i . Enfin ε_{ij} correspond au terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué entre les individus i et les modalités j .

Un ménage, au sens de l'enquête UE-SILC que nous utilisons dans notre étude, est l'ensemble des personnes vivant dans le même logement et faisant budget commun. Puisque les membres du ménage font budget commun, alors l'utilité du jeune va dépendre de ses propres ressources mais aussi, en partie, de celles des autres membres du ménage (parents, conjoint...)⁹. Cela signifie que le jeune i va choisir la modalité d'offre de travail j qui va maximiser son utilité tout en prenant en compte les avantages financiers que représente la cohabitation. Ainsi, de manière générale, la probabilité pour le jeune i de choisir la modalité k parmi les J ($j = 1, \dots, J$) modalités est :

$$P_{ik} = P[U(H_k, C_{ik}; Z_i, \theta_i, \varepsilon_{ik}) \geq U(H_j, C_{ij}; Z_i, \theta_i, \varepsilon_{ij}), \forall j \neq k]. \quad (3.2)$$

McFadden (1973) a montré que, sous l'hypothèse que les termes aléatoires ε_{ij} sont indépendamment et identiquement distribués selon une distribution des valeurs extrêmes de type I, appelée loi de Gumbel, la probabilité conditionnelle du jeune i de choisir la modalité k parmi les J ($j = 0, \dots, J$) modalités devient :

$$P_{ik} = \frac{\exp[V(H_k, C_{ik}; Z_i, \theta_i)]}{\sum_j \exp[V(H_j, C_{ij}; Z_i, \theta_i)]}. \quad (3.3)$$

Cependant, pour prendre en compte l'hétérogénéité non-observée dans la population, comme nous le verrons par la suite, nous faisons dépendre la consommation d'un terme noté v_i . L'hétérogénéité observée, quant à elle, est capturée par le terme α_i . La probabilité non-conditionnelle va donc s'écrire de la façon suivante :

9. La contrainte budgétaire du jeune est présentée dans la sous-section suivante.

$$P_{ik} = \int_v \frac{\exp[V(H_k, C_{ik}; Z_i, \alpha_i, v_i)]}{\sum_j \exp[V(H_j, C_{ij}; Z_i, \alpha_i, v_i)]} f(v_i) dv_i. \quad (3.4)$$

Avec : $f(v)$, la densité de probabilité de v

Comme cela a été exposé par Train (2009), il est possible de calculer les probabilités non conditionnelles par une méthode de simulation. Il suffit de calculer les probabilités conditionnelles sur un grand nombre de tirages aléatoires dans une loi, que l'on doit spécifier, et de faire la moyenne de ces probabilités pour chaque individu. Les probabilités simulées peuvent être incorporées dans la fonction de vraisemblance. Les paramètres du modèle sont alors obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance simulé. Une méthode plus efficace et rapide que de tirer un grand nombre de termes dans une loi est d'utiliser une séquence de Halton qui couvre de façon plus uniforme la distribution désirée (Train, 2009). La prise en compte de l'hétérogénéité non-observée permet aussi de surpasser un inconvénient du logit conditionnel ; à savoir, la suppression de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinente (IIA pour Independence of Irrelevant Alternatives).

Le modèle utilisé a deux principales limites : sa dimension statique et la non-prise en compte de la demande de travail. La nature statique du modèle ne permet pas de considérer le fait que les individus, en prenant une décision, anticipent les gains sur le long terme. Ainsi, certains individus vont accepter de travailler même si les gains sur le court terme sont faibles car ils anticipent le fait qu'ils vont pouvoir acquérir une expérience professionnelle et un réseau qui leur permettront d'accéder à de meilleurs postes par la suite ou encore qu'occuper un emploi permet de valider des trimestres pour la retraite. Il faudrait donc adopter une modélisation dynamique qui requiert, cependant, l'acquisition d'une base de données riche en informations sur les situations passées des individus. Par ailleurs, le modèle présenté est un modèle exclusivement d'offre de travail, la demande de travail de la part des entreprises est négligée ce qui ne permet pas de rendre compte de la réalité du marché du travail français, fortement conditionné par la demande.¹⁰

10. Il est possible de prendre en compte la demande de travail soit par le biais d'une équation de chômage involontaire permettant de modéliser la probabilité pour un individu d'être contraint par la demande (voir Bargain *et al.*, 2010), soit en estimant des fonctions de production pour différents types de travailleurs (voir Peichl et Siegloch, 2012), afin de prendre en compte l'impact d'une réforme sur l'offre de travail mais aussi de considérer les interactions entre l'offre et la demande de travail engendrées par cette réforme. L'inconvénient principal de cette dernière méthode est qu'elle suppose un marché du travail parfaitement concurrentiel.

Spécification adoptée

Comme Blundell *et al.* (2000) et Bargain et Orsini (2006), nous allons utiliser une spécification quadratique pour la fonction d'utilité déterministe :

$$V_{ij} = \alpha_1 C_{ij}^2 + \alpha_2 H_j^2 + \alpha_3 C_{ij} H_j + \alpha_4 C_{ij} + \alpha_5 H_j + \phi p_i \quad (3.5)$$

Comme présenté dans l'article de Creedy et Kalb (2005), nous intégrons ici la désutilité associée à la perception d'une aide sociale (p_i). Cette désutilité représente à la fois le stigma associé aux aides sociales mais également l'effort lié aux démarches administratives nécessaires à l'obtention d'une de ces aides. Par conséquent, certains individus préféreront ne pas réclamer l'aide et/ou modifier leur offre de travail. p_i représente donc une variable binaire qui prend la valeur 1 si le jeune appartient à un ménage bénéficiaire du RSA ou de la Prime d'activité et 0 dans le cas contraire.^{11 12}

Pour simplifier, nous supposons que le niveau de consommation du jeune est égal au revenu disponible du jeune ($C_{ij} = R_{ij}$), avec :

- Pour un jeune non-étudiant vivant sans ses parents :

$$R_{ij} = w_i H_j + N_i - t(H_j, w_i, N_i; X_i) \quad (3.6)$$

- Pour un jeune non-étudiant, de 21 ans ou plus, vivant avec ses parents (imposition séparée) :

$$R_{ij} = w_i H_j + N_i - t(H_j, w_i, N_i; X_i) + \frac{F_i}{uc_i} \quad (3.7)$$

- Pour un jeune non-étudiant, de moins de 21 ans, vivant avec ses parents (imposition commune) :

$$R_{ij} = w_i H_j + N_i + \frac{w_{mi} H_{mi} + w_{pi} H_{pi} + N_{fi} - t(H_j, H_{mi}, H_{pi}, w_i, w_{mi}, w_{pi}, N_i, N_{fi}; X_i)}{uc_i} \quad (3.8)$$

11. La PPE n'est pas incluse dans p_i car c'est un crédit d'impôt pour lequel il n'y a pas de démarches administratives à effectuer pour le percevoir (uniquement une case à cocher dans la déclaration d'impôts).

12. Des coûts fixes au travail sont parfois introduits pour prendre en compte les coûts réels ou ressentis liés au travail (voir, par exemple, Bargain *et al.* (2014)). Cependant, ils sont souvent associés à la présence d'enfants dans le ménage (coûts de garde d'enfants, moins de temps pour élever son enfant, besoin d'horaires aménagés...) or dans notre analyse nous nous concentrons sur les jeunes ne vivant pas en couple, ainsi, la plupart n'ont pas d'enfants. De plus, l'introduction de coûts fixes dépendant du diplôme ne modifie pas les résultats de notre analyse. Nous avons donc décidé de négliger les coûts fixes au travail.

H , w et N correspondant respectivement aux heures travaillées, au salaire horaire et au revenu hors travail. Ces équations dépendent également de la fonction de taxation (t), du nombre d'unités de consommation dans le ménage du jeune (uc_i), du revenu disponible des parents (F_i) et des caractéristiques sociodémographiques du foyer fiscal (X_i). Les indices mi , pi et fi associés représentent respectivement la mère, le père et l'ensemble du foyer du jeune i .

Solard et Coppoletta (2014) considèrent l'équitépartition des ressources au sein du ménage. Ici, nous considérons qu'il y a uniquement un transfert des parents vers les enfants, donc uniquement équitpartition des ressources parentales. Cette hypothèse paraît plus réaliste, notamment en présence de jeunes adultes. Les études de Schneider (2003) et de Breunig et McKibbin (2012) ont montré que l'hypothèse de mise en commun des ressources entre parents et jeunes adultes dépend du type de dépense. De plus, les premiers résultats de l'Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes (ENRJ) montrent que la moitié des jeunes cohabitants en emploi et les trois quart des jeunes cohabitants au chômage ou inactifs (hors études) perçoivent une aide financière régulière de leurs parents.¹³

Comme dans l'article de Solard et Coppoletta (2014), il y a un risque de surestimation des ressources des cohabitants car le partage des ressources parentales ne peut être que partiel. Il y a également un risque de sous-estimation des ressources des jeunes décohabitants car les aides irrégulières et les aides en nature ne sont pas reportées dans l'enquête EU-SILC.

Pour introduire de l'hétérogénéité dans les préférences, nous faisons dépendre l'utilité marginale du revenu et l'utilité marginale des heures de travail des caractéristiques sociodémographiques (Z_i) telles que l'âge, le nombre d'enfants, la composition du ménage et la région. En effet, ces différentes variables sont susceptibles d'influencer les comportements de travail des jeunes. De plus, l'utilité marginale du revenu inclut également un terme aléatoire normalement distribué afin de prendre en considération l'hétérogénéité non-observée dans les préférences. Ainsi :

$$\alpha_{4i} = \gamma_0 + \gamma' Z_i + v_i, \quad (3.9)$$

$$\alpha_{5i} = \theta_0 + \theta' Z_i. \quad (3.10)$$

Les implications du modèle sont données par le signe de l'utilité marginale du revenu et l'utilité marginale du loisir. Si l'utilité marginale du revenu $\partial V_{ij}/\partial R_{ij}$

13. Pour plus d'informations sur les premiers résultats de cette enquête, voir Castell *et al.* (2016a).

est positive cela signifie que l'utilité du jeune croît avec le revenu. Si l'utilité marginale du travail $\partial V_{ij}/\partial H_j$ est positive cela signifie que le travail rémunéré est préféré au loisir.

Nous allons estimer les paramètres de cette fonction d'utilité pour déduire les utilités marginales et aussi la probabilité pour chaque individu de choisir une des trois modalités incluses dans notre modèle. Plusieurs étapes sont nécessaires avant de réaliser ce travail, nous devons, en effet, déterminer le salaire horaire de tous les individus de l'échantillon et simuler le revenu disponible de chaque jeune pour chaque choix d'offre de travail et pour chaque scénario de réforme envisagé (situation initiale et les trois réformes).

Méthode d'estimation

Pour estimer le modèle, certaines informations sont manquantes : les salaires pour ceux qui ne travaillent pas et les revenus disponibles potentiels des jeunes pour les 3 choix d'offre de travail (0, 20 ou 35 heures). C'est pourquoi la démarche méthodologique de cette seconde partie va être composée des 5 étapes suivantes :

1. Estimation et prédiction des salaires pour les non-travailleurs et les travailleurs (voir annexe 2).
2. Utilisation du salaire prédit et des caractéristiques socio-démographiques de chaque jeune pour microsimuler le revenu disponible, avant réforme, pour chaque choix d'offre de travail possible (0, 20, 35 heures) à l'aide du système socio-fiscal 2014 + d'EUROMOD.
3. Estimation des paramètres de la fonction d'utilité à l'aide des simulations de l'étape 2.
4. Microsimulation avec le modèle EUROMOD du revenu disponible post-réforme pour chaque jeune et chaque choix d'offre de travail possible.
5. Déduction des probabilités de choix pour chaque offre de travail à l'aide des paramètres estimés à l'étape 3 et des simulations réalisées à l'étape 4.

Le modèle de microsimulation et le modèle économétrique présentés, nous allons exposer dans la section suivante l'impact redistributif des réformes sur l'ensemble des jeunes de 18-24 ans que nous appelons l'impact redistributif avant changements de comportements. Enfin, dans la dernière partie, nous nous concentrerons sur les jeunes non-étudiants pour évaluer les variations de comportements engendrées par les scénarios de réformes et nous en déduirons l'impact redistributif après changements de comportements.

3.4.3 Impact redistributifs avant changement de comportements

Nous cherchons à mesurer l'impact potentiel maximal que pourrait avoir ces réformes, nous supposons donc que le taux de recours au RSA et à la Prime d'activité est égal à 100% pour tous les bénéficiaires potentiels de ces mesures. La prise en compte d'un taux de non-recours pourrait permettre plus de réalisme mais induit un biais car le profil des non-recourants n'est pas le même d'un dispositif à l'autre. De plus, il n'est pas possible de prévoir le recours à la Prime d'activité. Nous émettons aussi l'hypothèse que les jeunes ne changent pas de comportement d'offre de travail après la mise en place des réformes car nous étudions, pour l'instant, uniquement l'aspect redistributif. De plus, faute d'informations sur l'expérience passée des jeunes et étant donné son caractère restrictif, nous négligeons la présence du « RSA jeune » avant la mise en place des réformes.

D'après nos simulations, dont les résultats sont présentés dans le tableau 3.5, le taux de pauvreté initial dans la population atteint 10,7%, cela signifie que 10,7% de la population a un niveau de vie (revenu disponible par unité de consommation) inférieur à 60% du niveau de vie médian de la population (soit 1018 euros par mois).¹⁴ Les jeunes sont 17,5% à se situer sous ce seuil. De plus, le niveau de vie médian des jeunes est 215 euros inférieur à celui de la population globale. Nos simulations reflètent bien la situation économique défavorable des jeunes que l'on observe dans la réalité. Les instruments de mesure des inégalités de revenus, que sont le rapport interdécile D9/D1 et l'indice de Gini, nous indiquent que la distributions des niveaux de vie au sein des 18-24 ans est légèrement moins inégalitaire que dans l'ensemble de la population.

Le taux de recours est supposé 100% au RSA et à toutes les autres aides sociales, par conséquent, le taux de pauvreté que l'on observe réellement dans la population est sous-estimé dans EUROMOD. Même avec un taux de non-recours simulé le taux de pauvreté est sous-estimé dans le cadre du modèle EUROMOD, dû notamment, au caractère aléatoire du non recours simulé dans EUROMOD (certains groupes d'individus sont plus susceptibles de ne pas recourir aux aides sociales, le non recours n'est pas pas aléatoire) et également à l'absence de la prise en compte du non recours pour d'autres aides sociales (voir Avram et Bouvard, 2013).

14. Le premier adulte du ménage représente 1 unité de consommation, les autres adultes de 14 ans ou plus en représentent 0,5 et les enfants de moins de 14 ans 0,3.

Tableau 3.5 : Répartition du niveau de vie dans la population et indicateurs de pauvreté et d'inégalités avant l'application des réformes

	Ensemble de la population	Jeunes de 18-24 ans
Niveau de vie médian	1 696	1 481
1 ^{er} décile (D1)	1 000	868
9 ^{ième} décile (D9)	3 081	2 612
Rapport interdécile D9/D1	3,08	3,01
Indice de Gini	26,84	25,79
Taux de pauvreté initial	10,7%	17,5%

Source : modèle EUROMOD, UE-SILC 2011 actualisée, système 2014 +

Pour mesurer l'impact de nos réformes sur la pauvreté et la répartition des revenus dans la population, nous avons inséré les scénarios évalués dans le modèle de micro-simulation et nous simulons les nouveaux revenus disponibles après réformes. Pour faciliter la comparaison entre les scénarios, nous avons donc décidé d'étudier les variations du nombre d'individus pauvres à seuil de pauvreté constant comme l'a fait Allègre (2011). Nous prendrons en référence le seuil de pauvreté correspondant à celui de la situation « statu quo », c'est-à-dire la situation pré-réforme.

Tableau 3.6 : Indicateurs de pauvreté et d'inégalité sociale

	Statu quo	Scénario 1 RSA socle + activité	Scénario 2 Prime d'activité	Scénario 3 PA + RSA socle
Taux de pauvreté				
Jeunes de 18-24 ans dont :	17,5	13,1	17,1	14,3
<i>Vivant avec leurs parents</i>	13,1	09,0	13,2	09,1
<i>Vivant sans leurs parents</i>	24,3	19,4	23,2	22,3
<i>Jeunes actifs</i>	12,0	08,1	10,9	09,6
Indicateurs d'inégalités				
<i>Rapport interdécile D9/D1</i>				
Jeunes de 18-24 ans	3,0	2,8	3,0	2,9
<i>Indice de gini</i>				
Jeunes de 18-24 ans	25,8	24,5	25,6	24,5

Source : modèle EUROMOD, UE-SILC 2011 actualisée, système 2014 +

Le tableau 3.6 détaille la variation du taux de pauvreté après la mise en place des différents scénarios. Selon nos simulations, le taux de pauvreté des 18-24 ans diminuerait de 0,4 point de pourcentage après la mise en place de la Prime d'activité et pour un taux de recours de 100% aux différents dispositifs. Dans le cadre du scénario 1, dans lequel le RSA socle et activité sont étendus aux jeunes, un recours à 100% permettrait de diminuer la pauvreté des jeunes de 4,4 points de pourcentage. Le scénario 3, qui permet de faire une comparaison, *ceteris paribus*, de l'instauration de la Prime d'activité à la place du RSA activité, montre que le nouveau dispositif serait moins efficace pour lutter contre la pauvreté des jeunes que le RSA activité. Ce phénomène s'explique, comme nous l'avons exposé précédemment, par le fait que la Prime d'activité est moins généreuse pour les célibataires sans enfant et les individus ayant de plus faibles revenus d'activité. Ces deux caractéristiques représentent bien les jeunes de 18-24 ans, qui sont souvent célibataires sans enfant et qui perçoivent des revenus d'activité plus faibles. En effet, d'après notre échantillon, 20,1% des jeunes, non-étudiants, percevant des revenus d'activité, effectuent une activité inférieure à 20 heures par semaine contre 10,3% chez les plus de 25 ans et les salaires perçus par les jeunes sont bien souvent plus faibles que pour leurs aînés, notamment du fait de l'absence d'expérience professionnelle. De plus, les jeunes sont nombreux dans les emplois temporaires et de courte durée de type intérim, par conséquent, ils ont des revenus d'activité plus souvent irréguliers que les plus âgés. Intuitivement, l'instauration de la seule Prime d'activité (scénario 2) a un effet moindre sur les jeunes par rapport aux deux autres scénarios car ce dispositif ne propose qu'une aide aux jeunes ayant perçu des revenus du travail alors que les deux autres scénarios proposent un revenu minimum à l'ensemble des jeunes (hors étudiants). En terme de réduction des inégalités, nous retrouvons les mêmes conclusions que pour la réduction du taux de pauvreté, à savoir que les scénarios 1 et 3 sont plus efficaces pour lutter contre les inégalités par rapport au scénario 2.

Tableau 3.7 : Analyse du coût des réformes

	Statu quo	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3
Coût en milliards/an		5,1	4,4	8,1
Nombre de foyer* dont la personne de référence a entre 18 et 24 ans (en milliers)				
RSA socle	63	987	62	982
RSA activité	73	1 072		
PPE	890	580		
PA			1 355	1 355
Montant moyen par foyer dont la personne de référence a entre 18 et 24 ans (euros par mois)				
RSA socle	488,44	404,96	498,81	406,97
RSA activité	174,97	148,66		
PPE	34,22	32,48		
PA			122,82	122,82

Source : modèle EUROMOD, UE-SILC 2011 actualisée, système 2014 +

* On parle de foyer au sens du RSA pour le RSA socle et activité, du foyer fiscal pour la PPE et de foyer Prime d'activité pour la PA.

D'après nos simulations, la Prime d'activité concernerait 1,36 million de foyers de jeunes pour un montant moyen de 122,82 euros par foyer et par mois (cf. tableau 3.7). Concernant les coûts des réformes, l'instauration de la seule Prime d'activité, avec un recours à 100% dans l'ensemble de la population, demanderait une dépense supplémentaire de l'Etat de 4,4 milliards d'euros (en incluant la majoration d'Allocation de Rentrée Scolaire). Les deux autres scénarios, qui ouvrent le RSA socle aux jeunes ont, par conséquent, un coût financier annuel plus important. La réduction du nombre de bénéficiaires de la PPE entre le statu quo et le scénario 1 s'explique par le fait que le RSA activité perçu est déduit de la PPE. Par conséquent, les jeunes qui touchent un montant de RSA activité plus important que le montant de la PPE dans le scénario 1 ne vont plus percevoir de PPE. Nous observons une faible réduction du nombre de foyers bénéficiaires du RSA socle entre le statu quo et le scénario 2 et entre le scénario 1 et le scénario 3. Cette baisse s'explique par le seuil de non-versement fixé à 6 euros par mois pour le RSA. Avant réforme, certains foyers perçoivent un montant de RSA (socle + activité) supérieur à 6 euros mais un montant de RSA socle seul inférieur à 6

euros. Ainsi, après la mise en place de la Prime d'activité et la suppression du RSA activité, ces individus ne perçoivent plus de RSA socle car ils se situent en dessous du seuil de versement.

Introduire la Prime d'activité aux jeunes a donc un impact certain sur la pauvreté, cependant, le fait d'ouvrir ce dispositif aux jeunes qui vivent chez leurs parents entraîne un étalement du dispositif sur les hauts déciles de niveaux de vie, ce phénomène se retrouve aussi dans le cadre de l'extension du RSA. En effet, un jeune peut potentiellement percevoir pour son propre compte le RSA ou la Prime d'activité quel que soit le niveau de vie de ses parents puisqu'il forme un ménage « Prime d'activité » ou « RSA » à part. Nous pouvons donc envisager de réduire les montants des dispositifs pour les jeunes cohabitants pour prendre en compte, notamment, les économies d'échelles réalisées grâce à cette cohabitation. Par exemple, réduire de moitié le montant de Prime d'activité pour les jeunes vivants chez leurs parents permettrait de faire économiser 516 millions d'euros par an dans les scénarios 2 et 3 sans entraîner d'augmentation de la pauvreté chez les jeunes.

Il est important de noter que ces résultats nous donnent un ordre de grandeur et non une évaluation exacte de l'impact des réformes car les simulations reposent sur certaines hypothèses simplificatrices. En effet, comme nous l'avons dit précédemment, le modèle EUROMOD ne simule pas toutes les taxes et allocations existantes dans la réalité. De plus, Avram et Bouvard (2013) dans le country report EUROMOD expliquent que le modèle EUROMOD a tendance à surestimer le nombre de bénéficiaires du RSA activité. En effet, les revenus d'activité moyens issus des enquêtes EU-SILC semblent plus faibles que ceux observés dans d'autres sources externes, étant donné que le RSA activité est attribué aux individus à faible revenus, il y a donc un risque de surestimation du nombre de bénéficiaires. De plus, les données EU-SILC sont annualisées alors qu'EUROMOD utilise des données mensualisées pour effectuer les simulations. Par conséquent, il n'est pas possible de distinguer les individus qui ont travaillé qu'une partie de l'année de ceux qui ont travaillé toute l'année avec un salaire faible (ce phénomène peut être, notamment, important chez les jeunes sortis du système scolaire dans l'année). Étant donné que la Prime d'activité est aussi attribuée sous conditions de revenus d'activité, il est possible qu'il y ait une surestimation des bénéficiaires de ce dispositif.

Comme nous pouvions nous y attendre, les scénarios « RSA socle + activité » et « RSA socle + Prime d'activité » sont les plus efficaces pour lutter contre la

pauvreté chez les jeunes car ils introduisent un revenu minimum aux 18-24 ans. Cependant, il ne faudrait pas que ces dispositifs entraînent un effet pervers chez les jeunes, à savoir créer une désincitation à travailler. La Prime d'activité seule réduit également le taux de pauvreté des jeunes mais dans une moindre mesure. Cependant, elle paraît a priori être le dispositif qui engendrerait une plus forte incitation à travailler. C'est ce que nous allons vérifier dans la suite de ce chapitre.

3.4.4 Impact redistributifs après changement de comportements

Sélection des données et estimation

Pour réaliser l'estimation du modèle d'offre de travail, nous empilons les données EU-SILC, produite par Eurostat, de 2008 à 2011 pour avoir un échantillon plus important de jeunes de 18-24 ans.¹⁵ Nous sélectionnons les jeunes âgés de 18 à 24 ans dont les données fondamentales comme le niveau d'études, la situation économique et l'expérience ne sont pas manquantes dans l'enquête EU-SILC. Nous supprimons de l'échantillon les individus qui suivent des études, les jeunes handicapés ou exerçant une activité indépendante.¹⁶ Nous obtenons alors un échantillon de 3957 jeunes. Nous avons déflaté les différents revenus pour qu'ils soient exprimés en euros de la même année. Enfin, comme une partie seulement de notre échantillon travaille, nous ne disposons pas de salaires pour les non-travailleurs, nous avons donc prédit les salaires des non-participants au marché du travail en utilisant la méthode d'Heckman (cf. annexe 3). Nous utiliserons par la suite les salaires prédits pour l'ensemble des individus de l'échantillon. Une fois les salaires prédits, nous ne gardons que les ménages dans lesquels un ou des jeunes célibataires de 18-24 ans sont potentiellement concernés par les réformes. Nous ne prenons pas en compte les jeunes vivant en couple, car cela nécessite l'utilisation d'une spécification différente de celle des célibataires pour prendre en compte l'offre de travail des deux membres du couple. Nous supposons l'offre de travail des parents des

15. Nous avons testé les caractéristiques des jeunes de l'échantillon de 2011 avec l'échantillon empilé 2008-2011. Les tests de kolmogorov-smirnov pour les variables continues et les tests de khi-deux d'ajustement pour les variables qualitatives montrent que pour les variables âge, heures travaillées, sexe, diplôme, vivre en île de France, vivre avec ses parents et vivre avec un parent âgé, les deux échantillons ne sont pas significativement différents.

16. Les jeunes en études sont exclus car ils ne sont pas concernés par les réformes. De plus, il aurait pu y avoir un problème de sélection dans le cadre de l'estimation des équations de salaires si nous les avions pris en compte. En effet, ces derniers seraient comptés comme des non-travailleurs alors qu'ils ont sûrement des caractéristiques plus favorables à l'emploi que les jeunes non-étudiants qui ne travaillent pas. Enfin, certains jeunes étudiants ont des emplois à côté de leurs études qui sont des emplois, majoritairement à temps partiel, qui ne reflètent pas leurs niveaux d'éducation. Il aurait donc été biaisé d'utiliser ces jeunes pour estimer les salaires et pour étudier l'offre de travail.

jeunes cohabitants comme fixe. Au final, notre échantillon est constitué de 2 601 individus. Les statistiques descriptives de cet échantillon sont présentées dans le tableau 3.8 :

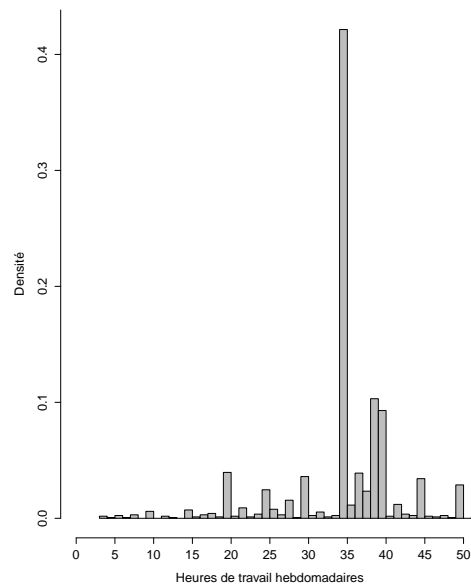
Tableau 3.8 : Statistiques descriptives pour l'échantillon sélectionné

	Ensemble	Vit avec ses parents	Vit sans ses parents
Femmes	37,3 %	36,2 %	42,1 %
Statut d'activité :			
Non-participation	33,8 %	37,4 %	17,1 %
Temps partiel	10,4 %	10,9 %	8,1 %
Temps plein	55,8 %	51,7 %	74,8 %
Âge moyen	21,5	21,3	22,4
Niveau d'études :			
< Lycée	27,2 %	29,7 %	15,8 %
Lycée	53,9 %	54,7 %	50,4 %
Supérieur	18,9 %	15,6 %	33,8 %
Salaire horaires prédits :			
1 ^{er} quartile	10,4	10,2	11,4
Mediane	11,3	10,9	12,6
Moyenne	11,5	11,2	12,7
3 ^e quartile	12,7	12,4	13,9
Nombre moyen d'enfants	0,03	0,02	0,09
Observations	2601	2133	468

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées

Nous remarquons que les jeunes décohabitants sont en moyenne plus diplômés et plus âgés. Ces mêmes jeunes sont aussi plus souvent en emploi. Les jeunes décohabitants ont, pour la plupart, certainement réussi à devenir indépendants financièrement de leurs parents. Pour ceux qui vivent avec leurs parents, nous allons analyser plus spécifiquement les caractéristiques de leurs parents (voir tableau 3.9).

Graphique 3.2 : Histogramme des heures de travail hebdomadaires des jeunes célibataires de 18-24 ans de l'échantillon



Source : Données EU-SILC 2008-2011 empilées.

Au vu du tableau 3.9, il semble y avoir un lien entre la présence des deux parents dans le foyer et la situation d'activité du jeune. Les jeunes travaillant à temps plein vivent plus souvent avec leurs deux parents que les jeunes non-participants. Nous trouvons aussi un phénomène de reproduction sociale, c'est-à-dire qu'il existe une corrélation entre situation d'emploi du jeune avec la situation socio-économique des parents. En effet, les jeunes qui ne travaillent pas sont plus souvent issus de familles où les parents travaillent peu et où le niveau d'éducation est moins élevé. Par conséquent, le salaire des parents est aussi moins élevé pour les jeunes qui ne participent pas au marché du travail.

Tableau 3.9 : Statistiques descriptives de la situation familiale des jeunes cohabitants

	Jeunes sans emploi	Jeunes à temps partiel	Jeunes à temps plein
Vivent avec le père et la mère	62,4 %	66,1 %	72,1 %
Statut du père :			
Non-participation	33,8 %	23,5 %	23,6 %
Temps partiel	3,1 %	2,4 %	1,9 %
Temps plein	63,1 %	74,1 %	74,5 %
Statut de la mère :			
Non-participation	47,4 %	40,7 %	25,2 %
Temps partiel	15,0 %	17,2 %	17,9 %
Temps plein	37,6 %	42,1 %	57,0 %
Niveau d'études du père :			
< Lycée	45,3 %	36,1 %	33,8 %
Lycée	44,1 %	53,0 %	55,0 %
Supérieur	10,6 %	10,8 %	11,2 %
Niveau d'études de la mère :			
< Lycée	52,2 %	41,7 %	40,5 %
Lycée	39,3 %	49,3 %	50,4 %
Supérieur	8,5 %	9,1 %	9,0 %
Salaire moyen du père	2035	2088	2407
Salaire moyen de la mère	978	1025	1445
Salaire horaires prédits :			
1 ^{er} quartile	9,9	10,1	10,6
Mediane	10,6	10,6	11,4
Moyenne	11,0	10,9	11,6
3 ^e quartile	11,8	11,1	12,7
Observations	798	233	1102

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées

Nous utilisons les salaires horaires prédits pour tous les individus pour simuler le revenu disponible de chaque jeune pour les trois modalités d'offre de travail (non-participation, temps partiel, temps plein) et pour chaque scénario (statu quo, RSA socle + activité, Prime d'activité, Prime d'activité + RSA socle). En effet, ces éléments seront indispensables pour l'estimation du modèle d'offre de travail à choix discret, car pour faire son choix dans chaque scénario, un jeune va comparer

l'utilité qu'il pourrait retirer de chaque type d'activité. Nous utilisons donc à nouveau le modèle de microsimulation EUROMOD. Nous insérons dans la base de données initiale les salaires prédits par la méthode d'Heckman et nous modifions les heures de travail des jeunes et les autres variables sociodémographiques associées à l'emploi entre chaque simulation afin d'obtenir, au final, le revenu disponible pour chaque choix possible d'heures de travail, à savoir 0, 20 et 35 heures de travail.

Nous avons estimé le logit mixte pour les jeunes en distinguant ceux qui vivent chez leurs parents et ceux qui vivent seuls car il y a de fortes raisons de penser que ces deux groupes ne vont pas avoir les mêmes préférences. En effet, un jeune décohabitant sera sûrement plus sensible à une augmentation de revenu qu'un jeune qui vit avec ses parents et qui bénéficie donc d'économies d'échelles liées à cette cohabitation. Nous observons, dans le tableau 3.10, que l'utilité marginale du revenu chez les cohabitants augmente significativement avec le fait de vivre avec un parent âgé ou d'avoir un parent diplômé du supérieur. L'utilité marginale des heures de travail chez les cohabitants, quant à elle, augmente significativement avec l'âge et le fait d'être un homme, alors qu'elle diminue avec la présence d'un parent âgé dans le ménage ou d'un parent qui ne travaille pas. L'âge joue aussi un rôle significatif chez les jeunes décohabitants. Par contre, chez ces derniers, avoir des enfants n'a pas une influence significative sur l'utilité marginale du loisir. Enfin, appartenir à un ménage qui perçoit le RSA impacte négativement l'utilité des jeunes cohabitants. Nous analysons, ex-post, la cohérence économique du modèle en vérifiant que les préférences estimées respectent bien la croissance de l'utilité marginale par rapport au revenu. C'est le cas pour 97% des jeunes de l'échantillon

Tableau 3.10 : Estimation par maximum de vraisemblance du logit mixte avec 100 tirages de Halton

	<i>Situation de cohabitation :</i>	
	Vit avec ses parents	Vit sans ses parents
Revenu au carré	-0,0004*** (0,000)	0,063** (0,032)
Heures au carré	-27,057*** (0,781)	5,471** (2,408)
Revenu × heures	-0,121*** (0,005)	-0,350* (0,188)
Revenu	0,081*** (0,005)	0,186 (0,240)
× Age	-0,062*** (0,005)	-0,182 (0,222)
× Age au carré	0,013*** (0,001)	0,044 (0,051)
× 1(Homme)	-0,002*** (0,000)	-0,002 (0,003)
× 1(Diplôme du supérieur)	-0,000* (0,000)	0,009 (0,006)
× 1(Parent âgé (>64 ans))	0,002*** (0,000)	
× 1(Parent diplômé du supérieur)	0,001*** (0,000)	
× Nombre d'enfants †		-0,007 (0,004)
Écart-type revenu (<i>v</i>)	0,100*** (0,000)	0,006* (0,004)
Heures	-4,675*** (0,556)	-12,936* (7,311)
× Age	5,342*** (0,523)	12,179* (6,862)
× Age au carré	-1,169*** (0,122)	-2,823* (1,592)
× 1(Ile de France)	0,005 (0,004)	0,033 (0,050)
× 1(Homme)	0,095*** (0,008)	0,137 (0,098)
× 1(Diplôme du supérieur)	-0,023** (0,011)	-0,206 (0,158)
× 1(Parent âgé (> 64 ans))	-0,109*** (0,039)	
× 1(Parent diplômé du supérieur)	-0,089*** (0,008)	
× 1(Parent qui ne travaille pas)	-0,023*** (0,004)	
× 1(Enfants de moins de 3 ans)		0,146 (0,113)
× 1(Enfants de 3 ans et plus)		0,156 (0,118)
1(Perception RSA/PA)	-1,257*** (0,258)	-0,448 (0,935)
Log-vraisemblance	-2084,7	-300,11
Nombre d'observations	2133	468
Uc >0	100%	86%
U1 >0	57%	51%

Note : écarts-types entre parenthèses, niveau de significativité : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

La variable revenu au carré est divisée par 10 000, la variable heures au carré et revenu × heures par 1 000, la variable âge par 10 et âge au carré par 100.

Source : données EU-SILC 2008-2011 (empilées), revenus simulés avec EUROMOD.

Une fois les paramètres de la fonction d'utilité estimés, il est possible de déduire le niveau de l'utilité pour chaque modalité d'heures de travail et de calculer la probabilité pour chaque individu de choisir la modalité *j*. En moyenne, comme le montre le tableau 3.11, le modèle produit des proportions de choix proches de

celles observées dans la réalité.

Tableau 3.11 : Qualité de l'ajustement

	Choix	Fréquences Observées (%)	Fréquences moyennes prédites(%)
	Non-participation	37,4	40,4
Vit avec ses parents	Temps-partiel	10,9	12,8
	Temps-plein	51,7	46,7
	Non-participation	17,1	16,9
Vit sans ses parents	Temps-partiel	8,1	8,1
	Temps-plein	74,8	75,1

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées, revenus simulés avec EUROMOD.

Etude des variations de comportements

Pour étudier les changements de comportements induits par les réformes, il convient d'utiliser les revenus disponibles simulés pour chaque réforme et chaque choix de volume d'activité, de les associer aux paramètres de la fonction d'utilité du tableau 3.10 et d'en déduire les nouvelles probabilités pour chaque agent de choisir la modalité j . Nous avons utilisé cette méthode pour calculer l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire (au revenu hors travail). Pour se faire, nous avons simulé les élasticités de l'offre de travail en augmentant de 1% les taux de salaire individuel (1% le revenu hors travail) et en agrégeant les réponses individuelles d'offre de travail en terme d'heures travaillées. Les résultats sont résumés dans le tableau 3.12. Pour tester la robustesse de ces résultats, nous avons aussi calculé les élasticités pour une hausse de 10% du salaire (10% du revenu hors travail). L'élasticité salaire de l'offre de travail des jeunes cohabitants est de -0.05 contre 0,14 pour les jeunes décohabitants. La variation du salaire horaire a donc peu d'effet sur l'offre de travail des jeunes cohabitants alors qu'elle a un effet plus important et positif chez les jeunes décohabitants. L'élasticité de l'offre de travail par rapport à une augmentation du revenu hors travail a un effet faible chez les jeunes décohabitants et un effet négatif plus important chez les cohabitants. L'effet revenu semble donc dominer chez les jeunes cohabitants alors que c'est l'effet substitution qui semble dominer chez les décohabitants.

Tableau 3.12 : Élasticité de l'offre de travail des jeunes

	Élasticité salaire	Élasticité revenu hors travail
Vit avec ses parents	-0,05 [-0,05 ; -0,04]	-0,01 [-0,01 ; -0,01]
Vit sans ses parents	0,14 [0,10 ; 0,17]	-0,08 [-0,12 ; -0,04]

Élasticités calculées à partir des fréquences moyennes prédites. Les intervalles de confiance à 95%, entre crochets, sont estimés par bootstrap.

Le tableau 3.13 présente les fréquences moyennes prédites pour chaque choix d'activité après l'instauration des trois réformes. Il faut noter que nous effectuons une hypothèse forte : le taux de recours aux dispositifs est supposé de 100%. Nous estimons donc l'effet maximal que pourraient avoir les réformes sur l'offre de travail des 18-24 ans.¹⁷

Tableau 3.13 : Impact des réformes sur les fréquences moyennes prédites

Situation de cohabitation	choix	Statu quo	Scénario 1 RSA socle + activité	Scénario 2 Prime d'activité	Scénario 3 PA + RSA socle
	Non-participation	40,4	-3,7	+1,5	-4,7
Vit avec ses parents	Temps-partiel	12,8	+5,4	+0,1	+5,8
	Temps-plein	46,7	-1,7	-1,6	-1,2
	Non-participation	16,9	-1,1	+0,5	-1,1
Vit sans ses parents	Temps-partiel	8,1	-0,4	+1,3	+1,4
	Temps-plein	75,1	+1,4	-1,9	-0,3

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées, revenus simulés avec EUROMOD.

Les résultats montrent que les réformes ont un impact relativement limité sur la participation au marché du travail des jeunes décohabitants (variation de la fré-

17. Cette hypothèse a également l'avantage, en considérant un taux de recours égaux entre les dispositifs, d'étudier, ceteris paribus, l'impact des différents scénarios. Cependant, elle représente une limite au réalisme de l'impact des réformes. Ainsi, rompre cette hypothèse pourrait faire l'objet de recherches futures.

quence « non-participation » entre $-1,1$ à $+0,5$). Par contre, la mise en place du RSA socle semble impacter plus fortement les jeunes cohabitants qui ont ainsi accès à un revenu minimum alors qu'ils bénéficient aussi des économies d'échelles liées à la cohabitation. La mise en place de la seule Prime d'activité n'entraîne pas d'effets importants sur la participation des jeunes cohabitants. Chez les cohabitants, les scénarios 1 et 3, qui permettent aux jeunes d'obtenir le RSA socle, incitent fortement les jeunes à travailler à temps partiel alors que la seule Prime d'activité n'a pas d'impact conséquent sur le temps de travail. Pour les décohabitants, ce sont les scénarios 2 et 3, dans lesquels la Prime d'activité est introduite, qui incitent au temps partiel. Les scénarios privilégient donc plus fortement le travail à temps partiel (excepté le scénario 1 chez les décohabitants) et cela au détriment du temps plein car les jeunes qui gagnent plus de 1,2 SMIC peuvent être incités à travailler moins pour percevoir la Prime d'activité ou le RSA activité (effet revenu) et les jeunes initialement sans travail semblent incités à augmenter leur offre de travail (effet substitution) mais pas au-delà du temps partiel. Les incitations financières du temps plein semblent donc trop faibles. Le scénario qui semble plus incitatif n'est donc pas le même chez les jeunes en fonction de leur situation de cohabitation, pour ceux qui vivent avec leurs parents, le scénario 3 est le plus incitatif alors que c'est le scénario 1 pour les jeunes vivant sans leurs parents.

Tableau 3.14 : Impact des réformes sur le niveau de vie (en euros)

Situation de cohabitation		Statu quo	Scénario 1 RSA socle + activité	Scénario 2 Prime d'activité	Scénario 3 PA + RSA socle
Vit avec ses parents	Décile 1	1 124	+126	-82	+128
	Décile 2	1 305	+138	-76	+154
	Décile 3	1 470	+116	-62	+142
	Décile 4	1 628	+101	-72	+126
	Décile 5	1 777	+85	-43	+104
	Gini	20,3	18,6	21,5	18,4
Vit sans ses parents	Décile 1	1 293	+1	+4	+10
	Décile 2	1 342	+1	-2	0
	Décile 3	1 416	+2	-9	-5
	Décile 4	1 473	+4	-7	-5
	Décile 5	1 545	0	-2	-1
	Gini	12,9	12,7	13,5	12,8

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées, revenus simulés avec EUROMOD.

Nous avons simulé les niveaux de vie des jeunes après réformes et changements de comportements d'offre de travail. Nous avons considéré qu'un jeune va choisir l'offre de travail pour laquelle il a une fréquence prédite la plus élevée. Il en résulte, dans le tableau 12, que les scénarios qui ouvrent un revenu minimum ont un impact positif sur la distribution et les inégalités de revenus chez les jeunes cohabitants, ce qui n'est pas le cas de la Prime d'activité qui réduit le niveau de vie de ces jeunes en ne les incitant pas à intégrer le marché du travail. Pour les jeunes décohabitants, les faibles variations de comportements d'offre de travail compensent la hausse de niveau de vie attendue suite à la mise en place des réformes. Comme lors de l'analyse des effets redistributifs avant changements de comportements, ce sont les scénarios 1 et 3 qui permettent d'augmenter le niveau de vie des jeunes.

Le scénario 3 est le plus efficace pour augmenter le niveau de vie des jeunes cohabitants, cependant, il incite fortement à choisir le temps partiel. Il pourrait ainsi être envisagé de mettre en place des politiques permettant d'obtenir un système d'incitation à l'emploi qui ne favorise pas le temps partiel. Par exemple, la mise en place d'un montant réduit de RSA socle pour ceux qui vivent avec leurs parents. Ce type de politique est en vigueur au Danemark où les jeunes de moins de 25 ans perçoivent un montant réduit du revenu minimum garanti et ceux qui vivent chez leurs parents ne perçoivent que la moitié de ce montant réduit. Cela permet également de prendre en compte les économies d'échelles réalisées par les jeunes qui vivent avec leurs parents et de réduire la charge de ce type de politique pour le budget de l'État. On pourrait également accompagner cette politique d'un dispositif de complément de revenu d'activité plus généreux pour les individus travaillant à temps plein afin de réduire l'incitation à travailler à temps partiel découlant de ces dispositifs.

Les effets sur l'offre de travail peuvent paraître importants, ils reposent toutefois sur différentes hypothèses fortes. Tout d'abord, nous supposons que le taux de recours est de 100%, ce qui est sûrement utopique au vue des taux de recours actuellement observés dans la population (65% pour le RSA socle et 32% pour le RSA activité seul). De plus, nous avons négligé le fait qu'un jeune va aussi considérer le bien-être futur pour décider de travailler aujourd'hui. En effet, travailler confère de l'expérience professionnelle ce qui permet aux jeunes d'accéder à des emplois mieux rémunérés dans le futur. Cet aspect pourrait augmenter le caractère incitatif des réformes sur l'offre de travail des jeunes. Enfin, nous n'avons pas pris en compte la demande de travail qui peut limiter les variations de l'offre de travail.

3.5 Conclusion

Cet chapitre a permis d'évaluer trois scénarios de réformes en fonction de la situation de cohabitation des jeunes. Le premier proposait l'ouverture du RSA (socle + activité) aux jeunes sous les mêmes conditions que les plus âgés, le second de mettre en place la Prime d'activité issue du rapport Sirugue et enfin le dernier consistait à fusionner les deux premiers scénarios. Les trois réformes ont un impact redistributif certain en cas de comportements fixes d'offre de travail : elles permettent, en effet, de réduire la pauvreté des jeunes quelle que soit la situation de cohabitation. Les scénarios qui proposent d'introduire un revenu minimum sont plus efficaces pour lutter contre la pauvreté malgré un coût de mise en place plus important que pour le scénario 2 « Prime d'activité ». Nous avons ensuite testé ces scénarios en termes d'incitations à l'emploi. En effet, le but de ces dispositifs est de créer de l'incitation à l'emploi ou au minima de ne pas créer de désincitation. Il semble, dans la plupart des cas, que les réformes créent une incitation à participer au marché du travail, mais ce sont encore une fois les scénarios qui ouvrent un revenu minimum garanti accompagné d'un complément de revenu d'activité qui sont les plus efficaces. Même après avoir pris en compte les changements de comportements d'offre de travail induit par les réformes, ces scénarios sont les plus efficaces pour améliorer le niveau de vie des jeunes. Il semble donc plus percutant de mettre en place ce type de politique. Cependant, un aménagement pour les jeunes cohabitants peut être proposé pour limiter les incitations à travailler à temps partiel : ouvrir un complément de revenu d'activité accompagné d'un montant réduit de minimum social, par exemple.

Finalement, l'étude de réformes ciblées sur les jeunes est complexe car ces derniers constituent une population entre deux moments de la vie, qui ne sont ni totalement à la charge de leurs parents, ni totalement indépendants. De nombreux jeunes vivent dans le foyer parental ou perçoivent encore des aides importantes de leurs familles, ils sont souvent étudiants ou commencent une vie active marquée par des contrats souvent précaires (CDD, intérim). Les situations qui caractérisent les jeunes sont beaucoup plus hétérogènes et ils ont des décisions concernant leur avenir professionnel et familial plus nombreuses à prendre que leurs aînés. En effet, choisir de travailler, de poursuivre des études, de fonder une famille sont des décisions qui sont souvent prises à cette période de la vie et doivent être prises en compte quand on étudie l'impact de réformes sur cette population.

3.6 Annexes

3.6.1 Annexe 1 : structure du RSA et de la PPE

Le dispositif du RSA, mis en place en 2009, remplace le Revenu Minimum d'Insertion (RMI) et l'Allocation Parent Isolé (API). Les montants distribués dépendent des ressources du foyer et de la composition de la famille (voir tableau 3.15). Le RSA est versé de manière mensuelle et le montant va dépendre d'une déclaration trimestrielle auprès de la CAF. Un foyer peut bénéficier du RSA si un membre de ce dernier est éligible, c'est-à-dire qu'il réside de manière stable et effective en France et :

1. a plus de 25 ans ;
2. a moins de 25 et a au moins un enfant à charge ;
3. a moins de 25 ans et a travaillé deux ans sur les trois dernières années.

Le RSA est divisé en deux parties : le « RSA socle » qui correspond à la partie « fixe » du RSA et le « RSA activité » qui représente la partie variable du RSA est qui est soumise à la condition de réaliser une activité rémunérée. Cette partie variable, financée par l'Etat, va dépendre du revenu d'activité perçu au cours des trois derniers mois, alors que la partie fixe, financée par le conseil général, va correspondre au montant forfaitaire. Le RSA est calculé de la façon suivante :

$$\text{RSA} = \text{Montant forfaitaire} + 62\% \times \text{Revenu trimestriel d'activité du foyer} / 3 - \text{Ensemble des ressources trimestrielles du foyer}^1 - \text{forfait logement}^2$$

¹Les ressources du foyer comprennent les revenus du travail (salaires, heures supplémentaires, 13ième mois et indemnités de stage, indemnités journalières...), les différentes pensions imposables ou non (invalidité, alimentaires), les revenus d'épargne ou de placement, les indemnités chômage et les allocations familiales et tout avantage en nature dont bénéficie un membre du foyer.

²Les aides aux logements (Aide Personnalisée au Logement, Allocation de Logement Social, Allocation de Logement Familiale ou avantage en nature pour occuper un logement gratuitement) sont déduites du montant du RSA par le biais d'un forfait logement qui dépend de la composition familiale.

Tableau 3.15 : Montant forfaitaire en fonction de la composition familiale en janvier 2015 (en euros)

	Personne seule	En couple	Majoration Parent Isolé**
0 enfant à charge*	513,88	770,82	659,88 (enceinte)
1 enfant à charge*	770,82	924,99	879,84
2 enfant à charge*	924,99	1079,15	1099,00
Par enfants supplémentaire	205,55	205,55	219,96

Source : Décret n° 2014-1589 du 23 décembre 2014

* Un enfant dépendant au sens du RSA est un individu de moins de 25 ans qui ne perçoit pas de prestations familiales à son propre compte ou qui a une rémunération mensuelle inférieure à 55% du SMIC.

** La majoration parent isolé, permet de remplacer l'API. Elle est accessible jusqu'aux 3 ans du dernier enfant à charge.

La PPE, introduite en 2001, propose, comme le RSA activité, un complément de revenu pour les travailleurs pauvres. Elle joue donc un rôle dans le système de solidarité français bien que n'étant pas un minimum social. Ce système repose sur une procédure de crédit d'impôt versé de manière annuelle, se basant sur les revenus d'activité des foyers fiscaux dans lesquels au moins un individu travaille. Il y a donc deux conditions d'éligibilité pour ce dispositif, dans un premier temps, le foyer fiscal doit avoir un niveau de revenu fiscal annuel inférieur à un seuil (voir tableau 3.16) et dans un second temps, les revenus d'activité individuels annuels doivent être compris entre 3 743 et 17 451 euros (ou 26 572 pour les couples mono-actifs ou les personnes seules ayant à charge un ou plusieurs enfants).

Tableau 3.16 : Conditions d'éligibilité du foyer fiscal

	Personne seule	Couples mariés ou pacsés	Par demi-part de quotient familial supplémentaire
Plafond du revenu fiscal de référence	16 251	32 498	4 490

Source : <http://travail-emploi.gouv.fr/informations-pratiques,89/fiches-pratiques,91/remuneration,113/la-prime-pour-l-emploi-ppe,1034.html>

D'après le ministère du travail, le montant de la prime pour un temps plein, en 2015, correspond à 7,7% du revenu d'activité annuel si celui-ci est compris entre 3 743 et 12 475 euros et à 19,3% de la différence entre le point de sortie (17 451 euros) et le revenu d'activité si ce dernier est compris entre 12 475 et 17 451 euros. On a donc une prime dont le montant est progressif jusqu'à 12 475 euros de revenu

d'activité puis devient dégressif pour finir par s'annuler à 17 451 euros de revenu d'activité. Le calcul est différent pour un individu travaillant à temps partiel car on convertit son revenu d'activité en « équivalent temps plein » pour pouvoir comparer son revenu aux seuils précédemment cités et en déduire le montant de la PPE qui sera ensuite majoré pour un temps partiel. Le montant de la PPE temps partiel est majoré de 85% pour un temps partiel inférieur au mi-temps et les individus travaillant à un temps partiel supérieur au mi-temps vont percevoir 15% de la prime temps partiel et 85% de la prime en « équivalent temps plein ». Le montant de la prime peut être aussi majoré en cas de mono activité (+ 83 euros) ou s'il y a des personnes à charge (+ 36 euros ou + 72 euros par personne en fonction des cas). La prime due au foyer fiscal éligible correspondra à la somme des PPE individuelles.¹⁸

18. Pour plus de détail sur le calcul de la PPE voir, par exemple, « Minima sociaux et prestations sociales », édition 2014, collection études et statistiques, DREES, page 122.

3.6.2 Annexe 2 : EUROMOD

Le modèle EUROMOD se base sur l'enquête UE-SILC qui est composé d'un échantillon représentatif de la population française de France métropolitaine résidant en logement ordinaire ; sont donc exclus du champ de l'enquête les personnes résidants en collectivité et les sans abris. C'est un modèle de microsimulation statique.

La version d'EUROMOD qui est utilisée dans ce papier modélise les barèmes socio-fiscaux de la législation 2006 à 2013. Le système 2013 modélisé dans EUROMOD est décrit avec précision par Avram et Bouvard (2013). Pour prendre en compte les évolutions importantes récentes du système socio-fiscal français, nous avons intégré l'ensemble des réformes 2014 et les réformes 2015 sur l'impôt sur le revenu et la modulation des allocations familiales. Les détails des modifications (hors revalorisations normales des seuils et montant des prestations) sont :

- baisse du taux de remplacement minimal du salaire de référence (57,4% à 57%) depuis le 1/07/2014 ;
- augmentation du taux de prélèvement des cotisations sociales retraite employé et employeur mis en place le 1er janvier 2014 ;
- réduction du taux de prélèvement des cotisations d'allocations familiales employeur et indépendant ;
- revalorisation exceptionnelle de l'Allocation de Soutien Familial (ASF) de 5% au 1^{er} avril 2014 ;
- revalorisation exceptionnelle du RSA de 2% en septembre 2013 et septembre 2014 ;
- revalorisation exceptionnelle de l'Allocation de Solidarité aux Personnes Agées (ASPA) de 1,1% le 1/10/14 ;
- instauration d'une modulation du Complément Familial (CF) en fonction des revenus de la famille au 1 avril 2014 ;
- suppression du Complément de Libre Choix d'Activité majoré (CLCA majoré) au 1^{er} avril 2014 ;
- modulation de la Prestation d'Accueil du Jeune Enfant (PAJE) au 1^{er} avril 2014 ;
- modulation des Allocations Familiales (AF) depuis le 1/07/2015 ;
- fin du prélèvement forfaitaire libérateur ;
- suppression de la première tranche de l'impôt sur le revenu, réduction du plafond du quotient familial et augmentation et familiarisation de la décote en 2015.

Nous avons aussi intégré des éléments qui n'étaient pas présents dans la version de base du modèle :

- ajout des seuils de non versement du RSA (6 euros par mois) et de la PPE (30 euros par an) ;
- introduction dans EUROMOD de la non imposition d'une partie des revenus d'activité des jeunes étudiants de moins de 26 ans au 1 janvier de l'année n-1 dans la limite de 3 SMIC ;
- le modèle EUROMOD néglige la règle selon laquelle le montant du RSA activité reçu en n-1 est déduit du montant de la PPE perçu en n ; nous avons ajouté cette condition dans EUROMOD ;
- modification de la condition d'enfants à charge pour les allocations familiales et le RSA qui indique qu'au-delà d'un certain âge un enfant est à charge s'il gagne moins de 55% du SMIC brut. Or, d'après la législation, il faut utiliser le SMIC brut à 169 heures de travail par mois alors que dans EUROMOD c'est le SMIC à 151,67 heures qui est utilisé. On a donc remplacé 55% par 61,3% dans la condition (pourcentage également utilisé par la CAF).

3.6.3 Annexe 3 : estimation et prédiction des salaires par la méthode d'heckman

Nous utilisons la méthode d'Heckman pour prédire les salaires de tous les individus de notre échantillon pour capter le fait que les jeunes qui ne travaillent pas ont, peut-être, des caractéristiques non-observées défavorables expliquant pourquoi ils n'ont pas d'emploi. De manière formelle, la méthode d'Heckman (1979), consiste à considérer une équation d'emploi (10) et une équation de salaire (12) :

$$d_i^* = z_i\gamma + v_i, \quad (3.11)$$

$$d_i = 1(d_i^* \geq 0), \quad (3.12)$$

$$w_i^* d_i = x_i\beta + \varepsilon_i. \quad (3.13)$$

Dans ces équations d_i^* représente l'occupation d'un emploi, qui dépend du vecteur de variables explicatives z_i . w_i^* est une variable latente car n'est observée que si $d_i = 1$, elle représente le logarithme du salaire dont le niveau est expliqué par x_i . Enfin, v_i et ε_i sont des termes d'erreurs qui suivent une loi normale bivariée de moyenne nulle et de corrélation ρ .

Pour simplifier, nous écrivons par la suite que $w_i^* d_i = w_i$, l'équation (3.13) implique que :

$$E[w_i | d_i^* > 0] = E[w_i | v_i > -z_i\gamma] = x_i\beta + E[\varepsilon_i | v_i > -z_i\gamma]. \quad (3.14)$$

Nous sommes face à un échantillon tronqué donc ε_i et v_i suivent une loi normale bivariée tronquée. D'après la définition de l'espérance de cette loi, on peut réécrire (3.14) comme¹⁹ :

$$E[w_i | d_i^* > 0] = x_i\beta + \rho\sigma_\varepsilon\lambda_i, \quad (3.15)$$

donc :

$$w_i = x_i\beta + \rho\sigma_\varepsilon\lambda_i + \varepsilon_i, \quad (3.16)$$

19. Pour une démonstration détaillée, les lecteurs peuvent se référer à Greene (2003), pages 780-790.

avec $\lambda_i = \phi\left(\frac{-z_i\gamma}{\sigma_v}\right) / \Phi\left(\frac{-z_i\gamma}{\sigma_v}\right)$ correspondant à l'inverse du ratio de Mills. Ce dernier dépend des paramètres et des variables explicatives de l'équation d'emploi. Il permet donc d'intégrer à l'équation de salaire les déterminants de l'emploi et ainsi capter un effet éventuel de sélection de l'échantillon. Pour estimer ce modèle, l'équation d'emploi et d'abord estimé par un probit puis l'équation de salaire (15) par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires.

Le tableau 3.17 présente les statistiques descriptives des données utilisées pour l'estimation des équations de salaire. Les données EU-SILC permettent d'accéder aux revenus d'activité et au nombre de mois travaillés de l'année $t - 1$ ainsi qu'au nombre d'heures habituellement travaillées par semaine au moment de l'enquête en t . Ce décalage temporel pourrait biaiser le calcul des salaires horaires, surtout chez les jeunes où les situations d'emplois sont assez souvent instables. Nous avons donc estimé le salaire mensuel de l'année $t - 1$ en utilisant les informations sur les revenus du travail et le nombre de mois travaillés de l'année $t - 1$. Comme nous estimons des salaires mensuels, nous avons pris en compte explicitement le nombre de mois travaillés à temps partiel par l'individu pendant la période de référence afin de pouvoir estimer des salaires mensuels à temps plein même pour des individus ayant travaillé à temps partiel.²⁰ Nous utiliserons donc par la suite les salaires prédits pour l'ensemble des individus de l'échantillon. Le salaire mensuel est déduit en divisant les revenus d'activité de la période de référence par le nombre de mois travaillés durant cette même période. Nous avons supprimé de l'échantillon les individus dont les salaires sont aux extrémités de la distribution de salaire (1% des deux côtés de la distribution chez les hommes et chez les femmes). Pour l'identification du modèle, il est nécessaire d'utiliser des restrictions d'exclusion qui sont, ici, le nombre d'enfants par âge, le taux de chômage local des moins de 25 ans et les revenus du ménage en dehors des revenus d'activité de l'individu pour lequel on estime le salaire et des revenus hors travail qui dépendent du choix d'activité (aides sociales sous conditions de ressources, par exemple).

Le tableau 3.18 présente les résultats de l'estimation de l'équation d'emploi et de salaire mensuel pour les femmes et pour les hommes. Les résultats d'estimation des équations d'emploi montrent que l'âge et le niveau d'études influent signifi-

20. Nous ne pouvons donc pas intégrer à l'analyse la correction des erreurs de prédiction des salaires proposée par Van Soest (1995) qui consiste à ajouter aux salaires prédits des tirages d'aléas de loi normale de variance égale à la variance du terme d'erreur de l'équation de salaire. En effet, nous avons estimé des salaires mensuels indifféremment du temps de travail et prédit des salaires à temps plein. Par conséquent l'écart type de l'équation de salaire n'est pas représentatif de l'écart type de la distribution des salaires à temps plein.

cativement sur la probabilité d'être en emploi chez les femmes comme chez les hommes alors que vivre avec ses parents réduit la probabilité d'occuper un emploi. Avoir des enfants a aussi un impact négatif sur l'emploi mais uniquement pour les femmes. S'agissant des estimations des équations de salaire mensuel, avoir un diplôme du supérieur influe positivement sur le salaire mensuel. Assez logiquement, nous trouvons un effet négatif du travail à temps partiel sur le salaire mensuel. Par contre, l'âge n'influe pas sur le salaire, cela peut s'expliquer par le faible intervalle d'âge étudié (18 à 24 ans). Pour les jeunes adultes, c'est essentiellement le niveau d'éducation qui va impacter le salaire. Enfin, l'inverse du ratio de Mills n'est pas significatif, il ne semble donc pas exister de biais de sélection dans notre modèle. Les caractéristiques non observées qui influencent la probabilité d'avoir un emploi ou non n'impactent pas significativement le salaire. Il faut se rappeler que les jeunes en début de vie professionnelle ont peu d'expérience, il est alors difficile pour les jeunes de se démarquer les uns des autres. Aussi, la distribution des salaires en début de vie active est plus restreinte que pour les âges plus avancés comme le montre les chiffres de l'INSEE.²¹

Tableau 3.17 : Statistiques descriptives pour l'échantillon sélectionné

	Ensemble	Femmes	Hommes
Age	21,8	21,9	21,7
Année :			
2008	26,1 %	25,9 %	26,3 %
2009	25,0 %	25,1 %	25,0 %
2010	23,9 %	23,5 %	24,2 %
2011	25,0 %	25,6 %	24,5 %
Vit avec ses parents	54,6 %	44,5 %	62,8 %
Niveau d'études :			
< Lycée	23,6 %	22,3 %	24,6 %
Lycée	55,0 %	53,2 %	56,5 %
Supérieur	21,4 %	24,5 %	18,8 %
Nombre mois tps partiel	1,4	2,3	0,7
Nombre enfants (0-2 ans)	0,09	0,14	0,05
Nombre enfants (> 2 ans)	0,02	0,05	0,01
Autres revenus	3073,3	2895,8	3215,8
Observations	3957	1765	2192

Source : données EU-SILC 2008 à 2011 empilées.

21. Distributions du salaire brut et de la rémunération brute totale selon le sexe et la tranche d'âge, Enquête sur le coût de la main-d'œuvre et la structure des salaires, 2010.

Tableau 3.18 : Résultats d'estimation des équations d'emploi et de salaire mensuel

	Femmes		Hommes	
	emploi	log(salaire)	emploi	log(salaire)
Age	1,233*** (0,477)	0,194 (0,239)	1,194*** (0,424)	0,036 (0,209)
Age au carré †	-0,250** (0,112)	-0,040 (0,055)	-0,253** (0,100)	0,002 (0,048)
2008	référence	référence	référence	référence
2009	0,006 (0,097)	0,023 (0,039)	0,270*** (0,091)	-0,048 (0,038)
2010	0,050 (0,100)	0,018 (0,040)	0,300*** (0,099)	-0,048 (0,037)
2011	0,157 (0,101)	-0,023 (0,038)	0,060 (0,091)	-0,054 (0,037)
Nombre de mois à temps partiel				
Vit avec ses parents	-0,566*** (0,086)	-0,070** (0,035)	-1,042*** (0,100)	-0,049*** (0,005)
< Lycée	référence	référence	référence	référence
Lycée	0,525*** (0,082)	0,030 (0,050)	0,484*** (0,073)	0,073 (0,047)
Supérieur	0,544*** (0,111)	0,236*** (0,058)	0,342*** (0,108)	0,139*** (0,051)
nbr d'enfants 0-2 ans	-0,620*** (0,093)		-0,143 (0,167)	
nbr d'enfants 3 ans et plus	-0,478*** (0,137)		0,516 (0,782)	
Autres revenus †	0,008 (0,014)		0,082*** (0,016)	
Autres revenus au carré †	-9,233 (10,266)		-211,564*** (46,081)	
Taux de chômage local (-25 ans)	-3,072*** (0,826)		-3,134*** (0,724)	
Constante	-13,682*** (5,087)	4,950* (2,635)	-12,488*** (4,481)	6,483*** (2,291)
Inverse du ratio de Mills		-0,039 (0,113)		0,016 (0,128)
Rho		-0,080		0,031
Sigma		0,491		0,522
Observations	1765	1288	2192	1670

Note : écarts-types corrigé entre parenthèses, niveau de significativité : *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

† la variable âge au carré est divisée par 10, la variable autres revenus par 10 000 et la variable autres revenus au carré par 10 000 000

Source : données EU-SILC 2008-2011 employées.

Deuxième partie

Fonder une famille : quelles
conséquences sur la carrière ?

Chapitre 4

Fonder une famille, un avantage ou un inconvénient pour la carrière ? ¹

4.1 Introduction

L'entrée dans la vie adulte ne signifie pas uniquement finir ses études, quitter le foyer parental et se mettre en couple, nous pouvons aussi inclure la constitution d'une famille. Ainsi, avoir son premier enfant pourrait être considéré comme l'étape « ultime » pour être définitivement jugé comme un adulte. En effet, comme exposé par Régnier-Loilier et Solaz (2010), Hobcraft et Kiernan, en 1995, ont listé cinq étapes préalables à la parentalité qui semblent émerger dans l'ensemble de l'Europe. A savoir : être en couple, avoir fini ses études ou sa formation, avoir un emploi, disposer de son propre logement et enfin avoir un sentiment général de sécurité. Quatre de ces étapes sont communes avec les étapes de l'entrée dans la vie adulte exposées dans l'introduction de la thèse. La parentalité peut donc être considérée comme la dernière étape de l'entrée dans la vie adulte. Cette étape, contrairement aux autres, n'est pas réversible (une fois l'enfant reconnu par ses parents). Ainsi, l'arrivée d'un enfant dans le foyer demande une réorganisation de la vie familiale et professionnelle.

Suite à l'augmentation du taux d'activité des femmes au XX^e siècle, la place de la femme au sein des familles s'est transformée. Celle-ci passe de la production domestique au second apporteur de revenu du ménage voire même au principal contributeur des dépenses du ménage. Cependant, il semble que ce soit toujours les

1. Ce chapitre est en partie issu de l'article « The impact on wages and worked hours of childbirth in France » co-écrit avec B. Rodrigues.

femmes qui sont le plus impactées par la naissance d'un enfant. En France, l'étude de Pailhé et Solaz (2007), basée sur l'enquête *familles et employeurs* réalisée par l'INSEE et l'INED, montre qu'après la naissance du premier enfant, 22 % des femmes effectuent une transition professionnelle résultant de cette naissance contre seulement 5 % des hommes. Ces transitions peuvent ralentir la carrière des femmes comme cela est souvent montré dans la littérature. Par exemple, pour l'Australie, Baxter *et al.* (2008) montrent que les femmes augmentent fortement les heures de travail domestique après avoir mis au monde un enfant contrairement aux hommes. Les hommes ont même tendance à réduire le temps consacré au travail domestique quand le nombre d'enfants augmente. La spécialisation sexuée dans les ménages est donc encore très présente et s'accroît souvent à la suite d'une naissance.

L'impact négatif d'une naissance sur l'offre de travail semblerait donc genré et varierait également en fonction du niveau d'éducation. En effet, les femmes qui investissent plus en capital humain ont généralement une carrière plus lucrative qui les attendent. Par exemple, sur données américaines, Mincer et Polachek (1974) ont trouvé que la dépréciation du capital humain (mesuré en termes de salaire) des femmes qui restent à la maison suite à un mariage ou à la naissance d'un premier enfant est de - 1,1 % pour celles avec un niveau d'éducation élémentaire ou inférieur, -1,4 % pour celles ayant un niveau d'éducation du secondaire, et -4,3 % pour les femmes ayant effectué des études supérieures. Dans la même sphère, Adda *et al.* (2017) ont montré qu'en Allemagne, les femmes ayant des emplois à fort contenu analytique ou interactif (appelés *abstract occupations* dans leur papier) ont un taux d'atrophie des compétences plus important que les femmes qui exerçant un emploi plus routinier ou manuel (taux compris entre 0.1 % et 6.9 % pour celles exerçant une profession « abstraite » contre un taux compris entre 0.06 % et 0.6 % pour celles dans des emplois routiniers). Ces emplois abstraits requièrent en général un niveau d'éducation plus élevé. Ces femmes très diplômées ont aussi en moyenne moins d'enfants. Les auteurs ont également estimé une *amenity values* ou valeur de commodité (représentant la propension permise par l'emploi occupé de concilier travail et éducation des enfants) pour les différents types d'emplois et montrent que les emplois abstraits ont une très faible valeur de commodité. Ils montrent que si les emplois abstraits avaient la même valeur de commodité que les emplois routiniers, la part de femmes qui désireraient travailler dans des emplois abstraits augmenterait de 5 %. Francesconi (2002) étudie, quant à lui, les choix de fécondité et d'offre de travail des femmes mariées à partir de données américaines. Ses résultats indiquent qu'augmenter le nombre d'années d'études diminue considérablement le nombre d'enfants, et inversement, si la pente

salaires-expérience est fortement positive, la fécondité va diminuer. L'ensemble de ces résultats semble indiquer un coût plus important des enfants pour les femmes éduquées et que l'investissement en capital humain tendrait à réduire le nombre d'enfants désirés. S'il est plus coûteux pour les femmes éduquées d'avoir un enfant cela signifie qu'il existe une différence dans l'évolution salariale des femmes avec enfants et sans enfants, c'est ce qu'on appelle dans la littérature économique le *family wage gap*.

Dans ce chapitre, nous étudions le *family wage gap* résultant de la naissance d'un enfant en France. Dans la section suivante, nous effectuons une brève revue de la littérature sur le sujet et nous nous interrogeons sur l'impact d'une naissance sur l'offre de travail et les salaires des femmes mais également des hommes. La section 3 expose les politiques publiques encourageant la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle en France. Enfin la section 4 présente les données, la méthodologie et les résultats de notre étude empirique.

4.2 Family wage gap : une revue de la littérature

4.2.1 Family wage gap : de nombreuses études sur les femmes

Durant les deux dernières décennies, une attention de plus en plus importante a été accordée au *family wage gap*. Waldfogel (1997) est l'une des premières contributions à cette littérature. Elle montre, en utilisant des données américaines, que la réduction d'expérience sur le marché du travail résultant d'une naissance, déjà mis en avant par Hill (1979), n'est pas la seule explication au *family wage gap*. Waldfogel teste deux autres explications possibles : l'hétérogénéité non-observée (comme la motivation) et l'emploi à temps partiel. Empiriquement, l'hétérogénéité non-observée ne semble pas être un facteur important dans l'explication du *family wage gap* contrairement à l'emploi à temps partiel. Cependant, même après avoir contrôlé par ses différents facteurs, une part importante du *family wage gap* reste toujours inexplicée.

Le *family wage gap* est observable dans de nombreux pays industrialisés. Gangl et Ziefle (2009) ont estimé des équations de salaires pour le Royaume-Uni, l'Allemagne et les États-Unis et ont montré que la maternité entraîne une pénalité sur salaires de l'ordre de 9 % à 18 %. Les mères allemandes sont particulièrement pénalisées car elles ont tendance à quitter le marché du travail sur une longue

période afin de s'occuper de leurs enfants ce qui n'est pas le cas des mères britanniques ou américaines. La pénalité sur le salaire horaire est estimée à environ 16 % à 18 % pour les allemandes, 13 % pour les britanniques et 9 % pour les américaines. Gangl et Ziefle (2009) montrent également que les femmes avec des enfants investissent moins en éducation que les femmes comparables sans enfants. Elles ont également tendance à privilégier les emplois *child-friendly*. Budig et England (2001) ont mesuré le *family wage gap* à 7 % pour les femmes américaines. Après avoir contrôlé pour l'expérience professionnelle ainsi que pour les emplois *child-friendly* le *family wage gap* est encore de 4 % et pourrait s'expliquer, selon les auteurs, par une plus faible productivité des mères et/ou par des discriminations des employeurs. D'après ces auteurs, les employeurs et même l'ensemble de la société bénéficie du travail non rémunéré des mères qui élèvent la future génération de travailleurs. Aussi le coût des enfants devrait être partagé par l'ensemble de la société à l'aide de taxes progressives. Beblo *et al.* (2009) ont utilisé des données d'établissements allemands et ont montré l'importance de la sélection des mères dans des établissements proposant des perspectives salariale plus faibles. Cette sélection dans les entreprises expliquerait une partie du *family wage gap*.

Davies et Pierre (2005), quant à eux, se sont concentrés sur le *family wage gap* dans les pays européens. Pour ce faire, les auteurs ont utilisé les données de l'*European Community Household Panel Survey* (ECHP) pour estimer des équations de salaires pour 11 pays. Ils ont montré que la magnitude des pénalités de salaire varie entre les différents pays et en fonction du nombre d'enfants et de l'âge de la mère à la première naissance. Ils ont trouvé une pénalité salariale significative pour 10 des 11 pays étudiés, en particulier, pour l'Allemagne, le Royaume-Uni, l'Irlande et le Danemark. Pour la France, après avoir contrôlé pour la sélection à la participation au marché du travail, ils trouvent une pénalité salariale de 10% mais uniquement pour les mères de plus de 3 enfants.

Les autres études concernant la France ont montré un impact négatif de la maternité sur le salaire des femmes. Ainsi, Meurs *et al.* (2010) montrent que la présence d'un enfant ne semble pas avoir un impact direct sur le salaire horaire des femmes mais des effets indirects pénalisent professionnellement les mères comme le temps partiel ou les interruptions de carrières liées à la garde d'enfants. Comme Meurs *et al.* (2010), Duvivier et Narcy (2014) estiment des équations de salaires pour étudier la pénalité liée à la maternité. Cependant, les auteurs effectuent une comparaison entre le secteur public et le secteur privé. En effet, le secteur public en France semble permettre plus facilement aux femmes de

concilier vie professionnelle et vie familiale que ne le fait le secteur privé. D'après l'enquête *Familles et Employeurs* exploitée par ces auteurs, les mères du secteur privé sont proportionnellement plus nombreuses à interrompre leur carrière que dans le secteur public. Mais dans ce dernier, la proportion de mères choisissant le temps partiel est beaucoup plus élevée. La différence salariale entre les femmes sans enfants et les mères semble résulter dans les deux secteurs d'une réduction de l'offre de travail des femmes ayant des enfants. A caractéristiques identiques (temps et conditions de travail, responsabilités, durée d'interruption) il n'existe pas de différences significatives dans la rémunération des femmes sans enfants et des mères. La méthode adoptée dans cette étude ne permet cependant pas de conclure à l'absence de discrimination. Duguet *et al.* (2015) approfondissent l'analyse précédente en étudiant, à l'aide d'une base de données administrative (DADS-EDP), l'impact de la naissance d'un enfant sur la rémunération des parents à plusieurs périodes de temps et en distinguant également le secteur privé et le secteur public. En utilisant la méthode des doubles différences, ils montrent que la naissance du premier enfant a un impact négatif sur les heures travaillées et sur le salaire journalier des femmes dans les deux secteurs et un impact négatif sur le salaire horaire uniquement dans le privé. Il y aurait même un léger impact positif sur le salaire horaire des femmes fonctionnaires explicable en partie par des temps partiels longs sur-rémunérés dans la fonction publique.² Les naissances additionnelles accentuent l'impact négatif des naissances sur le salaire journalier et l'offre de travail des femmes. Wilner (2016) utilise les mêmes données que Duguet *et al.* (2015) pour tester l'hypothèse selon laquelle les parents qui prévoient d'avoir un enfant s'auto-sélectionnent dans les entreprises *family friendly* qui proposent des salaires plus faibles. Cette hypothèse pourrait expliquer une partie du *family wage gap*. Après avoir contrôlé pour l'hétérogénéité non-observée et pour la dépréciation du capital humain, l'auteur trouve que les femmes subissent une pénalité en termes de salaire horaire de 2,2 % par enfant. Cependant, il rejette l'hypothèse selon laquelle les femmes s'auto-sélectionnent dans les entreprises.

Au final, les principales explications avancées pour expliquer le *family wage gap* dans la littérature sont :

- une accumulation du capital humain plus faible ou dépréciation de celui-ci pour les mères dû à des sorties du marché du travail plus fréquentes, un investissement moindre en éducation, un recours plus récurrent au travail à temps partiel... ;

2. En effet, Duguet *et al.* (2015) expliquent que, par exemple, un fonctionnaire travaillant à 80 % touche 85,7 % de la rémunération d'un fonctionnaire à temps plein. Cela s'explique par le fait qu'un poste à 80 % correspond à une réduction d'un jour de travail par semaine par rapport à un temps plein, l'agent est ainsi payé 6 jours sur 7, soit 6/7 d'un temps plein.

- la discrimination statistique (les employeurs peuvent être réticents à embaucher des femmes qui peuvent potentiellement devenir mère, qui risquent d'interrompre leur carrière ou d'être moins productives) ;
- un pouvoir de négociation plus faible pour les mères ;
- une auto-inhibition dans les choix de carrière professionnelle des mères pour concilier vie familiale et vie professionnelle (auto-sélection dans des entreprises plus family friendly qui rémunèrent moins bien) ;
- hétérogénéité non-observée (les mères ont initialement une préférence moindre pour la vie professionnelle) ;
- productivité des mères réduite car les enfants drainent leur énergie.

Une analyse intéressante de Alewell et Pull (2002) permet d'expliquer le comportement discriminatoire que peuvent avoir les employeurs. En effet, l'employeur supporte certains coûts liés au congé maternité/parental. En plus de la dépréciation du capital humain de la mère, liée à la sortie du marché du travail, pouvant affecter la productivité de la mère à son retour, l'employeur a un coût de réorganisation du travail au sein de l'entreprise. Il lui faut répartir le travail de la femme en congé, soit en la remplaçant, soit en déléguant les tâches à d'autres employés. Le coût de réallocation du travail à d'autres employés de l'entreprise va être d'autant plus élevé que les tâches effectuées par les employés de l'entreprise sont hétérogènes et vont augmenter avec le temps (baisse de productivité avec le temps des travailleurs ayant ces nouvelles tâches, par exemple). Au contraire, le coût de l'emploi d'un remplaçant va décroître avec la durée du congé maternité (coûts fixes d'embauche qui s'amortissent avec le temps, et le temps d'acquisition du capital humain spécifique à la firme va être rentabilisé). Ainsi, ce n'est pas le congé long qui va être le plus coûteux pour l'entreprise, mais le congé d'une durée intermédiaire pour lequel le coût de la réallocation du travail commence à augmenter mais reste moins élevé que le coût d'embauche d'un remplaçant. De plus, il est difficile pour les employeurs d'anticiper la durée de sortie liée à une naissance car en plus du congé maternité, les femmes peuvent choisir de le prolonger par un congé parental. Ainsi, sous cette incertitude, le choix entre la réallocation et la substitution du travailleur risque d'être sous-optimal pour l'entreprise et donc coûteux. Cela peut mener les entreprises à discriminer à l'embauche les femmes en âge de procréer. Une autre explication, avancée par Gruber (1994) est que les employeurs, qui dans certains pays doivent compenser financièrement par eux-même (au moins en partie) les travailleurs en congé maternité, offrent un salaire plus faible aux mères afin de compenser les dépenses liés au congé maternité. Cette raison peut aussi pousser les employeurs à embaucher en priorité des hommes.

Empiriquement, ce sont les femmes qui semblent pénalisées par la naissance d'un enfant car se sont elles qui effectuent des ajustements professionnels, comme le montrent Sanchez et Thomson (1997) pour les couples mariés et Gjerdingen et Center (2005) pour des parents d'un premier enfant. En effet, contrairement aux femmes, les hommes ne travaillent pas moins d'heures après la naissance d'un premier enfant, ce serait même légèrement le contraire pour les pères de plusieurs enfants. Il semblerait même que le temps de travail domestique (n'incluant pas le soin aux enfants) augmenterait pour la femme après la naissance d'un enfant alors que ce n'est pas le cas pour les hommes (Baxter *et al.*, 2008). Cependant, des progrès dans le domaine de l'égalité homme-femme et l'évolution de la place du père au sein de la famille, en particulier dans les pays d'Europe du Nord, amènent à une autre question : les hommes sont-ils également affectés, au niveau du salaire, par la naissance d'un enfant ?

4.2.2 Family wage gap : les hommes sont-ils également concernés ?

Certaines études ont également testé l'existence d'un *family wage gap* chez les hommes, souvent appelé *fatherhood wage premium* dans la littérature. Par exemple, Lundberg et Rose (2000) ont étudié l'impact d'une naissance sur le salaire et les heures travaillées des hommes et femmes mariés résidant aux Etats-Unis. Elles montrent que l'impact négatif de la naissance du premier enfant sur le salaire des mères se concentre sur les mères ayant quitté le marché du travail relativement longtemps. Par contre, la première naissance a un impact positif sur le salaire horaire du père, de l'ordre de 8%-9%. Concernant les heures travaillées, la naissance d'un enfant réduit l'offre de travail des femmes. Le comportement des hommes diffère en fonction de l'activité des femmes, si celles-ci quittent le marché du travail pour un période relativement longue, le mari a tendance à augmenter son temps de travail. Par contre le temps de travail a tendance à diminuer légèrement pour les hommes mariés à une femme qui reste de manière continue sur le marché du travail. Ces résultats semblent corroborer la théorie de la spécialisation des parents dans le travail domestique pour la mère et le travail professionnel pour le père dans les ménages où la femme quitte le marché du travail pendant une certaine période.

D'autres études se sont concentrées sur le *fatherhood wage premium* aux Etats-Unis. Ainsi, Lundberg et Rose (2002) ont trouvé un effet positif des deux premiers enfants sur les heures de travail et les salaires des pères. L'étude de Glauber (2008)

montre que le *fatherhood wage premium* concerne uniquement les hommes mariés et que l'amplitude de ce bonus va dépendre de l'origine ethnique du père. Hodges et Budig (2010) cherchent à expliquer les raisons *fatherhood wage premium*. Les hypothèses testées par les auteurs sont l'effet de sélection, la spécialisation au sein du ménage et le traitement préférentiel des employeurs. L'effet de sélection semble avoir un rôle ambigu, ainsi, contrairement à ce qu'on pourrait croire, les pères avec des caractéristiques favorables (en terme de rémunération) ne sont pas ceux qui sont les plus susceptibles d'être pères, cependant ceux avec un niveau plus important de capital humain le sont. L'hypothèse selon laquelle la spécialisation des membres du ménage expliquerait l'avantage pour les hommes de se spécialiser dans le travail professionnel (en particulier si la femme réduit son offre de travail) et la femme dans le travail domestique ne serait pas non plus vérifiée. Par contre, confirmant les résultats de Glauber (2008), Hodges et Budig (2010) trouvent que le mariage joue un rôle dans la détermination du *fatherhood wage premium*. La dernière hypothèse est basée sur la notion sociologique de masculinité hégémonique et sur les théories féministes des organisations sexuées.³ Ainsi, les employeurs peuvent avoir tendance à privilégier les hommes qui répondent le plus aux critères de masculinité valorisée sur le marché du travail, à savoir être marié, avoir une épouse qui s'occupe des affaires domestiques permettant un engagement plus important du père dans son travail professionnel. Cela concerne également les hommes éduqués ou occupant des postes nécessitant un niveau important de qualification ainsi que les hommes occupant des emplois à responsabilités. Selon Hodges et Budig (2010), il semble y avoir des liens positifs entre l'amplitude du *fatherhood wage premium* et ces différentes caractéristiques de la masculinité hégémonique sur le marché du travail bien qu'ils divergent en fonction de l'origine ethnique.

Enfin, l'étude récente de Killewald (2013) a estimé des équations de salaire en utilisant les données de la cohorte 1979 du *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) et trouve que le *fatherhood wage premium* dépend du contexte familial. Ainsi, les pères biologiques mariés et résidant avec la mère de leurs enfants bénéficient d'un bonus salarial horaire d'environ 4% alors que les pères non mariés, non corésidents avec la mère ou les beau-pères n'en bénéficient pas. Cependant, ce bonus est de seulement 1,3 % pour les hommes mariés à une femme travaillant à temps plein et qui corésident avec celle-ci. Cela résulte d'une spécialisation plus faible voire inexistante de la mère dans le travail domestique, obligeant un partage plus équitable des tâches entre les deux parents. Les responsabilités

3. Voir Hodges et Budig (2010) pour une revue de la littérature et des explications de ces concepts sociologiques sortant du cadre de cette thèse.

domestiques portées par ces pères les limitent leur investissement dans leur carrière.

Pour la France, Meurs *et al.* (2010), en estimant des équations de salaires, trouvent que, contrairement aux mères, les pères bénéficient d'un bonus en termes de salaire horaire. Pour Duguet *et al.* (2015), le salaire horaire des pères semble également bénéficier de la naissance du premier enfant dans le secteur public comme dans le secteur privé. Ce bonus existe également à la naissance du second enfant mais une pénalité s'exerce sur les hommes du secteur privé à la troisième naissance (explicable par une réduction d'activité et/ou responsabilité). Concernant l'offre de travail des pères, elle diminue légèrement avec la naissance du premier enfant dans le secteur privé et augmente ou reste stable dans le secteur public (sauf dans la fonction publique d'État, deux ans après la naissance). Les naissances additionnelles ont un impact limité sur l'offre de travail des pères. Wilner (2016) s'est également intéressé aux pères et montre que ces derniers ne subissent aucune pénalité ou bonus suite à la naissance d'un enfant. Il trouve également que, contrairement aux femmes, les jeunes pères se dirigent davantage vers les entreprises qui proposent des salaires plus bas que les hommes sans enfants. Cependant, Wilner (2016) souligne que les hommes percevaient un bonus salarial suite à une naissance mais que ce bonus s'est fortement érodé au cours du temps. L'effet de la paternité sur les salaires et l'offre de travail semble donc avoir un effet très limité en France.

Ainsi, différents effets peuvent expliquer le bonus salarial paternel. Par exemple, l'effet de sélection selon lequel les hommes qui ont des enfants sont également des hommes ayant des caractéristiques favorisant les hauts salaires et la forte progression salariale ou encore que les hommes qui ont un enfant sont ceux qui anticipent une promotion salariale. L'hypothèse de spécialisation des individus du ménage dans l'activité où ils ont un avantage comparatif (Becker, 1981), l'homme dans le travail rémunéré et la femme dans le travail domestique. Cependant, l'hypothèse de spécialisation semble de moins en moins crédible car les différences de salaires hommes-femmes tendent à se réduire et le niveau d'éducation des femmes est devenu dans de nombreux pays plus élevé que celui des hommes.⁴ L'avantage comparatif des hommes à se spécialiser sur le marché du travail semble disparaître, cependant des raisons culturelles peuvent continuer à expliquer ce comportement de spécialisation qu'on a toujours tendance à observer dans la réalité. Enfin, il pourrait exister un traitement préférentiel des employeurs envers les pères de famille.

4. Nous invitons le lecteur à se référer à Julia et Pinel (2016) pour l'évolution des écarts de salaire entre les hommes et les femmes.

Ce chapitre va mettre en évidence l'impact d'une première naissance sur le salaire horaire et les heures de travail des femmes mais également des hommes. Nous pourrons ainsi savoir s'il existe toujours des pénalités ou bonus salarial lié à une naissance sur le court et moyen terme en fonction du sexe et, notamment, en fonction de la durée de sortie du marché du travail et du niveau d'éducation. Nous verrons également si le phénomène de spécialisation des hommes et des femmes existent toujours en France et dans quel mesure cela varie en fonction du niveau d'éducation.

Avant d'aller plus loin dans l'étude du *family wage gap* en France, il est important de connaître le cadre institutionnel qui entoure la naissance des enfants en France, notamment en termes de protection de l'emploi et de compensation salariale. Nous allons donc détailler dans la section suivante la législation et les politiques publiques françaises qui accompagnent la parentalité.

4.3 Politiques publiques de conciliation vie familiale et vie professionnelle en France

La France est un pays se caractérisant par un taux de fécondité élevé, de l'ordre de 2,01 en 2014 (selon Eurostat) contre 1,58 au niveau de l'Union Européenne. Les jeunes adultes français ne semblent donc pas découragés à devenir parents. Outre des raisons liées aux normes sociales spécifiques au pays voir (Régnier-Loilier et Solaz, 2010), la longue tradition de la politique familiale française est également un aspect à considérer pour expliquer ce taux de fécondité élevé. La France, comme l'indique l'étude de Thevenon *et al.* (2014), est l'un des pays les plus généreux (en terme de pourcentage de PIB) d'Europe. La politique familiale joue certainement un rôle indéniable dans la fécondité des français mais ce sont surtout des politiques de conciliation vie familiale et vie professionnelle qui ont permis une augmentation du taux d'activité des femmes durant les dernières décennies. Dans ce paragraphe, nous allons résumer les différentes politiques qui ont été mises en place depuis le début des années 1980 pour la naissance du premier enfant en France.

Avant ce tour d'horizon, il est nécessaire de comprendre la législation française en termes de congés maternité et paternité. Depuis 1980, le congé maternité a deux composantes : le congé pré-natal de 6 semaines (pour un premier enfant) et

le congé post-natal de 10 semaines (également pour le premier enfant). Pendant ce congé, les mères perçoivent des indemnités d'assurance maladie à condition de prendre au minimum 8 semaines de congé maternité et d'avoir cotisé suffisamment longtemps au système d'assurance sociale. L'indemnité journalière perçue par les femmes en congé de maternité est déterminée sur les salaires des trois mois précédant le congé maternité avec un plafond journalier de 84,90 euros (en 2017).

Les congés accordés aux pères ont connu plusieurs évolutions, dans la lignée des politiques d'égalité homme-femme. Avant 2012, les pères ont uniquement droit à 3 jours ouvrables de congé de naissance (payés normalement). Depuis 2002, le congé de naissance peut être cumulé avec le congé paternité constitué de 11 jours calendaires qui doivent être pris dans les 4 mois qui suivent la naissance de l'enfant. Le calcul de l'indemnité pour le congé paternité est le même que pour le congé maternité et nécessite d'avoir cotisé un certains temps au système d'assurance sociale. Selon Legendre *et al.* (2016), 91% des pères salariés au moment de la naissance ont eu recours au congé de naissance et 68% des pères éligibles ont recouru à leur droit de congé paternité en 2013.

Les durées de congé liés à la naissance de l'enfant sont donc différentes entre les hommes et les femmes mais les parents, quel que soit le sexe, peuvent bénéficier d'un congé parental d'éducation d'une durée d'un an renouvelable 2 fois jusqu'aux 3 ans de l'enfant. Ce congé, créé en 1977, a été étendu aux pères en 1984. Durant cette période, un salarié a le droit de réduire ou de stopper son activité professionnelle sans que le contrat de travail soit rompu. L'employeur paie le salarié au prorata du temps de travail effectué ou ne le paie plus du tout en cas de suspension totale du contrat de travail. Après ce congé parental, le salarié retrouve de droit le même contrat de travail qu'avant la naissance. Cependant, pour en bénéficier, il faut avoir un an d'ancienneté dans l'entreprise, à la date de la naissance de l'enfant.

Différentes politiques ont été mises en place depuis les années 1980 pour aider les parents à financer ce congé parental. Ainsi, en 1985, l'Allocation Parentale d'Éducation (APE) est créée pour compenser la perte de salaire des personnes qui s'arrêtent de travailler pour élever des enfants. Comme l'explique Périvier (2017), cette politique a une logique nataliste et défavorable au travail des femmes (notamment au travail des femmes moins qualifiées). Initialement, cette allocation n'était accordée qu'à partir du 3^e enfant et ne pouvait être perçue que jusqu'aux 3 ans de ce dernier ; à cela s'ajoutent des conditions de durée de cotisations. L'APE est étendue aux parents de deux enfants à partir de 1994.⁵

5. L'impact de cette réforme a été étudié par Piketty (2005) ou encore Lequien (2012b).

C'est seulement à partir de 2004 que les parents ont accès à une allocation parentale d'éducation pour le premier enfant. Ainsi, cette année là, le Complément de Livre Choix d'Activité (CLCA) remplace l'APE. La CLCA est toujours versé jusqu'aux 3 ans du dernier enfant pour les mères (ou pères) avec au moins deux enfants et 6 mois pour les mères (ou pères) ayant eu leur premier enfant. Le montant de l'allocation est, au 1^{re} janvier 2017, de 390,92€ si le parent arrête totalement de travailler, 252,71 € pour un temps de travail inférieur ou égal au mi-temps et 145,78 € si le parent travaille entre 50% et 80% d'un temps plein. Avant 2014, en fonction des revenus, ces montants pouvaient être augmentés d'un montant de 185 €. Une différence importante entre l'APE et la CLCA est que cette dernière introduit, en augmentant les montants de l'allocation pour un temps partiel, une plus grande incitation financière à recourir au temps partiel entraînant un recours important des parents à ce dispositif à taux partiel (Boyer et Nicolas, 2012; Périvier, 2017)). Le CLCA est une prestation qui peut être prise par la mère ou le père, cependant, ce sont toujours majoritairement des femmes qui recourent à cette allocation. En effet, 98% des bénéficiaires sont des femmes selon Boyer et Nicolas (2012). Boyer et Nicolas (2012) et Joseph *et al.* (2013) ont montré que l'introduction de la CLCA a augmenté la proportion de femmes qui réduisent leur offre de travail après le premier enfant. Selon Joseph *et al.* (2013), la réforme a eu un impact différent en fonction du niveau d'éducation de la mère. En effet, le recours au CLCA à taux partiel semble avoir un impact négatif sur le salaires des femmes éduquées, du fait qu'elles auraient tendance à continuer à travailler à temps partiel même après la fin de perception de l'allocation.

Pour inciter les pères à également recourir au congé parental et ainsi réduire la spécialisation homme-femme dans la prise en charge des enfants, la CLCA a été remplacée au 1^{er} janvier 2015 par la Prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE). Chaque parent de l'enfant a désormais le droit à 6 mois de congé parental rémunéré jusqu'au premier anniversaire de l'enfant (pour le 1^{er} enfant). Ces droits sont indépendants pour le père et pour la mère, c'est-à-dire que si le père renonce à recourir à son congé parental rémunéré, la mère de l'enfant ne pourra pas le prendre à sa place.⁶ Cette nouvelle mesure a pour objectif d'impliquer les hommes dans la prise en charge des enfants et à éviter que l'impact négatif d'une naissance sur le marché du travail ne soit subi que par les femmes. Cependant, le faible niveau de l'allocation risque ne pas pas beaucoup

6. Les mères (pères) élevant seules leur enfant ont, par contre, le droit de cumuler le congé parental de la mère et du père.

inciter les pères à recourir à ce congé, il semblerait que cette politique soit plutôt une mesure budgétaire (Périver, 2017) dans le sens où la PreParE raccourcit le congé parental des mères d'un an (à partir du second enfant) en faveur du père. Ainsi, globalement, si les pères ne réclament pas cette allocation, les familles vont bénéficier d'une durée de versement plus faible.

Au delà des politiques publiques qui visent à soutenir les parents qui réduisent leurs temps de travail, certaines politiques fournissent une aide directe ou indirecte à la garde des enfants en France pour ceux qui continuent ou reprennent une activité. Ces aides permettent d'aider les familles à financer les différents modes de garde qui s'offrent à elles pour des enfants de moins de 3 ans. En effet, l'offre de places en établissements d'accueil des jeunes enfants (EAJE) est relativement étendue en France avec fin 2014, 13 700 établissements correspondant à 423 000 places en France (hors Mayotte) (Borderies, 2016). D'après les chiffres de la DREES en 2014, il y a, au niveau national, 17,5 places pour 100 enfants de moins de 3 ans dans des structures collectives et familiales. Les structures collectives et familiales comprenant les crèches, haltes garderies, jardins d'enfants, jardins d'éveil et services d'accueil familial. La majorité de ces établissements est gérée par le secteur public. Il existe également, en 2014, 42,2 places pour 100 enfants de moins de 3 ans auprès d'assistantes maternelles agréées et employées directement par des particuliers. Ainsi, il existe près de 60 places d'accueil pour 100 enfants de moins de 3 ans. A cela s'ajoute un taux de scolarisation de 12,2 % pour les enfants de 2 ans. Au delà de ces modes de garde « formels », les parents ont également la possibilité d'employer une nourrice à leur domicile.

A part l'école directement financée par l'Etat, ces différents modes de garde ont un coût, souvent élevé, pour les parents. Les aides publiques pour faire face à ces dépenses sont nombreuses, on peut distinguer trois cas principaux :

1. Si les parents placent leur enfant dans un EAJE :
 - Le tarif de la place en EAJE est basé sur les ressources des familles grâce aux subventions accordées par la Caisse d'Allocation Familiale (CAF) et les collectivités territoriales à ces établissements.
 - Un crédit d'impôt sur 50% du reste à charge est accordé aux familles, avec un montant maximal de crédit d'impôt de 1150 euros par an.
2. Si les parents emploient une assistante maternelle :
 - Prise en charge à 100% des cotisations sociales dues à l'emploi d'une assistante maternelle par la CAF (ou la Mutualité Sociale Agricole).
 - Perception du Complément de libre choix du Mode de Garde (CMG) qui prend en charge une partie de la rémunération de l'assistante maternelle.

Le montant de l'allocation est calculé en fonction de la situation familiale et des revenus du ménage (au maximum la CAF prends en charge 85% des dépenses).

- Un crédit d'impôt sur 50% du reste à charge est accordé aux familles, avec un montant maximal de crédit d'impôt de 1150 euros par an.
3. Si les parents emploient une nourrice à domicile :
- Prise en charge de 50% des cotisations sociales dues à l'emploi d'une assistante maternelle par la CAF (ou la Mutualité Sociale Agricole).
 - Perception du Complément de libre choix du Mode de Garde (CMG) qui prend en charge une partie de la rémunération de la nourrice. Le montant de l'allocation est calculé en fonction de la situation familiale et des revenus du ménage (au maximum la CAF prend en charge 85% des dépenses).
 - Un crédit d'impôt sur 50% du reste à charge est accordé aux familles, avec un montant maximal de crédit d'impôt de 6750 euros par an.

Les politiques familiales mises en place en France permettent théoriquement aux femmes de choisir entre réduire ou stopper leur activité professionnelle ou la continuer et avoir recours à différents modes de garde subventionnés directement ou indirectement par l'Etat, via, principalement, la Caisse d'Allocation Familiale. La situation la plus avantageuse entre le retrait du marché du travail ou le recours à un mode de garde est dépendant de la situation familiale et professionnelle de chaque famille. Le rapport de l'observatoire national de la petite enfance (Lenoir, 2016) montre, à l'aide de cas types, que le mode de garde le moins coûteux pour les familles dépend des revenus du ménages.

Les différentes aides présentées précédemment bénéficient à de nombreuses familles. D'après les chiffres présentés par l'observatoire national de la petite enfance (Lenoir, 2016), 29 000 familles avec un enfant en décembre 2015, perçoivent la CLCA. 47% de ces familles touchent le CLCA à taux plein (si le père ou la mère arrête totalement de travailler) et 53% la CLCA à taux réduit (réduction de l'activité). 260 700 familles de deux enfants et 165 600 familles de trois enfants et plus bénéficient également de la CLCA. Les familles avec deux enfants perçoivent à 45% la CLCA à taux plein contre 69% pour les familles de trois enfants ou plus. Seulement 4,2% des bénéficiaires du CLCA sont des pères, qui recourent, par ailleurs, à 72% au CLCA à taux réduit contre 47% des femmes. Dans les familles où c'est la mère qui bénéficie du CLCA, dans 70,9% des cas, la mère perçoit des revenus d'activité plus faibles que son conjoint. Pour les familles où le père bénéficie du CLCA, 55,9% de ces bénéficiaires ont des revenus d'activité inférieurs à leur conjointe. Les revenus d'activité semblent ainsi influencer les ménages sur

le choix de la personne prenant un congé parental. Toujours d'après ce même rapport, en 2015, 598 200 familles bénéficient de la CMG pour l'emploi d'une assistante maternelle et 46 600 pour l'emploi d'une nourrice.

Ces aides ont un impact sur l'activité des femmes. Selon ?, l'introduction de la Prestation d'accueil du jeune enfant en 2004, en réduisant le reste à charge aux familles de la garde d'enfants, a permis d'augmenter le taux d'activité des mères de plusieurs enfants. Il n'y aurait pas eu, selon cette étude, d'effets sur le taux d'activité des mères d'un enfant mais aurait réduit la part de ces mères réduisant leur temps de travail. De plus, cette réforme aurait permis aux mères d'un enfant d'avoir plus souvent recours à un mode de garde payant (+1,7 point de pourcentage).

Nous avons ainsi résumé l'ensemble des dispositifs auxquels les parents ont accès pour gérer à la fois la vie de la famille qu'ils ont nouvellement créée et leur emploi, notamment sur la question de la garde d'un nouveau né sur les premiers mois et années de sa vie. Nous n'avons pas mentionné les autres aides résultant de la parentalité telles que les allocations familiales, la prime à la naissance ou encore la réduction d'impôts que représente un enfant à charge. Ces derniers éléments n'étant pas des politiques directement liées à la conciliation vie familiale et vie professionnelle.

4.4 Analyse empirique du family wage gap en France : prise en compte du niveau d'éducation et du temps d'arrêt de travail

Ce chapitre vise à compléter la littérature existante sur le family wage gap en étudiant l'impact de la naissance d'un enfant sur les salaires et les heures travaillées des femmes et des hommes en France. Contrairement aux papiers cités précédemment, nous nous concentrons à la fois sur le rôle de l'éducation et sur le rôle de la durée du congé parental (incluant ici le congé maternité/paternité). Les possibilités d'extension du congé post-natal ayant été évoqué dans la section précédente. En utilisant la méthode des doubles différences, nous trouvons que la naissance d'un enfant réduit la participation des femmes au marché du travail 2, 4 et même 6 ans après la naissance mais pas celle des hommes. Concernant les salaires horaires, la naissance d'un enfant a un impact négatif pour les femmes éduquées qui ont pris un congé parental long, même à moyen terme. Cependant, comme Wilner (2016),

nous ne trouvons pas de bonus salarial pour les hommes.

4.4.1 Présentation des données

Les données utilisées dans ce chapitre sont les données issues de l'appariement entre la *Déclaration Annuelle des Données Sociales* et l'*Échantillon Démographique Permanent* (appelé « DADS-EDP » dans le reste du chapitre). Ces deux sources sont produites par l'INSEE. Le panel DADS est une base de données administrative contenant des informations pour chaque salarié enquêté sur le salaire, le contrat de travail, le secteur d'activité, le nombre d'heures travaillées ainsi que la date de début et de fin de la période de paie. Chaque année, les entreprises ont l'obligation de déclarer ces informations pour chacun de leurs salariés. Les fonctionnaires d'Etat, les indépendants et les employés d'entreprises étrangères sont exclus du champ de l'enquête. Les fonctionnaires travaillant dans des institutions publiques de nature industrielle et commerciale sont inclus dans le panel depuis 1991-1992, les fonctionnaires hospitaliers depuis 1984 et les fonctionnaires territoriaux depuis 1998. Enfin, les chômeurs indemnisés (depuis 2002) et les agriculteurs (depuis 2004) sont répertoriés dans la base de données. Le panel DADS est un sous échantillon des DADS, représentant 1/25^{ième} de la population des salariés (les salariés nés en octobre d'une année paire) jusqu'en 2001 et 1/12^{ième} depuis cette date (salariés nés en octobre).

Le panel EDP est une base de données qui contient des informations sur le statut marital, la fécondité, le niveau d'études ainsi que le lieu de résidence.⁷ De 1967 à 2004, les personnes nées du 1er au 4 octobre sont incluses dans le panel EDP. Depuis 2004, la base de données a été enrichie des individus nés entre le 2 et 5 janvier, le 1er et 4 avril et juillet.⁸ Avant 2004, seules les personnes résidant en France métropolitaine sont incluses dans le panel EDP. Après cette date les personnes résidant dans les départements d'Outre-mer sont également incluses.

Les données DADS-EDP, auxquelles nous avons accès, sont composées des individus qui sont à la fois dans le panel EDP et le panel DADS. Ces données n'incluent donc pas les fonctionnaires d'État, les hommes ou femmes n'ayant jamais travaillé ainsi que les travailleurs indépendants. Les personnes nées à l'étranger sont également exclues de l'échantillon.

7. Nous connaissons uniquement la date de mariage d'un individu. Nous ne savons pas si la personne est en couple, divorcée, veuve ou en union civile tel que le PACS.

8. Ces jours sont appelés jours EDP.

4.4.2 Préparation des données

Pour pouvoir utiliser les données utiles à l'analyse, il a été nécessaire de les nettoyer et de les préparer. En effet, il s'agit d'une base de données administrative qui ne permet pas une exploitation directe des données. Les données sont fournies sous le format ligne-événement, ce qui signifie que chaque ligne correspond à un emploi d'un individu. Ainsi une même année, un individu peut avoir plusieurs lignes s'il a eu différents emplois. Cette disposition n'est pas la plus adéquate pour l'analyse que nous souhaitons effectuer. De plus, certaines variables utiles à notre analyse n'existent pas et nous avons dû les construire. Nous décrivons, dans cette section, les étapes effectuées pour nettoyer les données.⁹

Tout d'abord, il a été nécessaire de réordonner l'ordre de naissance des enfants. En effet, dans le fichier, la variable *aen1* fournit l'année de naissance du plus jeune enfant de l'individu et non du premier enfant. Ainsi, pour un individu avec trois enfants, l'année de naissance du cadet va être indiquée par la variable *aen1* et l'année de naissance de l'aîné avec *aen3*, mais pour un individu avec deux enfants, l'année de naissance de l'aîné va être indiquée dans *aen2*. L'ordre d'arrivée des enfants ayant une importance primordiale dans l'analyse, il a été nécessaire de créer une variable pour la date de naissance du premier enfant, du second.... De plus, les informations sur les naissances proviennent des fichiers d'état civil mais également, pour les informations manquantes, des enquêtes du recensement de la population. Il a donc été nécessaire de comparer les différentes informations pour ne pas oublier d'enfants ou ne pas créer de doublons.

Dans un second temps, nous avons supprimé les individus dont les données étaient aberrantes, résultant certainement d'erreurs de saisie, comme par exemple, les individus nés après leurs enfants. Il a également été possible de compléter les valeurs manquantes de certains individus avec des informations fournies par d'autres variables. Ainsi, si la *Date du début de rémunération* et la *durée de paie* sont toutes les deux disponibles mais pas la *date de fin de rémunération*, nous pouvons aisément déduire la valeur de cette dernière à l'aide des informations fournies par les deux premières variables.

Nous avons également créé deux variables importantes pour notre analyse : l'âge de l'individu à la naissance du x^e enfant et le nombre d'enfants qu'a un individu à une année donnée.

9. Pour une description plus complète et détaillée des étapes, voir l'annexe 4.6.1.

Une contribution méthodologique importante de ce papier est la création d'une variable qui compte le nombre de jours qu'une personne est absente du marché du travail à la suite d'une naissance. En effet, possédant les informations sur les dates de début et de fin de chaque période de paie, il est possible de reconstituer la durée du congé post-natal (incluant l'éventuel congé parental) que nous comptons à partir du jour exact de la naissance de l'enfant.¹⁰ Cette variable est importante car elle nous permet de comparer des parents s'étant absenté du marché du travail sur une longue ou courte période.

Une fois ces différentes variables créées, nous définissons un emploi principal pour chaque combinaison individu/an. Cela nous permet de garder une seule ligne par individu et par année. Si la personne a plus d'un emploi dans l'année, nous gardons celui pour lequel elle a travaillé le plus longtemps, en cas d'égalité, nous gardons celui pour lequel elle a été le mieux payée et si il y a encore égalité, nous prenons la première ligne du fichier pour cet individu/année. Étant donné que nous avons défini un emploi principal pour supprimer les doublons, nous avons créé des variables qui additionnent les heures travaillées, les durées de paie et les salaires pour les différents emplois occupés durant une année par un individu. Ainsi, la base de données est construite de cette façon : une ligne correspond à un individu, une année donnée, et nous fournit des informations sur l'individu (âge, niveau d'éducation, nombre d'enfants..., sur l'emploi principal (secteur d'activité, taille de l'établissement...) et sur le nombre total d'heures travaillées, de jours de paie ainsi que la somme des rémunérations obtenues au cours de l'année quel que soit le nombre d'emplois occupés.

Nous avons créé la variable *salaires horaire* en divisant le salaire annuel total par le nombre total d'heures travaillées dans l'année. Enfin, comme nous avons des variables représentant le niveau d'éducation détaillé de l'individu dans les *DADS-EDP*, nous avons créé une nouvelle variable qui est limitée à 5 modalités :

- pas d'informations sur le niveau d'éducation ;
- niveau d'éducation inférieur au second cycle du secondaire ;
- second cycle du secondaire complété ;
- diplôme sanctionnant 2 ou 3 ans d'études supérieures ;
- diplôme sanctionnant plus de 3 ans d'études supérieures.

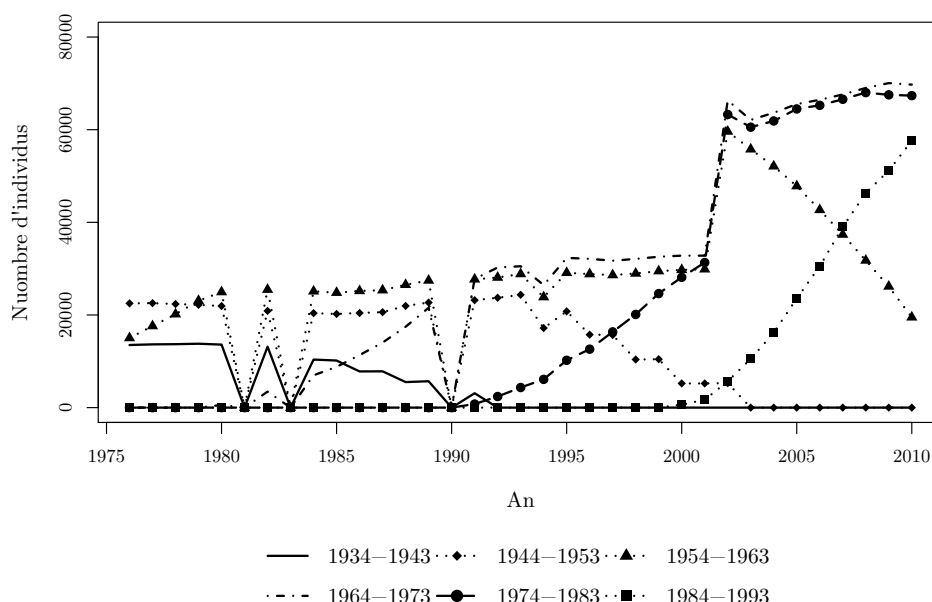
La base de données maintenant propre, nous présentons dans la section suivante les caractéristiques de l'échantillon de salariés présents dans les *DADS-EDP*.

10. Pour plus de détails sur le calcul de cette variable, voir le chapitre 5.

4.4.3 Analyse descriptive

Le panel DADS-EDP couvre la période 1976-2010. Il comprend 194 956 femmes et 214 151 hommes.¹¹ Sur le graphique 4.1, nous présentons le nombre d'individus présents dans le panel chaque année et par cohorte.¹² Le graphique montre bien l'extension du panel DADS qui a eu lieu en 2002 ainsi que les années pour lesquelles le panel n'est pas disponible, à savoir : 1981, 1983 et 1990. Nous observons également les millésimes pour lesquels une partie des observations sont manquantes. Ainsi, en 1994, du fait de problèmes techniques rencontrés par l'INSEE, une partie des observations n'ont pas été traitées et en 2003-2004, il y a eu un nombre important d'identifiants DADS mal reportés.

Graphique 4.1 : Nombre d'individus dans le panel une année donnée et par cohorte



Les tableaux 4.1 et 4.2 nous informent sur l'âge moyen des individus du panel au moment de la première observation, c'est-à-dire l'âge au premier emploi. Les cohortes les plus anciennes souffrent de censure à gauche car le panel ne débute qu'en 1976, ce qui explique l'âge relativement élevé à la première observation pour ces cohortes, nous observons ces individus alors que leur vie professionnelle est déjà assez avancée. Par contre, les cohortes les plus jeunes souffrent de censure (à droite) car le panel s'arrête en 2010, nous n'observons ces jeunes que sur le début de leur vie professionnelle. Par conséquent, ce sont les cohortes centrales qui comprennent le plus d'individus car elles ne sont pas ou peu concernées par la censure.

11. Nous avons cependant supprimé de l'échantillon les individus ayant des salaires et/ou des heures travaillées extrêmement élevés.

12. Les cohortes sont définies par les années de naissance.

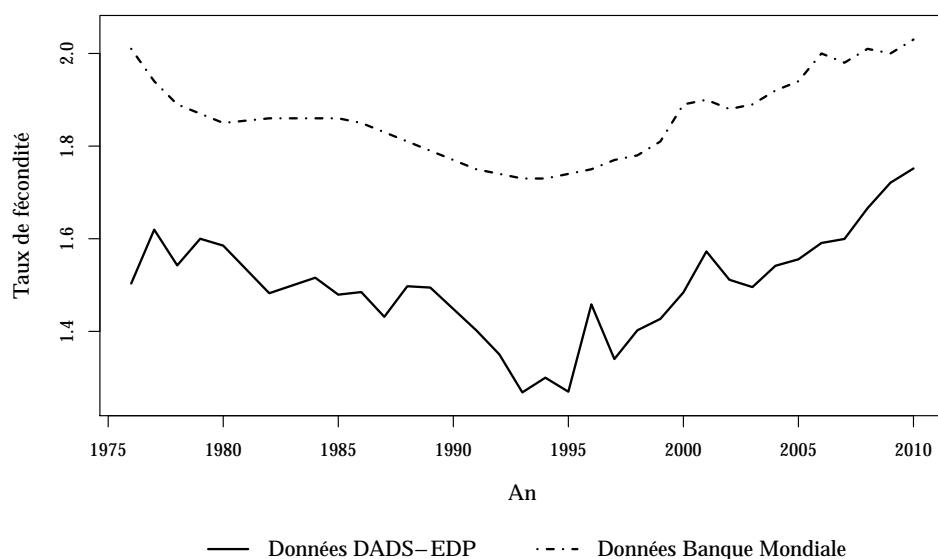
Tableau 4.1 : Âge à la première observation pour les individus nés entre 1934 et 1963

	Année de naissance					
	1934 - 1943		1944 - 1953		1954 - 1963	
	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme
Moyenne	38,23	37,65	29,58	28,61	25,83	25,08
Écart type	3,43	3,04	5,58	4,57	9,59	9,39
Nombre d'observations	46711	85205	179592	256335	446585	520018

Tableau 4.2 : Âge à la première observation pour les individus nés entre 1964 et 1993

	Année de naissance					
	1964 - 1973		1974 - 1983		1984 - 1993	
	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme
Moyenne	24,64	24,16	21,19	20,99	18,55	18,12
Écart type	6,67	6,72	3,15	3,29	1,47	1,61
Nombre d'observations	475092	551005	348546	393392	133769	149177

Graphique 4.2 : Taux de fécondité en France



Le panel DADS-EDP, ayant des informations sur les dates de naissance des enfants des individus du panel, permet de calculer le taux de fécondité en France. Nous

avons représenté le taux calculé sur le graphique 4.2. En comparant ces données avec le taux de fécondité fournie par la banque mondiale, nous remarquons une sous-estimation du taux de fécondité avec nos données bien que la tendance soit la même. Cette sous-estimation peut avoir plusieurs explications. Comme nous l'avons indiqué précédemment, pour plusieurs années, l'information sur les dates de naissance des enfants est absente et complétée avec les données du recensement ce qui induit un risque d'oubli de certaines naissances. En effet, le recensement de la population n'inclut que les enfants qui vivent sous le même toit que leurs parents. La seconde raison pourrait venir du fait que le panel DADS-EDP n'inclut pas les fonctionnaires d'Etat ainsi que les femmes n'ayant jamais travaillé et ne fournit pas d'informations sur les femmes qui quittent définitivement le marché du travail mais continuent d'avoir des enfants. Le taux de fécondité a diminué entre 1975 (fin du baby boom) et le milieu des années 1990 avant de connaître à nouveau une croissance régulière jusqu'en 2010. Le niveau reste cependant bien en deçà des taux de fécondité observés pendant la période du baby boom. Les taux de fécondité ne fournissent, cependant, pas d'informations sur l'âge des mères à la naissance.

Graphique 4.3 : Calendrier des naissances pour les femmes

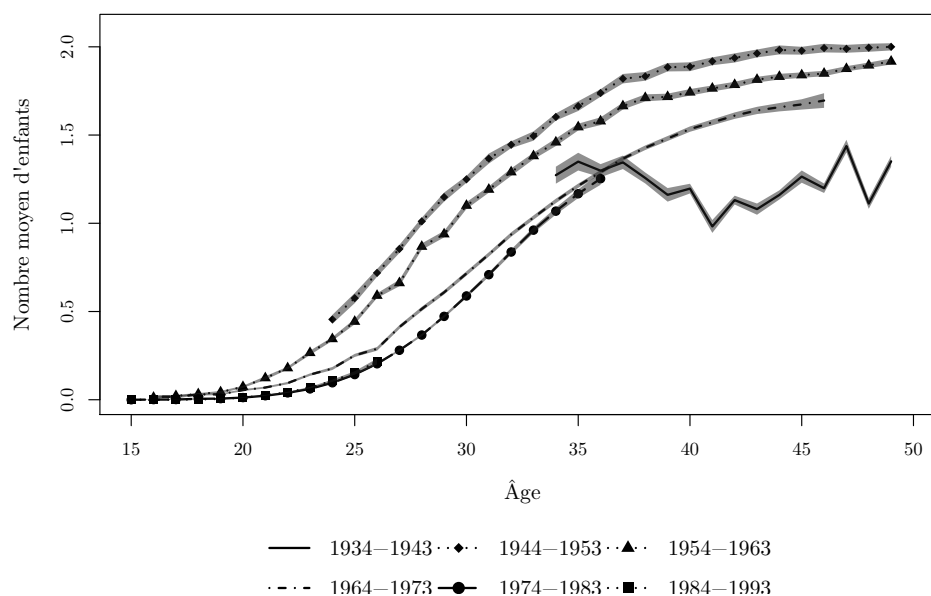


Les graphiques 4.3 et 4.4 indiquent le calendrier des naissances pour les femmes et pour les hommes aux différentes cohortes, nous remarquons une réduction du nombre moyen d'enfants par femmes et par hommes au fil des cohortes et ceci pour l'ensemble des âges (la première cohorte n'est pas représentative car est censurée à gauche).¹³ Ceci signifie que les femmes comme les hommes ont de moins en moins

13. Les intervalles de confiance sont représentés par la zone grise. La formule utilisée est la suivante : $[\bar{x} - 1,96 \frac{s}{\sqrt{n}}; \bar{x} + 1,96 \frac{s}{\sqrt{n}}]$ avec \bar{x} la moyenne, n la taille de l'échantillon et s l'écart

d'enfants et les ont de plus en plus tard. Ce résultat est beaucoup plus visible chez les hommes que chez les femmes.

Graphique 4.4 : Calendrier des naissances pour les hommes



Les observations des graphiques 4.3 et 4.4 sont confirmées par le tableau 4.3. Ce dernier présente l'âge moyen des parents à la naissance du 1^{er}, 2^e et 3^e enfant pour différentes cohortes. Quelque soit le rang de naissance, l'âge moyen des parents a augmenté entre les générations 1944 et 1973. L'âge moyen à la 1^{re} naissance entre les générations 1944-1953 et 1964-1973 a augmenté de 2,6 ans pour les femmes et 2,9 ans pour les hommes contre seulement, respectivement, 1,8 ans et 1 ans pour la 3^e naissance. Ainsi, le report des naissances au fil des générations se concentre plus sur le premier enfant, c'est donc essentiellement l'entrée dans la parentalité qui a lieu de plus en plus tardivement. Un autre fait important présenté dans ce tableau est que l'âge moyen des hommes à la naissance d'un enfant est plus élevé que l'âge moyen des femmes. Les hommes ont des enfants plus tard, ce phénomène semble se retrouver pour toutes les cohortes et tous les rangs de naissance.

Comme nous l'avons vu, les cohortes les plus récentes et les plus anciennes sont soumises à la censure. Ainsi, les graphiques 4.5 et 4.6 ont été réalisés avec les cohortes centrales (individus nés entre 1954 et 1983). Ces graphiques permettent d'avoir un aperçu de l'impact potentiel du niveau d'éducation, variable importante dans notre analyse, sur la parentalité. Assez intuitivement, les femmes les plus éduquées ont des enfants plus tard et moins d'enfants. Ce résultat est moins lisible pour les hommes. Comme chez les femmes, les hommes éduqués ont des enfants plus tard mais le niveau d'éducation ne semble pas impacter la descendance finale type observé dans la population.

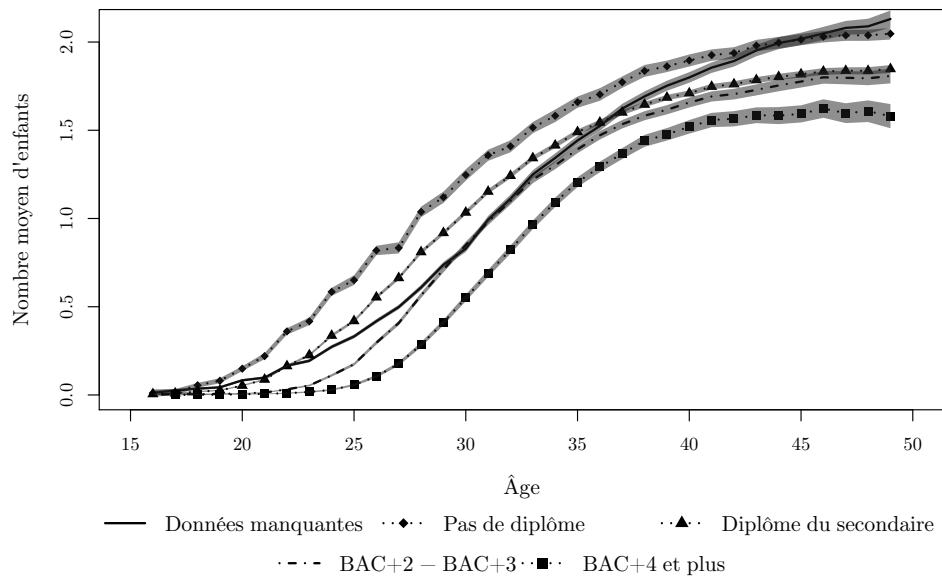
Tableau 4.3 : Âge moyen à la naissance pour les individus nés entre 1944 et 1973

	Année de naissance					
	1944 - 1953		1954 - 1963		1964 - 1973	
	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme
À la première naissance	24,8 (4,4)	26,7 (5,0)	25,3 (5,1)	27,8 (6,0)	27,4 (5,3)	29,6 (5,5)
À la seconde naissance	27,8 (4,6)	30,0 (5,2)	28,4 (4,9)	31,0 (5,6)	30,2 (4,7)	32,2 (4,9)
À la troisième naissance	30,3 (5,0)	33,2 (5,9)	30,7 (4,9)	33,5 (5,9)	32,1 (4,7)	34,2 (5,0)

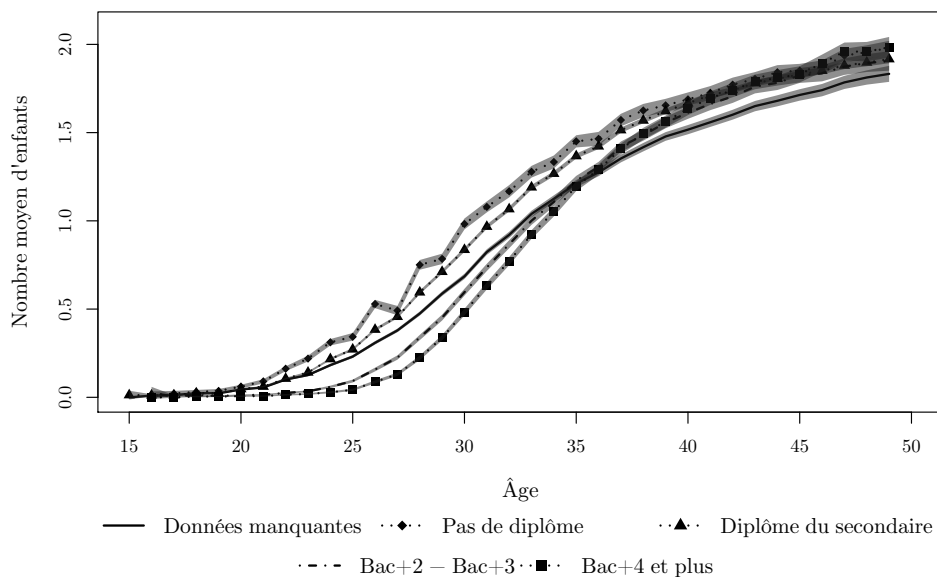
Notes : les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

des hommes.

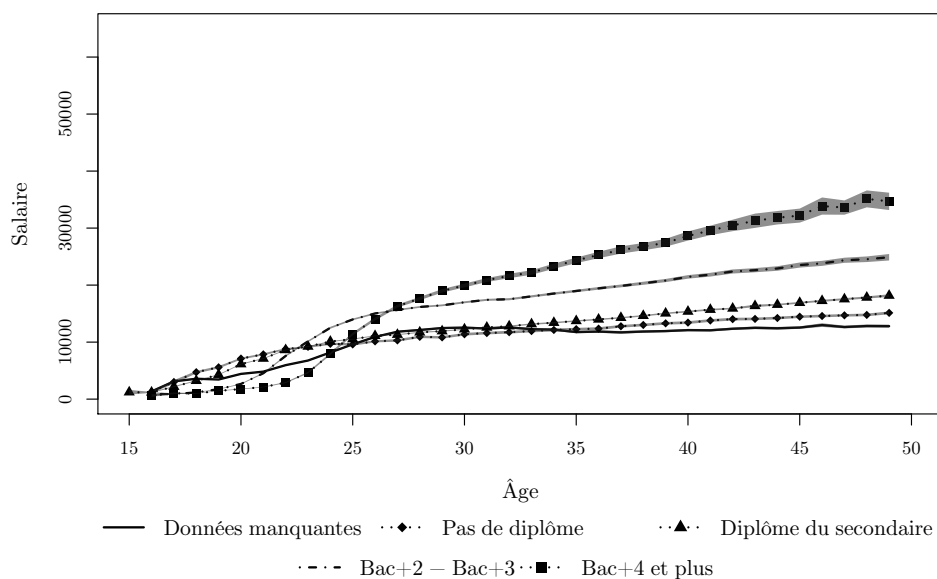
Graphique 4.5 : Calendrier des naissances des femmes par niveaux d'éducation



Graphique 4.6 : Calendrier des naissances des hommes par niveaux d'éducation



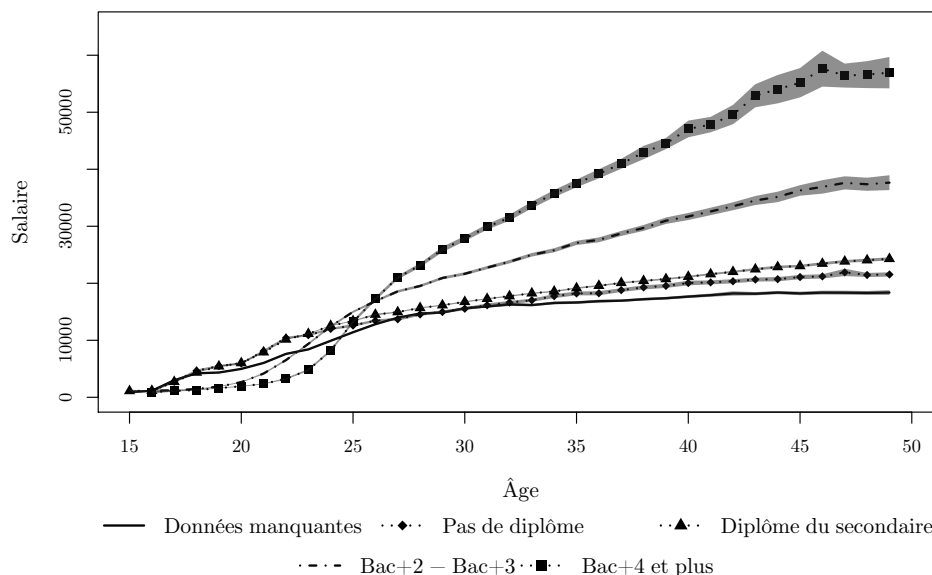
Graphique 4.7 : Salaire annuel net des femmes par niveau d'éducation (en euros 2010)



Les graphiques 4.7 et 4.8 représentent les salaires annuels nets des hommes et des femmes par niveau d'éducation. Chez les femmes comme chez les hommes, la dispersion des salaires est faible en début de vie active mais la différence augmente avec le temps entre les diplômés du supérieur et les autres niveaux d'éducation. Par contre, l'avantage salarial des études supérieures est plus faible chez les femmes que chez les hommes. Ces graphiques laissent supposer la présence toujours forte d'inégalités dans les rémunérations des hommes et des femmes, qui peuvent d'ailleurs être accentuées par la présence d'un *family wage gap* négatif

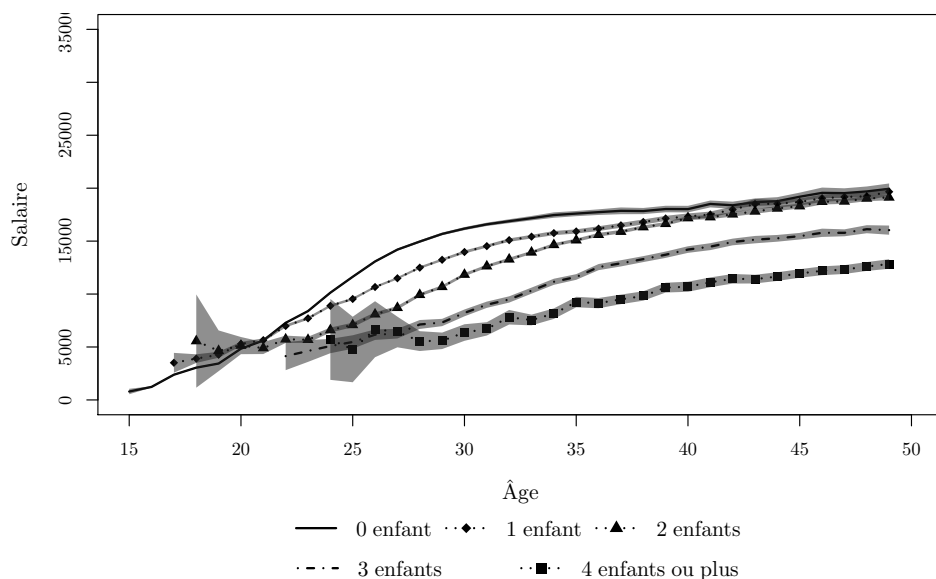
chez les mères et positif chez les pères. Cependant, ce graphique ne prend pas en compte le temps de travail. Le temps partiel étant plus développé chez les femmes et il pourrait expliquer une partie de la différence entre hommes et femmes.

Graphique 4.8 : Salaire annuel net des hommes par niveau d'éducation (en euros 2010)

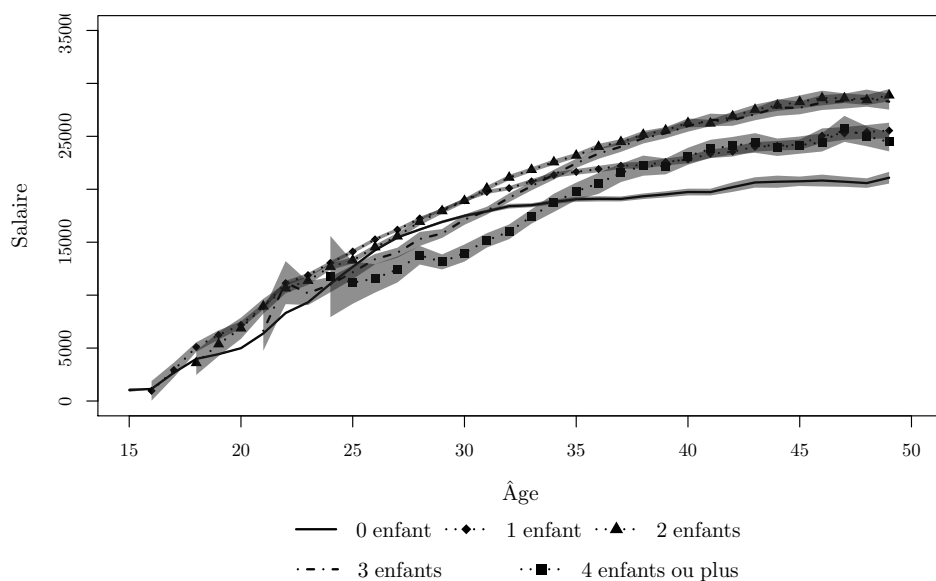


Les graphiques 4.9 et 4.10 représentent également la rémunération annuelle nette des femmes et des hommes mais cette fois en fonction du nombre d'enfants. Plus le nombre d'enfants est important, plus le salaire des femmes est faible. On remarque cependant un rattrapage salarial des femmes ayant 1 ou 2 enfants par rapport aux femmes sans enfants à partir de 40 ans. Une fois encore, ce graphique ne permet pas de conclure directement à un *family wage gap* car il ne contrôle pas pour le travail à temps partiel ou le niveau d'éducation qui peut-être corrélé avec le nombre d'enfants. Pour les hommes, les différences des rémunérations en fonction du nombre d'enfants sont beaucoup moins visibles. Cependant, contrairement aux femmes, les hommes avec enfants semblent mieux rémunérés que les hommes sans enfants notamment à partir de 35 ans. Ces graphiques sont compatibles avec l'effet de sélection et la spécialisation des membres du ménage. Ainsi, les hommes avec enfants seraient-ils également des hommes ayant des caractéristiques favorables associés aux emplois à salaires élevés ? La spécialisation des pères et mères dans les tâches expliqueraient-elle un salaire annuel plus important chez les hommes avec enfants et moins important chez les femmes avec enfants ?

Graphique 4.9 : Salaire net annuel en fonction du nombre d'enfants pour les femmes des cohortes 1954 à 1983



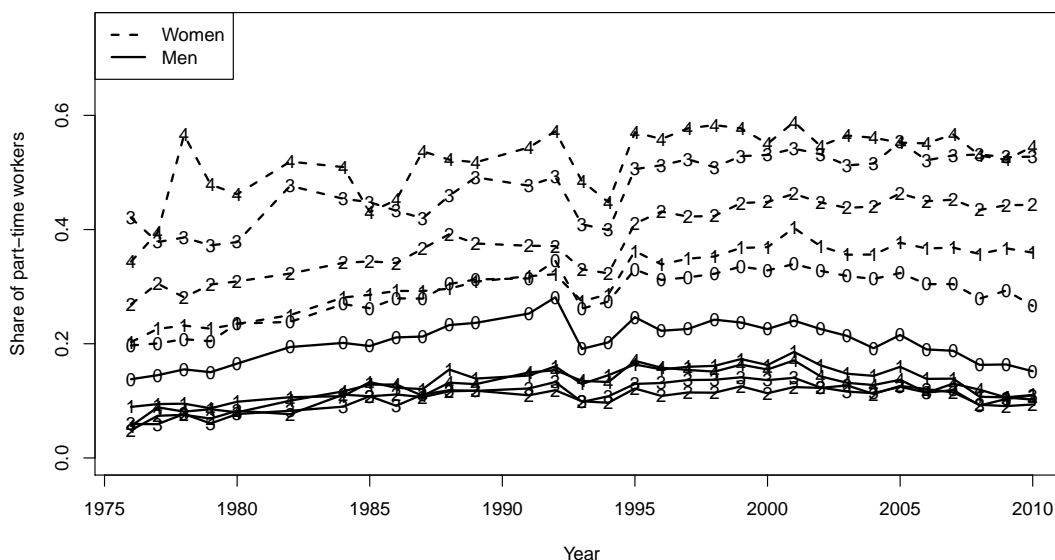
Graphique 4.10 : Salaire net annuel en fonction du nombre d'enfants pour les hommes des cohortes 1954 à 1983



Le graphique 4.11 représente la part de temps partiel parmi les salariés de l'échantillon DADS-EDP en fonction du nombre d'enfants. Les hommes sans enfants se distinguent à nouveau des hommes avec enfants dans le sens où la proportion de temps partiel parmi ces derniers est plus faible. Les hommes sans enfants, en moyenne plus jeunes, peuvent être moins bien insérés sur le marché du travail ce qui peut expliquer une partie de cet écart (voir Pak, 2013, pour plus de détails sur le temps partiel des hommes). Par contre, il n'y a pas de différence nette entre les pères ayant un, deux, trois ou quatre enfants et plus. Globalement, et sans surprise, les hommes ont un recours au temps partiel plus faible par rapport aux

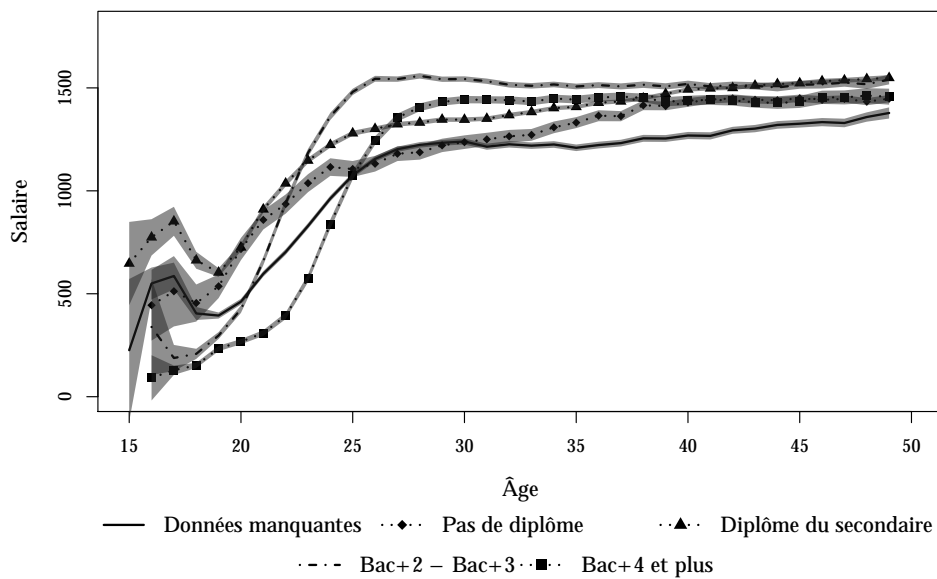
femmes. Pour les femmes, les résultats sont beaucoup plus frappants. La proportion de femmes travaillant à temps partiel augmente avec le nombre d'enfants pour atteindre quasiment 60% pour les femmes avec 4 enfants ou plus.

Graphique 4.11 : Part du temps partiel en fonction du nombre d'enfants

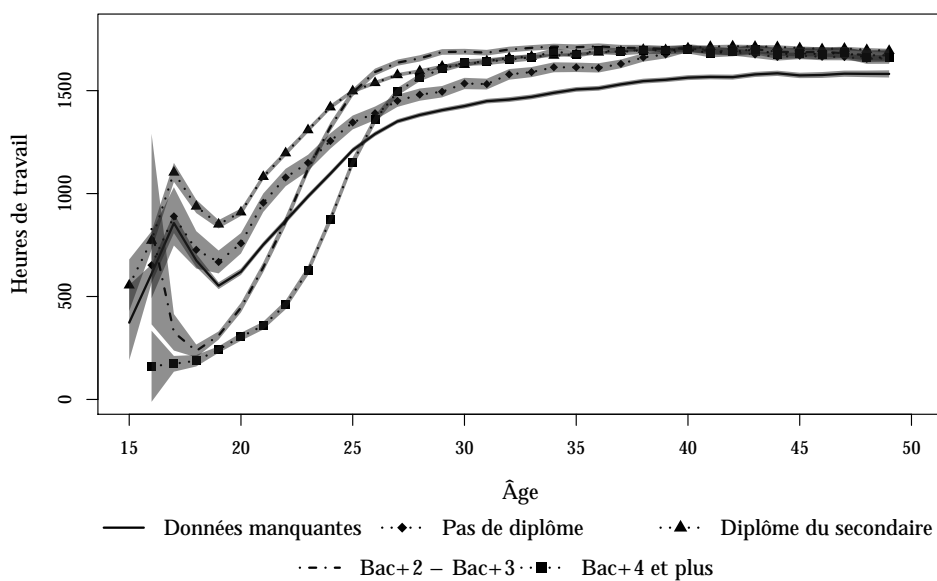


Au lieu d'effectuer uniquement une distinction entre temps partiel et temps plein, nous pouvons analyser directement le nombre d'heures de travail rémunérées. Les graphiques 4.12 et 4.13 représentent le nombre d'heures rémunérées par an pour les femmes et pour les hommes en fonction du diplôme. Les femmes les plus éduquées semblent travailler plus d'heures que les autres en début de carrière mais cette tendance s'estompe avec l'âge. Pour les hommes, les différences de temps de travail entre niveaux de diplôme sont assez limitées. Il faut noter qu'il s'agit d'heures rémunérées, qui peuvent donc différer des heures de travail effectives. Par exemple, certains cadres ont un contrat de travail de 35 heures par semaine qui ne prend pas réellement en compte le nombre d'heures effectuées, appelé forfait jours.

Graphique 4.12 : Nombre d'heures annuelles rémunérées par niveau d'éducation pour les femmes des cohortes 1954 à 1983



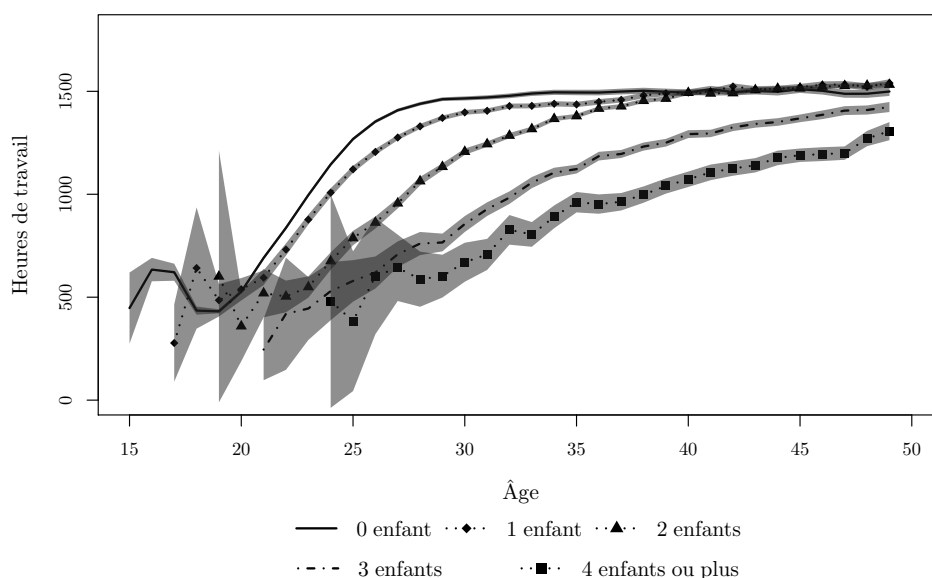
Graphique 4.13 : Nombre d'heures annuelles rémunérées par niveau d'éducation pour les hommes des cohortes 1954 à 1983



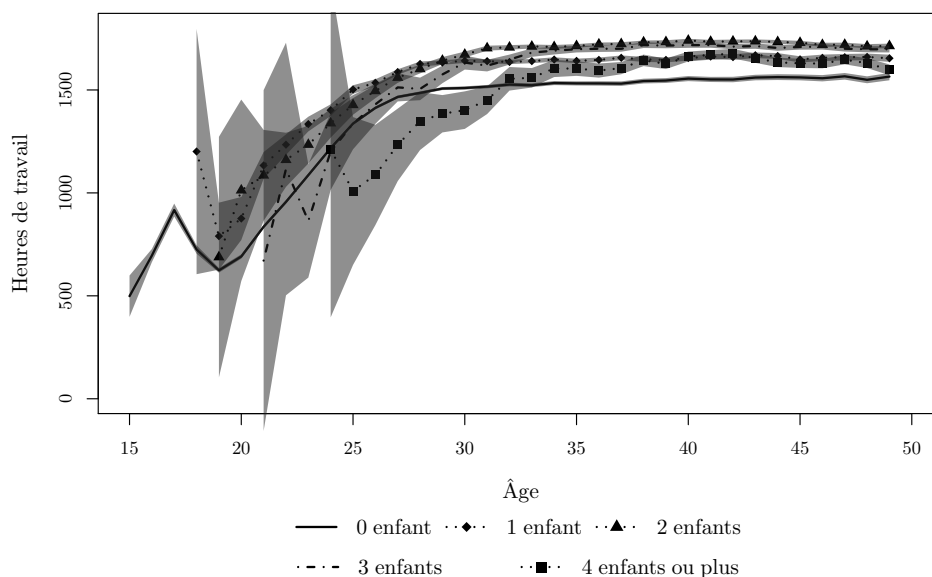
Les graphiques 4.14 et 4.15 représentent le nombre d'heures rémunérées par an pour les femmes et pour les hommes en fonction du nombre d'enfants. Nous remarquons distinctement que plus le nombre d'enfants est important, plus le nombre d'heures est faible chez les femmes. Cependant, la différence dans les heures de travail des femmes sans enfants et celles avec un ou deux enfants semble s'estomper vers 40

ans, reflétant certainement un retour à l'emploi à temps plein de ces femmes une fois que les enfants atteignent l'âge d'entrée à l'école. Pour les femmes avec plus d'enfants, plus l'âge avance, plus le nombre d'heures augmente sans pour autant rattraper le niveau des femmes sans enfants. Chez les hommes, les différences sont beaucoup moins importantes mais nous remarquons que les pères ont tendance à travailler plus d'heures que les hommes sans enfants. Ces graphiques seraient également en adéquation avec la théorie de la spécialisation des membres du ménage avec une spécialisation du père dans le travail rémunéré et la spécialisation de la mère dans le travail domestique.

Graphique 4.14 : Nombre d'heures annuelles rémunérées en fonction du nombre d'enfants pour les femmes des cohortes 1954 à 1983



Graphique 4.15 : Nombre d'heures annuelles rémunérées en fonction du nombre d'enfants pour les hommes des cohortes 1954 à 1983



En résumé, les différents tableaux et graphiques nous donnent des intuitions qui corroborent les enseignements de la littérature. Ainsi, un niveau d'éducation plus élevé est corrélé avec une arrivée plus tardive des enfants dans le foyer, chez les hommes comme chez les femmes. Par contre, le niveau d'éducation ne semble pas impacter la descendance finale des hommes contrairement à celle des femmes. La présence d'enfants est associée à des heures travaillées et des salaires moins élevés pour les femmes alors que l'effet inverse semble s'observer pour les hommes, bien qu'en plus petite amplitude.

4.4.4 Méthodologie économétrique

Dans ce chapitre, nous voulons estimer l'impact d'une première naissance sur le salaire horaire et les heures travaillées des femmes et des hommes en France pour les années récentes. Nous analysons l'impact de cette naissance sur le court et moyen terme en distinguant les individus par niveau d'éducation et par durée du congé maternité/paternité (incluant l'éventuel congé parental). Nous comparerons les résultats obtenus avec l'impact d'une seconde et troisième naissance sur les mêmes variables afin de tester l'hypothèse selon laquelle la première naissance est plus pénalisante que les naissances de rang supérieur. Pour ce faire, comme Duguet *et al.* (2015), nous utilisons la méthode des doubles différences.

La méthode des doubles différences fonctionne en considérant deux groupes : un groupe de traitement et un groupe de contrôle. Dans certains protocoles expérimentaux, comme les essais cliniques, il est relativement simple de créer ces deux groupes. Il suffit d'assigner aléatoirement le médicament à un groupe de personnes (groupe de traitement) et les autres individus reçoivent un placebo et ne bénéficient donc pas du traitement (groupe de contrôle). La comparaison des états de santé entre ces deux groupes permet d'évaluer l'effet du traitement.

Cependant, en économie, les traitements sont rarement assignés de manière réellement aléatoire. Dans le cadre de ces expériences ce sont des causes naturelles et politiques telles que le lieu géographique, être bénéficiaire ou non d'une politique ou encore l'âge qui vont définir les groupes de contrôle et de traitement. Ainsi, Card et Krueger (1994) étudient l'impact de la hausse du salaire minimum sur l'emploi à l'aide de la hausse du salaire minimum survenu dans le New Jersey le 1^{er} avril 1992 et qui n'a pas touché l'état voisin, la Pennsylvanie. Ainsi, le groupe de traitement est composé des travailleurs du New Jersey et le groupe de contrôle des travailleurs de Pennsylvanie. En comparant l'emploi dans 410 restaurants de restauration rapide avant et après la réforme, à la fois dans le New

Jersey et en Pennsylvanie, les auteurs trouvent que la hausse du salaire minimum ne réduit pas l'emploi. Ces résultats sont obtenus à l'aide de la méthode des doubles différences. Cette méthode permet donc de connaître l'effet d'un traitement en comparant une variable d'intérêt sur deux groupes quasiment-similaires.

La méthode des doubles différences est présentée dans de nombreux manuels d'économétrie tel que Cameron et Trivedi (2005), pages 768-770. Par conséquent nous n'effectuons, ici, qu'une présentation succincte du modèle. Soit y_{it}^C la variable d'intérêt pour l'individu i à la période t dans le groupe de contrôle et y_{it}^T la variable d'intérêt pour l'individu i à la période t dans le groupe de traitement. On considère deux périodes, une période avant le traitement (t) et une période après le traitement ($t + 1$). La quantité d'intérêt est la différence entre l'écart entre les deux groupes après traitement et avant traitement, l'estimateur des doubles différences va donc s'écrire :

$$(E[y_{it+1}^T] - E[y_{it+1}^C]) - (E[y_{it}^T] - E[y_{it}^C]). \quad (4.1)$$

La principale hypothèse de ce modèle est de considérer que la variable d'intérêt suit une tendance commune dans le groupe de traitement et le groupe de contrôle. Si nous décomposons chaque espérance en un composant invariant dans le temps et un composant variant dans le temps, nous obtenons :

$$E[y_{it}^T] = \gamma_i^T + \lambda_t^T, \quad (4.2)$$

$$E[y_{it+1}^T] = \gamma_i^T + \lambda_{t+1}^T + \beta, \quad (4.3)$$

$$E[y_{it}^C] = \gamma_i^C + \lambda_t^C, \quad (4.4)$$

$$E[y_{it+1}^C] = \gamma_i^C + \lambda_{t+1}^C. \quad (4.5)$$

Où β est une constante qui capture l'effet du traitement sur la variable d'intérêt. Ainsi, équation 4.1 s'écrit :

$$(\gamma_i^T + \lambda_{t+1}^T + \beta - \gamma_i^C - \lambda_{t+1}^C) - (\gamma_i^T + \lambda_t^T - \gamma_i^C - \lambda_t^C). \quad (4.6)$$

En simplifiant, nous obtenons :

$$(\lambda_{t+1}^T + \beta - \lambda_{t+1}^C) - (\lambda_t^T - \lambda_t^C). \quad (4.7)$$

Comme les deux groupes, selon l'hypothèse, suivent une tendance commune, $\lambda_{t+1}^T - \lambda_{t+1}^C = \lambda_t^T - \lambda_t^C$, d'où il résulte :

$$(E[y_{it+1}^T] - E[y_{it+1}^C]) - (E[y_{it}^T] - E[y_{it}^C]) = \beta. \quad (4.8)$$

Où β peut être positif, négatif ou statistiquement égal à 0, dans ce dernier cas, le traitement n'a pas d'effets sur la variable d'intérêt. Nous utilisons cette méthode pour étudier l'impact d'une naissance sur les heures travaillées et sur les salaires horaires des hommes et des femmes. Dans la section suivante, nous expliquons comment nous avons construit nos groupes de traitement et de contrôle ainsi que la manière par laquelle nous avons vérifié la validité de l'hypothèse de tendance commune.

4.4.5 Création des groupes de traitement et de contrôle

La première étape pour créer les groupes de traitement et de contrôle nécessaires à l'estimation de la méthode des doubles différences est de choisir une année de traitement. Ici, nous avons choisi deux années de traitement, à savoir, 2002 et 2003. Nous avons choisi deux années pour augmenter la taille de l'échantillon considéré. L'observation pré-traitement (noté t dans la section précédente) correspond à deux ans avant le traitement (soit respectivement 2000 ou 2001) et nous avons choisis trois observations post-traitement (noté $t + 1$ dans la section précédente) : 2 ans après le traitement (2004 ou 2005), 4 ans après le traitement (2006 ou 2007) et 6 ans après le traitement (2008 ou 2009). Ainsi, une femme traitée en 2003 va être observée en 2001, 2005, 2007 et 2009. Nous avons sélectionné 2002 et 2003 comme années de traitement tout d'abord parce que nous voulions utiliser des données récentes tout en étudiant l'impact sur le court et moyen terme d'une naissance, la seconde raison est d'ordre technique. En effet, pour avoir une estimation sans biais, seul le traitement doit influencer les variables d'intérêts (ici, *salaire horaire et heures travaillées*). Or, en 2000, la réforme réduisant la durée légale du travail en France de 39 heures à 35 heures a impacté la variable *heures travaillées*. Par conséquent, si nous avons choisi comme années de traitement, par exemple, 2001 et 2002, nous aurions comparé comme premières observations t qui serait 1999 et 2000 et en $t + 1$ 2003 et 2004. La baisse des heures observées entre 1999 et 2003 serait attribuée à tort uniquement à la naissance de l'enfant alors que la réforme des 35 heures a également eu une influence sur cette variable entre les deux périodes.

Après avoir défini l'année de traitement, nous décidons de quelle façon nous allons répartir les individus dans le groupe de contrôle et dans le groupe de traitement. Nous avons séparé les individus par sexe et par niveaux d'éducation. Pour éviter d'avoir des groupes trop petits, nous nous sommes concentrés sur deux catégories : les personnes ayant au plus un diplôme du secondaire et les personnes ayant un diplôme supérieur au secondaire. Nous avons également veillé à ne garder que les femmes et les hommes ayant des niveaux d'éducation compatibles avec leurs âges car nous disposons que de la variable *niveau d'éducation le plus élevé atteint*. Ainsi, nous avons supprimé des personnes qui avaient, par exemple, 17 ans en 2000 avec huit années d'études universitaires. Nous avons également veillé à ce que les individus traités n'aient pas d'autres enfants avant les observations post-traitement.¹⁴ Nous avons également séparé les groupes de traitement des femmes (hommes) en fonction de la durée du congé post-natal (durée de sortie du marché du travail entre la naissance de l'enfant et le retour en entreprise). Cette distinction permet de comparer l'effet sur la carrière d'une sortie longue par rapport à une sortie courte. Ainsi, nous distinguons les femmes (hommes) restées hors du marché du travail pendant moins de 6 mois après la naissance de l'enfant au femmes (hommes) restées hors du marché du travail pendant plus de 6 mois mais moins de 2 ans et demi.¹⁵

Les groupes de traitement pour une première naissance sont donc composés de femmes (hommes) ayant un certain niveau d'éducation et une certaine durée de sortie du marché du travail et ayant eu une naissance durant l'une des deux années de traitement. Les femmes (hommes) du groupe de contrôle sont les individus qui à caractéristiques de niveau d'éducation égales n'ont toujours pas eu d'enfants à la même date. Cela signifie que les individus des groupes de contrôle n'ont pas d'enfants jusqu'à la dernière observation post-traitement, mais qu'ils peuvent en avoir par la suite. Comme nous comparons l'impact de la première naissance avec les naissances de rang supérieur, le groupe de traitement pour la seconde naissance sera composé de la même manière que pour la première naissance sauf que nous considérons maintenant les femmes ayant eu leur deuxième enfant pendant l'une des deux années de traitement. Le groupe de contrôle est composé cette fois de femmes (hommes) n'ayant qu'un seul enfant au moment du traitement et qui n'en

14. Si un parent a un second enfant avant les observations post-traitement, la réduction éventuelle du salaire ou des heures de travail ne pourra pas être seulement associée au premier enfant mais également au second.

15. Nous parlons ici de durées de sortie du marché du travail, même si, en réalité, une femme en congé maternité est considérée comme participant toujours au marché du travail alors que ce n'est pas le cas dans le cadre du congé parental à temps plein. Pour simplifier, nous parlons de sortie du marché du travail pour parler de la période où la mère (le père) ne travaille pas effectivement dans une entreprise après la naissance de l'enfant.

n'ont pas plus avant la fin des observations post-traitement.

Après avoir créé les groupes de contrôle et de traitement, nous vérifions que les deux groupes diffèrent uniquement pas le fait d'être ou non traité. Cela signifie que les individus composant ces deux groupes doivent être aussi homogènes que possible. Ayant déjà apparié les groupes par niveau d'éducation, nous vérifions également que la structure par âge de ces deux groupes est similaire. Nous voulons éviter d'avoir des individus plus âgés dans le groupe de traitement ou contrôle, ce qui pourrait biaiser les estimations (les personnes plus âgées ont plus de chance d'être mieux rémunérées, par exemple, du fait de l'ancienneté et de l'expérience, elles sont également plus susceptibles d'avoir une promotion professionnelle que les plus jeunes du fait de leur expérience). Pour arriver à cela, nous avons créé des centaines de groupes en sélectionnant les individus appartenant à certaines tranches d'âge dans l'année de la première observation. Pour chaque paire de groupes créée, nous avons comparé la distribution de l'âge à l'aide d'un test de Kolmogorov-Smirnov pour tester si le groupe de traitement et de contrôle ont la même distribution des âges et d'un test de student pour comparer les moyennes des âges dans les deux groupes. Nous avons ensuite sélectionné les groupes pour lesquels les deux tests sont valides et pour lesquels il y a le plus d'individus. Les groupes sont ainsi constitués d'individus à niveau d'éducation et structure d'âge identiques (voir annexe 4.6.2). Enfin, nous avons vérifié graphiquement que la tendance commune entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement avant la date de traitement était respectée (voir annexe 4.6.3). Le respect de ces deux hypothèses sont nécessaires pour obtenir une estimation des doubles différences non biaisée.

Après toutes ces étapes, nous effectuons, comme Duguet *et al.* (2015), notre analyse en doubles différences pour chaque sous-groupe afin d'estimer l'impact d'une naissance (et des naissances de rang supérieur). L'avantage de cette méthode par rapport aux méthodes estimant des équations de salaire est que nous n'avons pas à supposer de forme fonctionnelle à l'équation de salaire. De plus, cette méthode non-paramétrique permet de prendre en compte l'hétérogénéité non-observée entre les individus. Enfin, nous avons effectué un appariement dynamique : nous comparons des parents qui, à des dates données, n'ont pas le même nombre d'enfants, mais ce nombre d'enfants peut évoluer par la suite. Ainsi, cela évite de comparer des parents uniquement avec des individus qui n'auront jamais d'enfant. En effet, le biais de sélection dans ce dernier groupe risque d'être important. Cependant, nous sommes conscients de la présence d'un possible biais. En effet, le choix d'avoir un enfant n'est pas un traitement strictement

exogène, il est possible que ceux qui deviennent parents à une date donnée ont des caractéristiques et/ou ont effectué des choix professionnels différents des individus sans enfants. Ceci peut alors entraîner des évolutions différentes des heures de travail ou des salaires horaires après la date du traitement. Nous avons essayé de limiter ce biais au maximum en effectuant un appariement dynamique, permettant de comparer des hommes et femmes avec un enfant et des hommes et femmes qui n'ont pas encore d'enfant mais qui peuvent en avoir dans le futur. Cependant, nos résultats sont à interpréter comme les effets globaux de la naissance d'un enfant : les effets « directs » de la naissance mais également les effets liés aux éventuels choix ou caractéristiques liés à la parentalité.

Nos variables d'intérêt sont le *nombre d'heures travaillées* dans une année et le *salaire horaire*. Nous calculons les intervalles de confiance par bootstrap par bloc en utilisant la méthode *percentile-t* d'Efron telle que décrite dans Chernick (2007). Cette méthode est simple à mettre en œuvre et est précise à l'ordre deux.

4.4.6 Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos estimations en doubles différences. Les tableaux 4.4 et 4.5 présentent l'impact d'une première naissance sur le salaire horaire respectivement des femmes et des hommes 2 ans, 4 ans et 6 ans après la naissance de l'enfant (soit 2004, 2006 et 2008 pour un enfant né en 2002 ou 2005, 2007 et 2009 pour un enfant né en 2003). Comme énoncé dans la section précédente, nos groupes distinguent les femmes (hommes) avec un niveau d'éducation inférieur ou égal au Bac, les femmes (hommes) avec un niveau d'éducation supérieur au BAC ainsi que les femmes (hommes) avec une durée de congé post-natal courte (inférieure à 6 mois) ou longue (entre 6 mois et 2 ans et demi). Les résultats sont présentés en euros constants (l'année de base est 2007).

Le tableau 4.4 montre que les femmes avec un niveau d'éducation inférieur ou égal au Bac ne souffrent pas de pénalité salariale après la naissance d'un enfant, que ce soit sur le court et moyen terme, quelle que soit la durée du congé maternité pris. Au contraire, les femmes peu éduquées ayant pris un congé court bénéficieraient d'un léger bonus salarial 2 et 4 ans après la naissance. Ces femmes ont peut-être des caractéristiques inobservables, comme la productivité ou l'attachement au marché du travail qui les distinguent des femmes ayant pris un congé parental plus long. Par contre, pour les femmes éduquées, il y a un effet significativement négatif du congé maternité long sur les salaires horaires (réduction du salaire horaire de 1,63 euro 4 ans après la naissance et 2,22 euros

Tableau 4.4 : Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur le salaire horaire des femmes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	0,33*	-0,33
		[-0,04; 0,69]	[-0,96; 0,25]
		[0,00; 0,64]	[-0,86; 0,11]
2006	Courte	0,44**	-0,34
		[0,02; 0,83]	[-1,01; 0,30]
		[0,06; 0,77]	[-0,90; 0,20]
	Longue	-0,54	-1,63**
		[-1,69; 1,41]	[-3,24; -0,10]
		[-1,52; 1,20]	[-3,05; -0,39]
2008	Courte	-0,20	-0,49
		[-3,41; 1,41]	[-2,02; 0,82]
		[-2,59; 1,16]	[-1,78; 0,64]
	Longue	-0,65	-2,22**
		[-2,85; 1,33]	[-3,77; -0,78]
		[-2,47; 1,02]	[-3,52; -1,01]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les femmes peu éduquées : *Congé court* (Traitement = 187/Contrôle = 2526), *Congé long* (Traitement = 107/Contrôle = 2768).

Taille des groupes pour les femmes éduquées : *Congé court* (Traitement = 149/Contrôle = 1885), *Congé long* (Traitement = 41/Contrôle = 2186).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

6 ans après la naissance du premier enfant). Une sortie prolongée du marché du travail pourrait entraîner une dépréciation du capital humain pour les femmes éduquées qui pourrait se répercuter sur les salaires ou alors traduire un investissement plus faible de ces femmes sur la vie professionnelle les pénalisant sur le marché du travail (évolution de carrière plus lente...). Ces résultats se situent dans la continuité de la littérature sur la France qui montre un effet négatif de la première naissance sur les salaires horaires des mères du secteur privé (Duguet *et al.* (2015) et Wilner (2016)). Cependant, nos résultats semblent indiquer que cet impact négatif se concentre sur les femmes éduquées et ayant pris un congé long. La naissance du premier enfant n'a pas d'impact sur le salaire horaire des hommes à court ou moyen terme (tableau 4.5). Seuls les hommes, peu éduqués semblent bénéficier d'un léger bonus salarial 4 ans après la naissance du premier enfant (Duguet *et al.* (2015) trouvent également un impact positif sur le salaire horaire des hommes du secteur privé, 3 ans après la naissance uniquement). Ce bonus est

de faible ampleur et disparaît deux ans plus tard. Ces résultats sont en accord avec les résultats récents de Wilner (2016) qui a montré que le bonus salarial des hommes s'est érodé avec le temps et que les hommes ne bénéficient plus de bonus ou pénalités.

Tableau 4.5 : Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur le salaire horaire des hommes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	0,48	-0,27
		[-0,14; 0,84]	[-1,36; 0,88]
		[-0,05; 0,99]	[-1,17; 0,72]
2006	Courte	0,73**	0,22
		[0,09; 1,24]	[-0,98; 1,32]
		[0,21; 1,18]	[-0,77; 1,17]
	Longue	0,55	0,14
		[-0,36; 1,31]	[-2,09; 2,92]
		[-0,17; 1,19]	[-1,63; 2,35]
2008	Courte	-0,04	0,73
		[-1,38; 1,07]	[-0,84; 2,50]
		[-1,17; 0,92]	[-0,61; 2,09]
	Longue	-0,83	0,05
		[-2,46; 0,24]	[-5,80; 5,34]
		[-2,21; 0,11]	[-5,41; 4,07]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliques de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 274/Contrôle = 4326), *Congé long* (Traitement = 43/Contrôle = 4704).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 104/Contrôle = 1940), *Congé long* (Traitement = 14/Contrôle = 2116).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Les tableaux 4.6 et 4.7 présentent l'impact d'une première naissance sur les heures travaillées respectivement des femmes et des hommes. Pour les femmes, quel que soit le niveau de diplôme ou la durée du congé post-natal, l'arrivée d'un enfant entraîne une réduction de plus de 100 heures de travail par an (hormis 4 ans après la naissance pour les femmes éduquées ayant un diplôme supérieur au bac et ayant quitté le marché du travail plus de 6 mois). Même 6 ans après la naissance de l'enfant, l'impact de cette première naissance est importante. La réduction

semble, dans la plupart des cas, plus importante chez les femmes moins éduquées. Pour les hommes, la naissance du premier enfant n'a pas d'impact sur les heures de travail des hommes peu éduqués. Par contre, les hommes éduqués ayant pris un congé post-natal long semblent réduire significativement leurs heures de travail. Derrière ces résultats se cachent peut-être la spécialisation des couples au sein du ménage. Ces hommes sont peut-être en couple avec des femmes éduquées ayant un meilleur salaire, ainsi, dans ces ménages, les hommes se sont spécialisés dans le domaine où ils ont un avantage comparatif, à savoir, le soin aux enfants.

Tableau 4.6 : Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur les heures travaillées des femmes.

		BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	Estimation	Estimation
2004	Courte	-199,89**	-150,16**
		[-286, 81; -115, 31]	[-246, 98; -51, 49]
		[-269, 08; -128, 55]	[-231, 86; -66, 90]
2006	Courte	-186,58**	-125,59**
		[-265, 65; -109, 85]	[-219, 13; -27, 04]
		[-254, 48; -121, 39]	[-207, 68; -40, 71]
	Longue	-182,97**	-89,48
		[-316, 10; -50, 44]	[-251, 54; 103, 28]
		[-303, 11; -77, 67]	[-225, 31; 71, 59]
2008	Courte	-192,47**	-107,83**
		[-279, 63; -100, 67]	[-207, 46; -8, 61]
		[-267, 92; -113, 19]	[-192, 10; -22, 37]
	Longue	-124,78*	-150,48*
		[-257, 60; 4, 45]	[-332, 55; 13, 34]
		[-240, 82; -11, 69]	[-305, 41; -14, 44]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les femmes peu éduquées : *Congé court* (Traitement = 187/Contrôle = 2526), *Congé long* (Traitement = 107/Contrôle = 2768).

Taille des groupes pour les femmes éduquées : *Congé court* (Traitement = 149/Contrôle = 1885), *Congé long* (Traitement = 41/Contrôle = 2186).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Tableau 4.7 : Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur les heures travaillées des hommes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	13,97	35,57
		[−50,83; 75,05]	[−60,96; 141,01]
		[−41,23; 64,96]	[−48,62; 123,26]
2006	Courte	−18,80	0,30
		[−80,04; 38,54]	[−72,95; 74,30]
		[−71,11; 29,44]	[−62,59; 60,82]
	Longue	86,64	−411,43**
		[−131,20; 320,01]	[−709,53; −81,32]
		[−106,30; 289,41]	[−667,88; −139,74]
2008	Courte	−1,18	−81,14*
		[−72,96; 66,23]	[−160,65; 3,84]
		[−61,78; 56,89]	[−149,27; −11,35]
	Longue	103,52	−353,55*
		[−84,38; 293,24]	[−668,32; 42,00]
		[−52,84; 263,43]	[−622,64; −40,14]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 274/Contrôle = 4326), *Congé long* (Traitement = 43/Contrôle = 4704).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 104/Contrôle = 1940), *Congé long* (Traitement = 14/Contrôle = 2116).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Nous présentons dans les tableaux suivants les résultats des doubles différences mais pour des naissances de rangs supérieurs afin de comparer l'effet d'une première naissance par rapport aux naissances de rang supérieur.

Tableau 4.8 : Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur le salaire horaire des femmes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	0,55	0,86*
		[-0,13; 1,21]	[-0,11; 1,72]
		[-0,03; 1,13]	[0,06; 1,61]
2006	Courte	0,77	0,37
		[-0,62; 1,88]	[-0,64; 1,25]
		[-0,47; 1,67]	[-0,45; 1,12]
	Longue	-1,11**	-0,23
		[-2,14; -0,06]	[-1,92; 1,17]
		[-1,95; -0,21]	[-1,62; 0,97]
2008	Courte	-0,67	0,71
		[-3,09; 1,40]	[-0,67; 1,93]
		[-2,66; 1,00]	[-0,43; 1,69]
	Longue	-0,56	2,32
		[-3,57; 1,83]	[-6,34; 7,62]
		[-3,05; 1,44]	[-5,10; 6,92]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les femmes peu éduquées : *Congé court* (Traitement = 116/Contrôle = 452); *Congé long* (Traitement = 42/Contrôle = 510).

Taille des groupes pour les femmes éduquées : *Congé court* (Traitement = 83/Contrôle = 113); *Congé long* (Traitement = 16/Contrôle = 124).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Les tableaux 4.8 et 4.9 montrent que la naissance d'un second enfant ne semble pas avoir un impact supplémentaire important sur les salaires horaires des femmes. Par contre, par rapport aux mères d'un seul enfant, le temps de travail des femmes après une seconde naissance diminue fortement sur le court et moyen terme pour les femmes ayant pris un congé maternité court. Pour les femmes ayant pris un congé maternité long après la naissance du second enfant, les résultats sont souvent non significatifs. Les femmes ayant pris ce congé long peuvent décider de sortir longtemps du marché du travail pour élever leurs enfants mais revenir à temps complet une fois que ces derniers rentrent à l'école. Cependant, ces derniers résultats doivent être pris avec précaution car nos groupes de traitement et de

contrôle sont petits. La troisième naissance réduit également (et très fortement sur le court terme) le temps de travail en comparaison avec les mères ayant déjà 2 enfants (tableau 4.10). Cependant, 6 ans après la naissance du troisième enfant, les mères éduquées semblent retrouver un niveau d'activité égal à celui précédent la troisième naissance. Les salaires horaires des mères à la troisième naissance ne sont pas modifiés, sauf pour les moins diplômées avec un congé parental court qui semblent bénéficier d'un bonus salarial 2 ans et 4 ans après la naissance d'un troisième enfant (tableau 4.10). Cela peut révéler un investissement dans le travail plus important de ces femmes qui travaillent même avec un nombre élevé d'enfants. Cet investissement pourrait se traduire par une hausse du salaire horaire.

Tableau 4.9 : Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur les heures travaillées des femmes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	-505, 44**	-486, 12**
		[-670, 91; -348, 13]	[-674, 61; -306, 94]
		[-642, 21; -375, 64]	[-641, 41; -324, 96]
2006	Courte	-214, 79**	-371, 42**
		[-355, 79; -70, 47]	[-538, 96; -187, 27]
		[-338, 87; -92, 36]	[-515, 32; -219, 20]
	Longue	-101, 79	-408, 73**
		[-314, 75; 120, 56]	[-923, 83; -3, 61]
		[-284, 84; 86, 90]	[-857, 26; -71, 74]
2008	Courte	-210, 44**	-304, 84**
		[-339, 95; -58, 27]	[-480, 38; -130, 42]
		[-319, 60; -85, 01]	[-450, 04; -166, 12]
	Longue	-137, 79	-352, 86
		[-375, 53; 104, 86]	[-864, 69; 85, 01]
		[-337, 66; 59, 79]	[-780, 07; 7, 51]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les femmes peu éduquées : *Congé court* (Traitement = 116/Contrôle = 452); *Congé long* (Traitement = 42/Contrôle = 510).

Taille des groupes pour les femmes éduquées : *Congé court* (Traitement = 83/Contrôle = 113); *Congé long* (Traitement = 16/Contrôle = 124).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à un congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Tableau 4.10 : Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur le salaire horaire et les heures travaillées des femmes.

salaire horaire		BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	Estimation	Estimation
2004	Courte	1,02**	0,55
		[0,09; 1,96]	[-1,67; 2,51]
		[0,24; 1,78]	[-1,27; 2,14]
2006	Courte	1,24*	0,82
		[-0,16; 2,32]	[-1,98; 3,58]
		[0,04; 2,10]	[-1,47; 3,10]
2008	Courte	0,47	-0,27
		[-1,77; 2,21]	[-4,39; 3,26]
		[-1,60; 1,87]	[-3,69; 2,63]

Nbr d'heures		BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
Année de la 2 ^e obs.	Durée congé maternité	Estimation	Estimation
2004	Courte	-524,70**	-373,78**
		[-747,12; -263,07]	[-665,03; -113,99]
		[-712,59; -304,91]	[-618,56; -153,72]
2006	Courte	-247,41**	-171,20*
		[-362,58; -128,44]	[-397,09; 26,62]
		[-338,66; -147,48]	[-365,01; -6,68]
2008	Courte	-377,91**	-42,14
		[-563,13; -150,60]	[-252,16; 139,03]
		[-537,05; -196,52]	[-208,86; 116,00]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les femmes peu éduquées : *Congé court* (Traitement = 27/Contrôle = 2576).

Taille des groupes pour les femmes éduquées : *Congé court* (Traitement = 27/Contrôle = 1024)).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois.

Pour les hommes, la deuxième et la troisième naissance ne semblent pas impacter les salaires horaires sauf pour les moins diplômés sur le moyen terme (6 ans) (tableaux 4.11, 4.13). Ces derniers peuvent s'investir un peu moins dans leur

travail que les pères ayant moins d'enfants et ainsi bénéficient d'une progression salariale plus lente que les autres hommes. Pour les heures, comme pour la première naissance, la naissance d'un deuxième ou troisième enfant n'a pas d'impact négatif sur les heures (tableaux 4.12, 4.14). Il apparaît même un impact positif pour les pères moins diplômés 2 ans et 4 ans après la naissance.

Tableau 4.11 : Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur le salaire horaire des hommes.

		BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	Estimation	Estimation
2004	Courte	-0,37	1,41
		[-0,96; 0,23]	[-1,07; 3,77]
		[-0,86; 0,15]	[-0,68; 3,27]
2006	Courte	-0,31	0,97
		[-0,98; 0,34]	[-2,16; 4,22]
		[-0,88; 0,26]	[-1,76; 3,60]
	Longue	-0,81	1,53
		[-2,37; 0,71]	[-6,03; 9,26]
		[-2,08; 0,52]	[-5,02; 7,91]
2008	Courte	-2,01**	0,87
		[-3,64; -0,23]	[-2,98; 5,18]
		[-3,41; -0,54]	[-2,29; 4,39]
	Longue	-0,33	0,55
		[-4,32; 2,49]	[-6,85; 9,08]
		[-3,61; 2,06]	[-5,92; 7,78]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliques de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 150/Contrôle = 354); *Congé long* (Traitement = 30/Contrôle = 1135).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 74/Contrôle = 51); *Congé long* (Traitement = 16/Contrôle = 609).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Tableau 4.12 : Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur les heures travaillées des hommes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	95, 63*	27, 15
		[−1, 71; 187, 67]	[−173, 68; 228, 63]
		[16, 53; 171, 16]	[−140, 24; 199, 29]
2006	Courte	90, 64**	31, 70
		[2, 23; 172, 20]	[−146, 87; 212, 97]
		[16, 43; 160, 58]	[−116, 35; 180, 37]
	Longue	82, 17	83, 50
		[−122, 88; 243, 65]	[−393, 63; 385, 95]
		[−75, 89; 214, 14]	[−340, 77; 334, 05]
2008	Courte	77, 67	25, 73
		[−18, 30; 169, 76]	[−135, 78; 186, 33]
		[−2, 74; 153, 85]	[−117, 88; 159, 11]
	Longue	62, 91	106, 12
		[−109, 32; 223, 39]	[−354, 14; 385, 38]
		[−75, 46; 193, 56]	[−272, 58; 337, 26]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 150/Contrôle = 354); *Congé long* (Traitement = 30/Contrôle = 1135).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 74/Contrôle = 51); *Congé long* (Traitement = 16/Contrôle = 609).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois. *Congé long* correspond à congé entre 6 mois et 2 ans et demi.

Les femmes semblent être négativement impactées en terme de salaire horaire uniquement par la naissance du premier enfant. Cet effet se concentre uniquement sur les femmes éduquées qui sont soumises à une plus forte et plus rapide dépréciation du capital humain. Les résultats de cette étude peuvent aussi être en adéquation avec les hypothèses selon lesquelles les femmes éduquées prenant un congé long ont initialement une préférence moindre pour la vie professionnelle ou qu'elle s'auto-sélectionne dans des entreprises plus *family-friendly* et qui proposent des salaires plus faibles. Chaque naissance supplémentaire entraîne une réduction du temps de travail des mères. L'impact de la naissance de rang 2 et 3 sur les heures travaillées semble plus fort que la première naissance. Pour

les hommes, la naissance d'un enfant, quel que soit son rang, s'avère n'avoir qu'un faible effet sur les heures travaillées et les salaires horaires. La différence de l'impact des naissances sur les hommes et les femmes peuvent traduire une forte spécialisation des tâches entre les femmes et les hommes dans les ménages. La femme se concentrant sur les activités domestiques et l'homme dans l'activité salariée. Par contre, les hypothèses selon lesquels les pères bénéficieraient d'un traitement avantageux de la part de l'employeur ou que les pères aient des caractéristiques associés aux salaires élevés ne semble pas vérifiées pour le cas Français.

Tableau 4.13 : Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur le salaire horaire des hommes.

Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
		Estimation	Estimation
2004	Courte	-0,13	1,28
		[-0,89; 0,63]	[-1,56; 2,89]
		[-0,79; 0,48]	[-1,22; 2,71]
2006	Courte	-0,20	3,03
		[-1,31; 0,71]	[-1,42; 5,94]
		[-1,07; 0,57]	[-0,71; 5,44]
2008	Courte	-1,11*	2,62
		[-2,46; 0,20]	[-1,29; 5,92]
		[-2,19; -0,07]	[-0,74; 5,28]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliques de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 21/Contrôle = 152).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 34/Contrôle = 439).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois.

Tableau 4.14 : Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur les heures travaillées des hommes.

		BAC ou inférieur	Supérieur au BAC
Année de la 2 ^e obs.	Durée congé paternité	Estimation	Estimation
2004	Courte	45,77	-6,97
		[-136,72; 267,73]	[-101,24; 83,43]
		[-108,69; 238,11]	[-81,74; 63,74]
2006	Courte	19,57	11,62
		[-171,78; 190,71]	[-82,73; 115,92]
		[-139,95; 166,15]	[-66,47; 94,38]
2008	Courte	-29,91	1,62
		[-241,83; 183,13]	[-108,10; 121,09]
		[-200,93; 161,12]	[-83,94; 98,13]

Niveau de significativité : 5% (**) et 10% (*). Intervalles de confiance entre parenthèses obtenus avec 1 000 répliquions de bootstrap par bloc.

Taille des groupes pour les hommes peu éduqués : *Congé court* (Traitement = 21/Contrôle = 152).

Taille des groupes pour les hommes éduqués : *Congé court* (Traitement = 34/Contrôle = 439).

Congé court correspond à un congé inférieur à 6 mois.

4.5 Conclusion

Les sociétés contemporaines font face à différents enjeux à première vue contradictoires : (i) augmenter la participation des femmes au marché du travail, (ii) augmenter le taux de fécondité et (iii) réduire le *family wage gap* et les inégalités hommes/femmes. Dans ce chapitre, nous avons analysé les effets d'une première naissance sur les salaires et les heures de travail des femmes et des hommes. Nous avons distingué les femmes et les hommes par niveau d'éducation et par durée du congé post-natal.

D'après de nombreuses études, comme celles de Meurs *et al.* (2010) ou Wilner (2016), les mères ont une plus grande probabilité d'interrompre leur carrière ou de réduire leur offre de travail que les femmes sans enfants. Nos résultats montrent qu'après avoir contrôlé pour le niveau d'études et la durée du congé post-natal les femmes réduisent leur temps de travail. Cependant, nous montrons que ce sont

seulement les femmes éduquées ayant pris un congé post-natal long qui subissent une pénalité en termes de salaire horaire. Ces femmes sont celles qui ont le plus investi en capital humain et la dépréciation des compétences est plus rapide pour ces femmes. La pénalité salariale pour ces femmes, après la naissance d'un premier enfant, augmente dans le temps. L'hypothèse de dépréciation du capital humain, déjà mis en avant dans la littérature par Waldfogel (1997) ou Gangl et Ziefle (2009) ainsi que l'hypothèse d'hétérogénéité non-observée (Gangl et Ziefle, 2009) sont des explications plausibles à nos résultats sur les femmes éduquées. Ces femmes peuvent également s'être auto-sélectionnées dans des entreprises family-friendly qui offrent des salaires généralement plus faibles (Wilner, 2016) ou ont décidées de moins investir dans leur carrière professionnelle pour concilier vie familiale et vie professionnelle. Les femmes moins éduquées sont moins impactées par ces facteurs car la variabilité des salaires est moins forte pour cette catégorie de femmes et les opportunités d'évolution de carrière souvent plus limitées. Notre étude ne permet cependant pas de confirmer la présence de ces effets mais pose la question d'un système de congé maternité plus efficace pour les femmes éduquées. Une politique possible est de favoriser les emplois à temps partiel pour les postes de cadres ou continuer les efforts de mise à disposition de places en EAJE.

Comme Wilner (2016), nous trouvons que les hommes, pour la plupart, ne sont pas impactés par la naissance d'un premier enfant. Dans quelques cas, les hommes augmentent leurs heures de travail, compensant peut-être la perte de salaire de leur femme. Cette différence entre les sexes peut expliquer une partie de l'inégalité salariale homme/femme et semble montrer qu'il existe toujours, en France, au XXI^e siècle, une spécialisation sexuée des couples au sein des ménages. La femme a bien souvent la responsabilité des soins des enfants et l'homme se concentre toujours dans l'activité rémunérée. Cependant, la législation change et la *Prestation partagée d'éducation de l'enfant* (PreParE), introduite en 2015, cherche à inciter les pères à recourir au congé parental et ainsi réduire les différences entre les hommes et les femmes.

4.6 Annexes

4.6.1 Annexe 1 : préparation des données ¹⁶

Avant de sélectionner l'échantillon d'individus utilisé pour notre étude, nous avons nettoyé le panel DADS-EDP en suivant les étapes suivantes :

- Création de la variable : nombre total d'enfant.
- Création de la variable : nombre cumulé d'enfants pour chaque année.
- Regroupement de la variable éducation en 5 catégories pour l'analyse descriptive des données :
 1. pas d'informations sur le niveau d'éducation ;
 2. niveau d'éducation inférieur au second cycle du secondaire ;
 3. second cycle du secondaire complété ;
 4. diplôme sanctionnant 2 ou 3 ans d'études supérieures ;
 5. diplôme sanctionnant plus de 3 ans d'études supérieures.
- Regroupement de la variable éducation en 2 catégories pour l'analyse en doubles différences :
 1. avoir au plus un diplôme du secondaire ;
 2. avoir un diplôme supérieur.
- Suppression des individus nés après leurs enfants.
- Événement parallèle : chaque ligne de la base de données correspond à une personne, une année et un emploi. Ainsi, si une personne a plusieurs emplois dans une même année, il va y avoir plusieurs lignes pour la même année. Pour garder une seule et unique ligne par individu et par an, nous avons calculé les variables suivantes pour chaque individu :
 1. nombre d'heures travaillées dans l'année (Quel que soit le nombre d'emplois) ;
 2. nombre de jours de travail dans l'année ;
 3. total sur l'année du salaire brut ;
 4. total sur l'année du salaire net (après cotisations sociales mais avant impôt sur le revenu).
- Après avoir calculé ces variables, nous voulions garder une seule ligne par individu et par an. Dans le cas où il y a plusieurs lignes par personne et par an, nous avons suivi les règles suivantes :

16. La gestion des données a été facilitée par l'utilisation du package `dplyr` sur le logiciel R (Wickham *et al.*, 2015). Les tableaux ont été réalisés grâce au package `stargazer` (Hlavac, 2015).

1. garder la ligne avec le plus de jours de travail ;
 2. si le nombre de jours de travail est égal pour différents postes occupé par l'individu dans la même année, nous gardons le poste avec le salaire le plus élevé ;
 3. si le nombre de jours de travail et le salaire sont égaux pour les différents emplois de la même année, nous gardons aléatoirement une ligne pour l'individu et pour l'année donnée.
- Nous avons créé la variable salaire horaire en divisant le salaire annuel par les heures de travail.
- Nous avons supprimé les observations avec des salaires horaires ou des heures de travail extrêmement élevées.

4.6.2 Annexe 2 : description des groupes de traitement et de contrôle

Tableau 4.15 : Constitution des groupes de contrôle et de traitement

	Tranche d'âge	Nbr observations		Moyenne d'âge	
		Traitement	Contrôle	Traitement	Contrôle
1ère naissance					
Femmes peu-éduquées					
Congé court	[20 ;35]	187	2526	28,1	27,4
Congé long	[20 ;35]	107	2768	27,0	27,4
Femmes éduquées					
Congé court	[23 ;38]	149	1885	30,0	30,5
Congé long	[22 ;37]	41	2186	29,4	28,7
Hommes peu-éduqués					
Congé court	[23 ;38]	274	4326	31,0	30,9
Congé long	[23 ;38]	43	4704	30,5	30,8
Hommes éduqués					
Congé court	[23 ;38]	104	1940	30,3	30,1
Congé long	[23 ;38]	14	2116	29,4	30,1
2ème naissance					
Femmes peu-éduquées					
Congé court	[18 ;29]	116	452	26,8	26,7
Congé long	[18 ;29]	42	510	26,5	26,7
Femmes éduquées					
Congé court	[18 ;29]	83	113	27,5	27,2
Congé long	[18 ;29]	16	124	27,4	27,2
Hommes peu-éduqués					
Congé court	[18 ;29]	150	354	27,0	26,9
Congé long	[18 ;33]	30	1135	39,3	30,0
Hommes éduqués					
Congé court	[18 ;29]	74	51	27,8	28,0
Congé long	[23 ;38]	16	609	33,1	34,4

	Tranche d'âge	Nbr observations		Moyenne d'âge	
		Traitement	Contrôle	Traitement	Contrôle
3ème naissance					
Femmes peu-éduquées					
Congé court	[21 ;36]	27	2576	33,3	33,7
Femmes éduquées					
Congé court	[21 ;36]	27	1024	33,2	33,8
Hommes peu-éduqués					
Congé court	[18 ;29]	21	152	26,8	27,8
Hommes éduqués					
Congé court	[19 ;34]	34	439	32,4	32,9

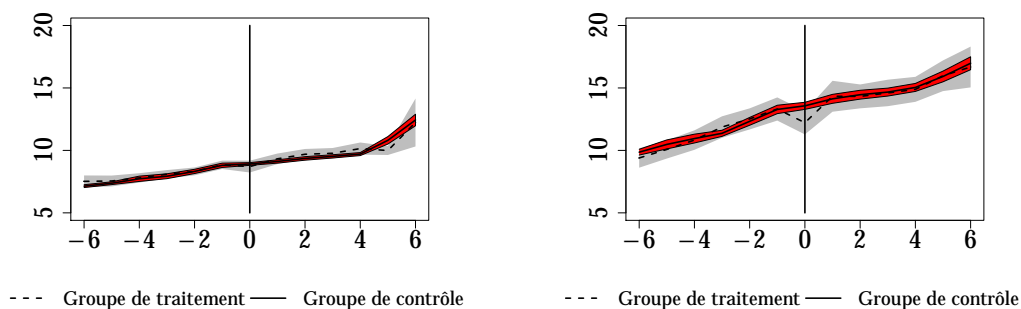
Pour tous les couples de groupes de contrôle et de traitement l'hypothèse nulle du test de kolmogorov-smirnov (H_0 : l'âge à la première observation dans les deux groupes suivent la même distribution) n'est pas rejetée. L'hypothèse nulle du test de student (H_0 : les moyennes d'âge à la première observation entre les deux groupes sont égales) n'est pas rejetée pour aucun couple de groupes de contrôle et de traitement. Pour tous les couples de groupes de contrôle et de traitement l'hypothèse nulle du test de kolmogorov-smirnov (H_0 : La distribution des salaires horaires à la première observation (donc pour l'observation pré-traitement) dans les deux groupes suivent la même distribution) n'est jamais rejetée pour les femmes éduquées comme non éduquées ainsi que pour les hommes éduqués.

4.6.3 Annexe 3 : graphiques de tendance commune

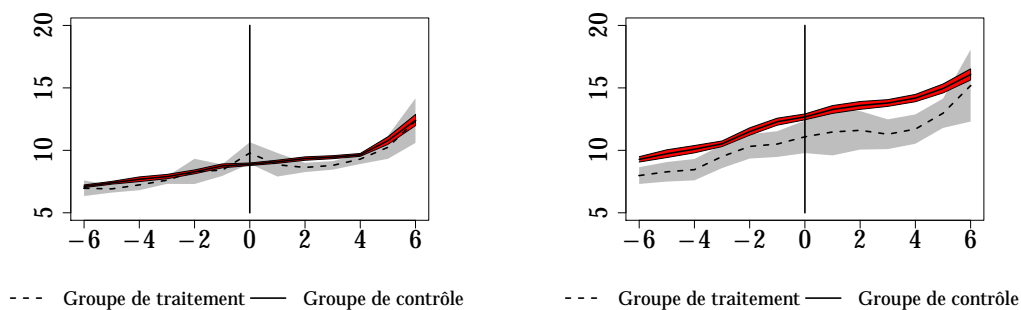
Les graphiques suivants montrent, graphiquement, la tendance commune des variables d'intérêt. Les zones grises (rouges) correspondent aux intervalles de confiance à 95 % autour de la moyenne du groupe de traitement (contrôle). Les femmes (hommes) peu éduquées sont à gauche et les femmes (hommes) éduquées à droite. Sur chacun de ces graphiques, le chiffre 0 en abscisse représente l'année de traitement et les autres chiffres le nombre d'années avant et après le traitement.

Première naissance pour les femmes

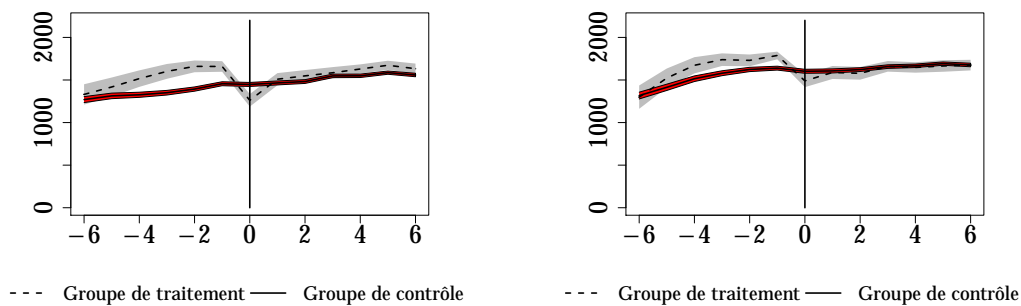
Graphique 4.16 : Salaire horaire des femmes avec congé parental court



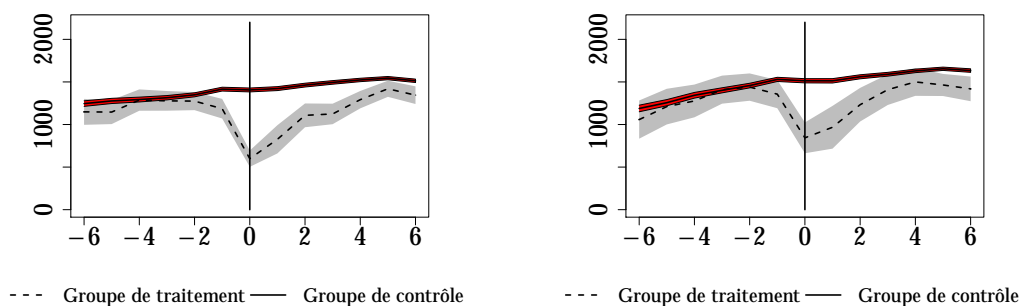
Graphique 4.17 : Salaire horaire des femmes avec congé parental long



Graphique 4.18 : Heures de travail des femmes avec congé parental court

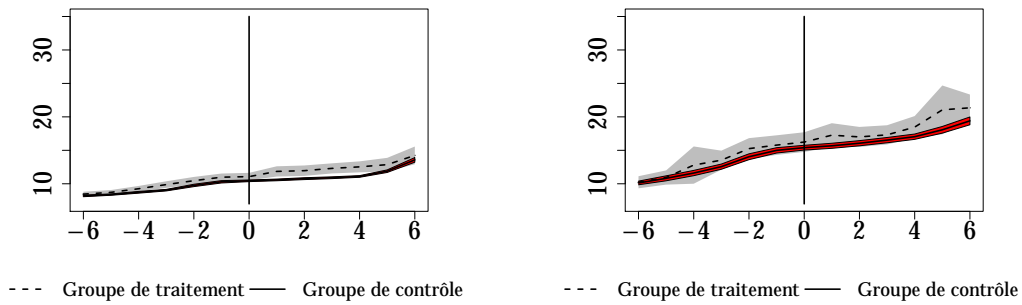


Graphique 4.19 : Heures de travail des femmes avec congé parental long

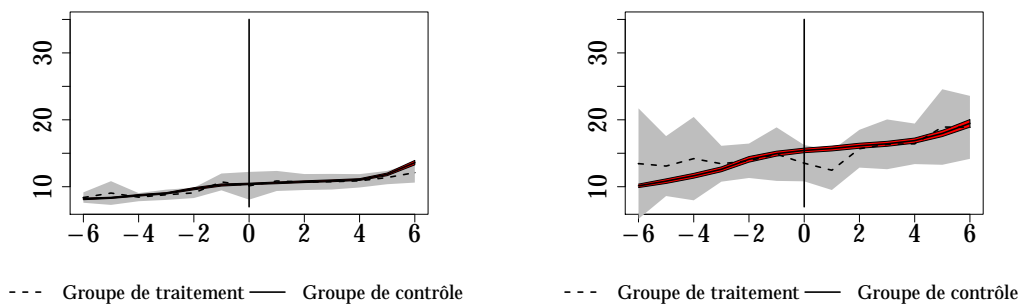


Première naissance pour les hommes

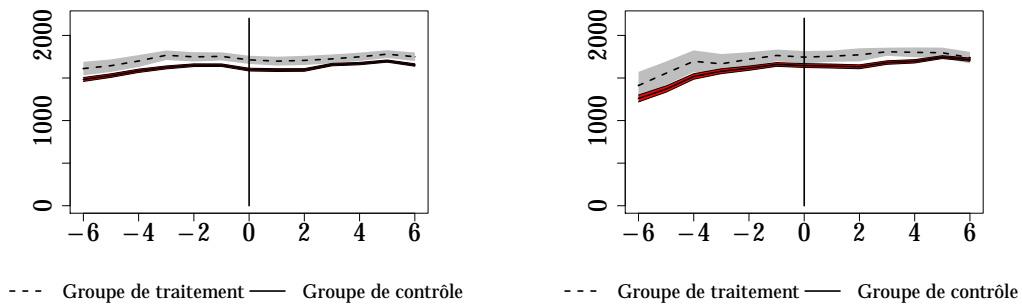
Graphique 4.20 : Salaire horaire des hommes avec congé parental court



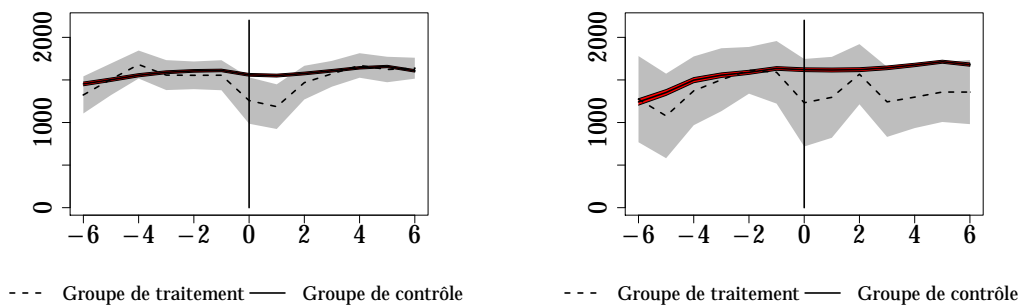
Graphique 4.21 : Salaire horaire des hommes avec congé parental long



Graphique 4.22 : Heures de travail des hommes avec congé parental court

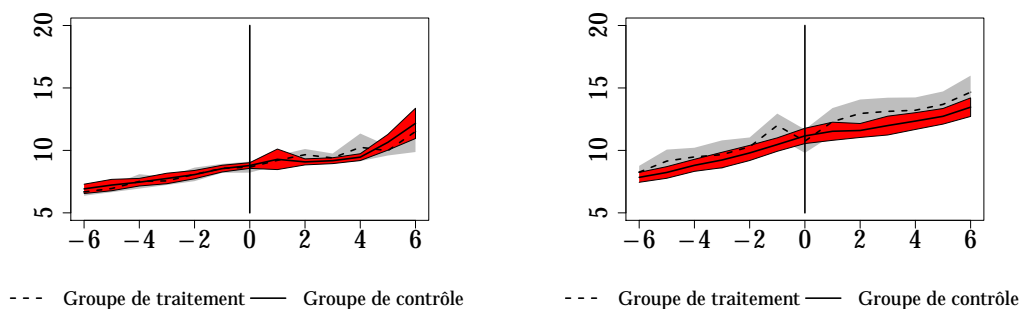


Graphique 4.23 : Heures de travail des hommes avec congé parental long

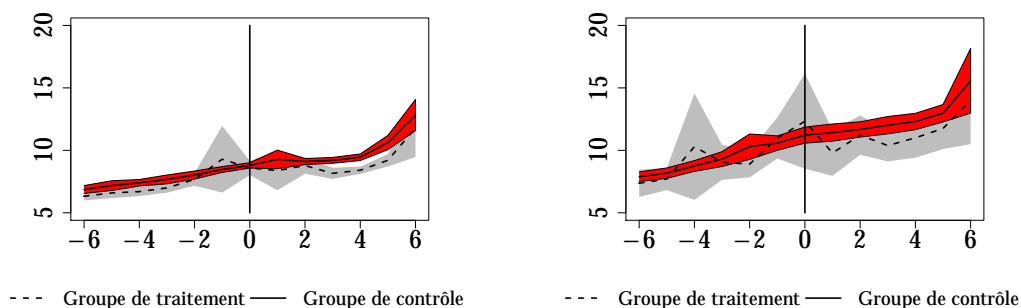


Seconde naissance pour les femmes

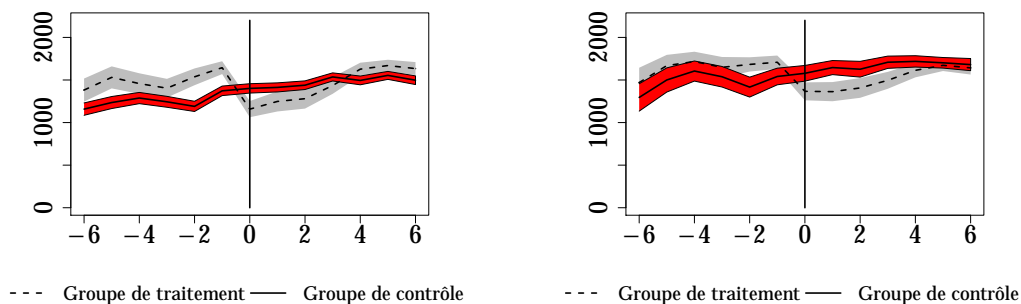
Graphique 4.24 : Salaire horaire des femmes avec congé parental court



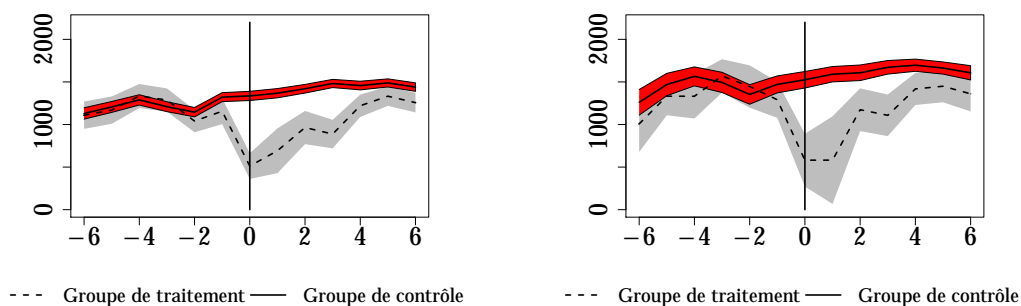
Graphique 4.25 : Salaire horaire des femmes avec congé parental long



Graphique 4.26 : Heures de travail des femmes avec congé parental court

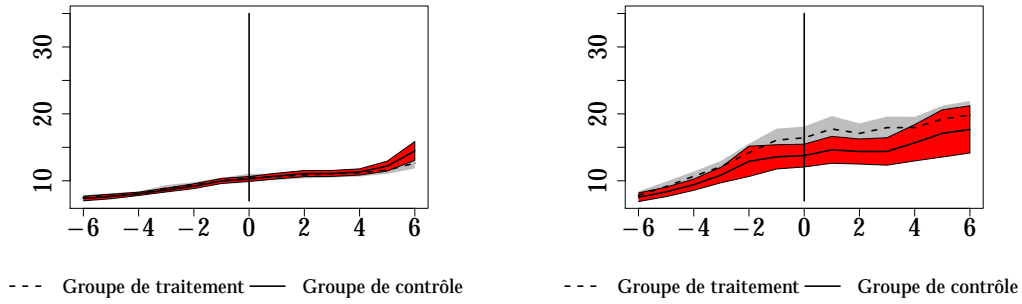


Graphique 4.27 : Heures de travail des femmes avec congé parental long

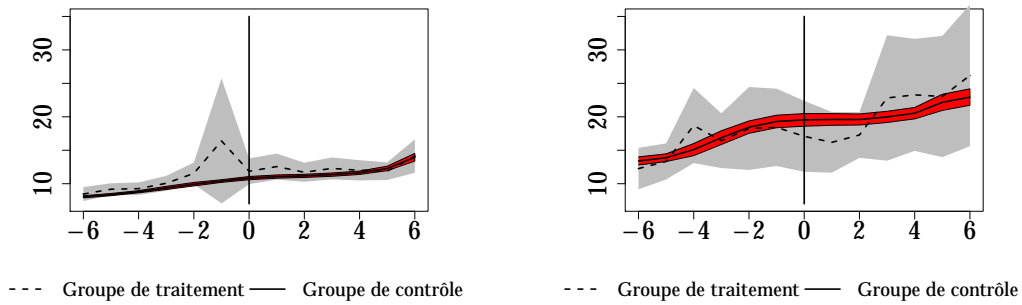


Seconde naissance pour les hommes

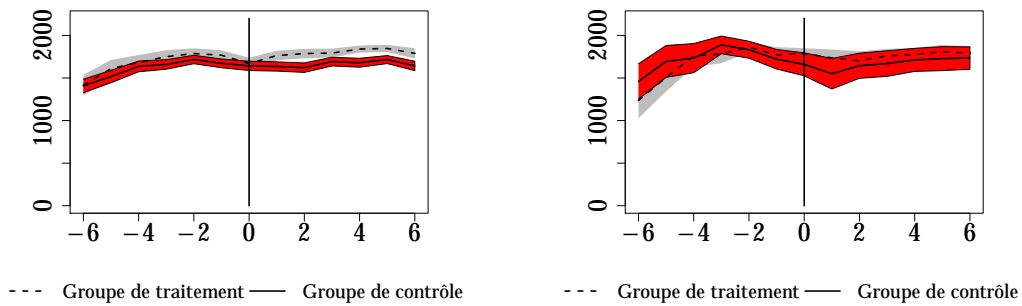
Graphique 4.28 : Salaire horaire des hommes avec congé parental court



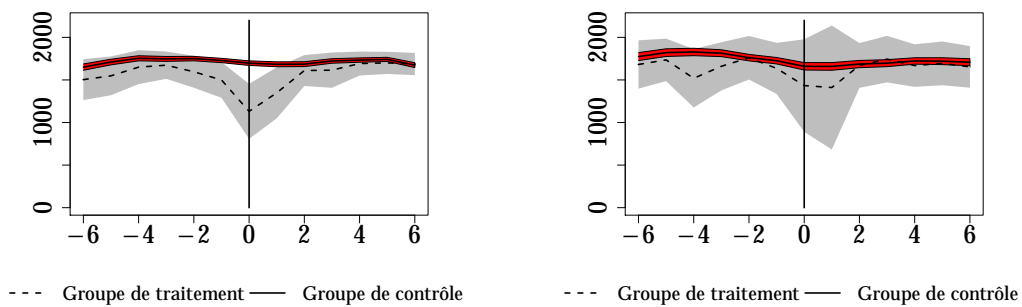
Graphique 4.29 : Salaire horaire des hommes avec congé parental long



Graphique 4.30 : Heures de travail des hommes avec congé parental court

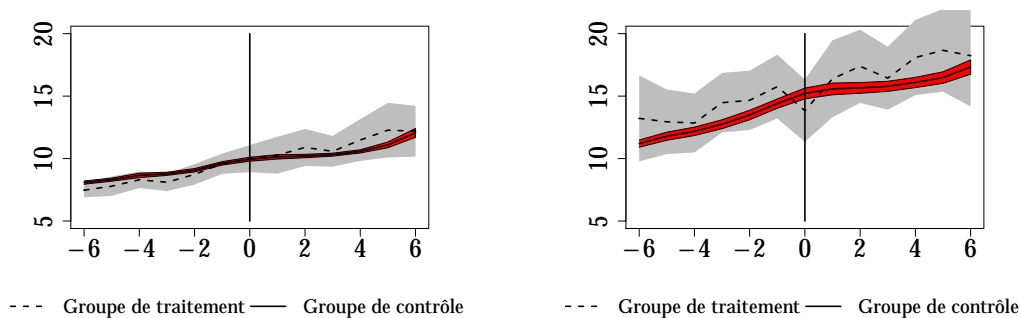


Graphique 4.31 : Heures de travail des hommes avec congé parental long

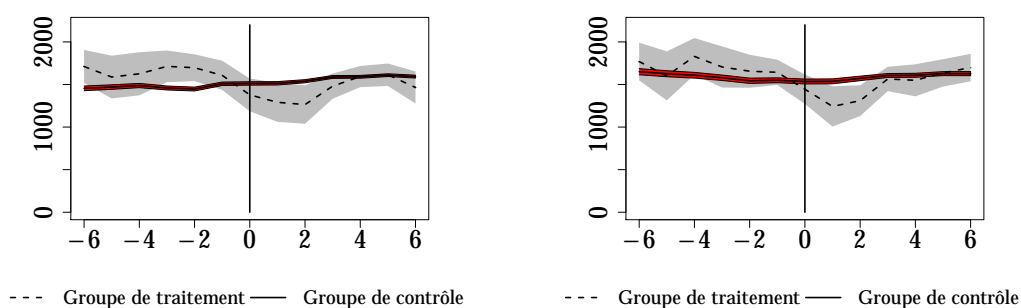


Troisième naissance pour les femmes

Graphique 4.32 : Salaire horaire des femmes avec congé parental court

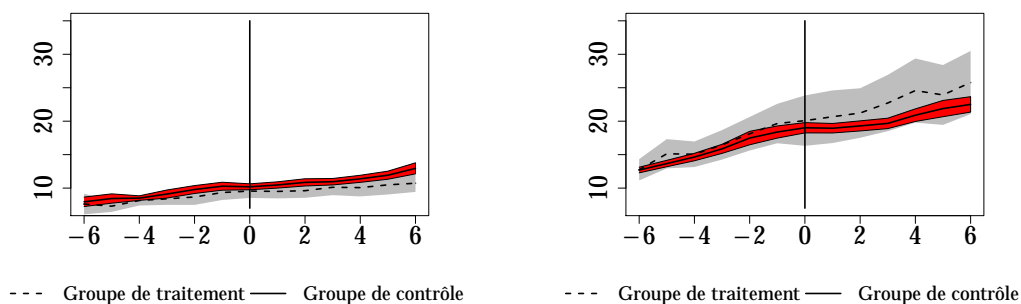


Graphique 4.33 : Heures de travail des femmes avec congé parental court

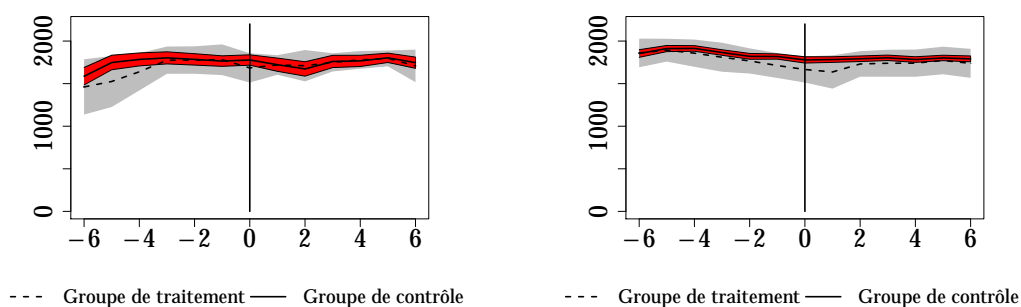


Troisième naissance pour les hommes

Graphique 4.34 : Salaire horaire des hommes avec congé parental court



Graphique 4.35 : Heures de travail des hommes avec congé parental court



Chapitre 5

Retour à l'emploi après une naissance : quels facteurs important ? ¹

5.1 Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons vu que la naissance d'un premier enfant a un impact négatif sur l'offre de travail des mères et sur le salaire des femmes éduquées ayant pris un congé post-natal long. Cependant, cette analyse n'a pas permis d'avoir des informations sur le temps que passent les femmes en dehors du marché du travail après la naissance et de quelle façon elles reviennent sur le marché du travail après cette naissance. Il semble, en effet, qu'une part non négligeable de femmes effectue des transitions professionnelles à la suite de la naissance d'un enfant. Pailhé et Solaz (2007) ont montré que 44% des femmes effectuent un changement professionnel après la naissance du premier enfant. Les chiffres d'eurostat de 2015 montrent d'ailleurs que la naissance d'un enfant réduit le taux d'emploi des femmes en France. Ainsi, il est de 76,4 % pour les femmes de 20 à 49 ans sans enfant contre 70,9 % pour les mères d'un unique enfant de moins de 6 ans. La différence dans les taux d'emploi des mères et des non-mères décroît avec le niveau d'éducation. En effet, la différence dans les taux d'emploi des mères d'un unique enfant de moins de 6 ans et des femmes sans enfant est de 17,3 points de pourcentage pour celles qui n'ont pas de diplôme contre 0,3 point de pourcentage pour celles qui ont un diplôme de l'enseignement supérieur. En parallèle, la proportion de femmes travaillant à temps partiel passe de 20,4 % pour les femmes sans enfant à 24,9 % pour celles qui ont un unique enfant de

1. Ce chapitre est en partie issu de l'article « The duration of maternity leave in France and the transitions back to the labour market : results from a competing risks model » co-écrit avec B. Rodrigues.

moins de 6 ans. Ces chiffres indiquent qu'une part importante de mères modifie ses heures de travail, passant, par exemple, du temps plein au temps partiel, d'autres peuvent également choisir de changer d'employeur pour des raisons diverses (avoir un poste qui permet de concilier plus facilement vie de famille et emploi, par exemple). La connaissance de l'impact d'une naissance sur la carrière d'une femme est importante pour comprendre les politiques publiques à mettre en place, notamment pour réduire les inégalités entre les femmes avec et sans enfants mais également les inégalités salariales et les inégalités sur les parcours professionnels entre les hommes et les femmes en France. Ce présent chapitre va donc essayer d'approfondir les connaissances sur les effets d'une naissance sur les parcours professionnels des femmes et plus particulièrement de comprendre les caractéristiques qui influencent ces parcours. Nous allons essayer pour cela de répondre à certaines questions, à savoir, quels types de femmes ont plus de chances de revenir à temps plein ? Est-ce qu'avoir un haut niveau d'éducation est corrélé avec un retour à l'emploi à temps plein et à une durée du congé maternité (incluant le congé parental) plus court ? Est-ce que l'expérience professionnelle et l'ancienneté dans l'entreprise jouent un rôle dans les transitions effectuées par les femmes ? Est-ce que le niveau de salaire est un facteur important quand les mères choisissent entre changer d'employeur ou revenir chez le même employeur ? En d'autres termes, et de façon plus générale, quand et comment les mères retournent sur le marché du travail après la naissance d'un premier enfant ?

5.2 Les transitions maternité-emploi dans la littérature

La littérature étudiant l'impact d'une naissance sur les salaires et les heures de travail des mères a été présenté dans le chapitre 4. Nous nous intéressons ici plus spécifiquement aux articles ayant étudié les transitions effectuées par les mères après une naissance. Par exemple, Leibowitz *et al.* (1992) proposent une analyse, sur données américaines, du retour des femmes sur le marché du travail après la naissance du premier enfant. En étudiant la situation des mères 3 mois et 2 ans après la naissance, l'étude montre qu'un niveau de salaire élevé, des subventions pour la garde de l'enfant importante ainsi que des revenus familiaux faibles incitent les mères à revenir rapidement sur le marché du travail. Par ailleurs, le coût (psychologique et/ou financier) de la garde de l'enfant semble impacter plus fortement les décisions d'emploi des mères 3 mois après la naissance plutôt que 2

ans après.

L'impact négatif d'une première naissance sur le taux d'emploi des mères a également été mis en avant pour de nombreux pays Européens bien que dans des amplitudes différentes. Ainsi, Gutiérrez-Domenèch (2005) a comparé la probabilité de travailler des mères après la naissance d'un premier enfant en Belgique, Allemagne de l'Ouest, Italie, Espagne et Suède. Dans ce papier, elle montre qu'en Allemagne et Italie, la probabilité des jeunes mères de retourner en emploi, sachant qu'elles étaient en emploi 12 mois avant la naissance, est plus faible que dans les autres pays étudiés. Comme Gustafsson *et al.* (1996), Gutiérrez-Domenèch (2005) trouve qu'un niveau d'éducation élevé augmente la probabilité de revenir en emploi après la naissance sauf en Suède. Les différences entre les pays européens peuvent résulter de modèles différents en termes de politiques familiales (Gustafsson *et al.*, 1996; Gutiérrez-Domenèch, 2005). La Suède, par exemple, a un système qui favorise fortement l'égalité des sexes alors que dans d'autres pays continentaux, ce sont surtout les femmes qui sont visées par les politiques familiales. De même, la générosité des aides, notamment pour le financement de la garde d'enfants varie fortement d'un pays à l'autre et contraint les mères sur leur offre de travail. Ainsi, dans certains pays, seules les mères ayant des revenus élevés (donc souvent plus éduquées) et/ou dont les conjoints ont des revenus élevés ont la possibilité de rester en emploi tout en payant des frais de garde d'enfants. D'autres aspects tels que la flexibilité du marché du travail, notamment en termes d'emplois à temps partiel offerts aux mères, ou le système de taxation du pays (système séparé ou joint pour les couples) peuvent également jouer un rôle sur le retour à l'emploi des mères dans les différents pays. Le papier de Fitzenberger *et al.* (2013), quant à lui, étudie l'effet sur l'emploi du report d'une première naissance en Allemagne. Il ne trouve, cependant, pas d'impact positif sur l'emploi du report d'une première naissance.

Saurel-Cibizolles *et al.* (1999) étudient le retour à l'emploi des mères dans l'année suivant la naissance du premier ou du second enfant pour la France, l'Italie et l'Espagne. Le retour à l'emploi un an après la naissance de l'enfant est quasiment similaire en France et en Italie et est bien supérieur qu'en Espagne. Cependant, les femmes françaises reviennent plus rapidement au travail que les mères italiennes. Malgré ces différences entre pays, résultant, en autres, de différences de législation sur le congé parental, dans chacun d'eux, les mères appartenant à une catégorie socio-professionnelle requérant des qualifications ont plus de chances de revenir sur le marché du travail et également de revenir plus rapidement. De plus, l'étude montre que la différence de salaire entre la femme et son conjoint joue en rôle

important en France et en Italie. Ainsi, les femmes ayant un salaire supérieur ou égal à celui de leur mari ont plus de chances de retourner travailler. L'étude de Saurel-Cibizolles *et al.* (1999), bien qu'intéressante notamment pour son analyse sur le cas Français, utilise cependant des données non-représentatives de la population des trois pays.

De nombreuses études s'intéressent plus spécifiquement à l'impact des politiques de congé parental sur l'emploi. Par exemple, Geyer *et al.* (2015) étudient l'impact de l'augmentation de la rémunération du congé parental accompagné de la réduction de la durée de ce congé. Cette réforme, intervenue en Allemagne en 2007, réduit le taux d'emploi des mères la première année mais l'augmente légèrement durant la deuxième année de l'enfant. Les auteurs montrent également que l'offre d'un mode de garde subventionné à l'ensemble des familles aurait un effet positif sur l'emploi des mères les deux années après la naissance. Cet effet positif ne permettrait pas, cependant, de compenser l'effet négatif de la réforme du congé parental pendant l'année suivant la naissance. Dans le même domaine, Asai (2015) a étudié l'impact d'une augmentation de la rémunération du congé parental sur l'emploi des mères au Japon, pays où la spécialisation des hommes et des femmes est encore très marquée et où les heures de travail sont peu flexibles. Parmi les études ayant analysé l'impact de réformes du congé parental nous pouvons également citer Schönberg et Ludsteck (2014) pour l'Allemagne, Lalive et Zweimüller (2009) et Lalive *et al.* (2014) pour l'Autriche ainsi que Joseph *et al.* (2013) pour la France. Cette dernière montre que la réforme du CLCA en 2004, introduisant un congé parental rémunéré dès la première naissance, a augmenté la proportion de nouvelles mères qui ont pris un congé parental. Cependant, prendre ce congé à temps partiel ou à temps plein n'a pas le même effet sur les salaires et la participation des mères au marché du travail.² Ainsi, un congé parental à temps partiel aurait un effet négatif sur le salaire des mères contrairement au congé parental à plein temps. Une des raisons invoquées serait que les mères bénéficiant du congé parental à temps partiel continueraient à travailler à ce rythme après la fin du congé parental.

La littérature sur l'impact d'une naissance s'est principalement concentrée, en France, sur l'effet d'avoir un ou plusieurs enfants sur le salaire et les heures travaillées des mères et des pères (Davies et Pierre, 2005; Meurs *et al.*, 2010; Wilner, 2016; Duguet *et al.*, 2015) ou sur l'effet de réformes du congé parental sur l'emploi (Piketty, 2005; Lequien, 2012a,b; Joseph *et al.*, 2013).³ Peu d'études, en France, se sont intéressées spécifiquement aux transitions professionnelles réalisées

2. Pour un rappel sur la réforme du CLCA, voir le chapitre 4.

3. Se référer à la section 4.2 du chapitre 4 pour plus de détails sur cette littérature.

par les mères. Est-ce que la mère est revenue travailler à temps partiel ? Au bout de combien de temps ? Chez le même employeur ? Quels sont les déterminants de ces choix ? Pour la France, les seuls articles, à notre connaissance, ayant étudié, en détails, les transitions professionnelles liées à une naissance, ainsi que leurs déterminants, sont ceux de Pailhé et Solaz (2007) et de Domingo et Marc (2012). Le premier met en évidence que 22 % des femmes effectuent une transition professionnelle liée à la naissance d'un premier enfant contre 5 % des hommes. Les transitions des hommes sont principalement des transitions vers plus de responsabilités ou sans modifications d'activité alors que chez les femmes, c'est principalement vers une réduction du temps de travail (sortie, baisse du temps de travail ou responsabilités réduites). Le modèle du « Monsieur gagne-pain » (*male-breadwinner*) semble donc toujours d'actualité. Pailhé et Solaz (2007) montrent également que les mères les plus jeunes et les mères les moins diplômées ont plus de chance de quitter le marché du travail après une naissance, les plus diplômées préférant une réduction du temps de travail. De même, travailler dans le secteur public favorise le recours au temps partiel. Hormis si la mère est la seule apporteuse de ressources dans le ménage, les caractéristiques du conjoint ne jouent qu'un rôle marginal sur les ajustements post-naissances. Par contre, le parcours professionnel de la mère semble influencer les transitions réalisées par la fille. Ainsi, une femme dont la mère n'a jamais quitté le marché du travail après une naissance va avoir tendance à connaître moins souvent une transition entraînant une baisse de l'activité professionnelle.

Domingo et Marc (2012) étudient comment une sortie ou une réduction du temps de travail impacte les trajectoires professionnelles des femmes jusqu'à 12 ans après la naissance du dernier enfant. Parmi les trajectoires étudiées se trouvent les changements d'employeurs ou de postes. Cette étude montre l'importance des caractéristiques démographiques et des conditions du dernier emploi sur la situation d'emploi des femmes après la naissance. Ainsi, les mères jeunes, peu diplômées ou qui avaient un travail précaire avant la naissance sont plus susceptibles de s'arrêter. Les femmes diplômées, travaillant dans des grandes entreprises ou dans la fonction publique sont, par contre, plus susceptibles de passer du temps plein au temps partiel. Le salaire et les perspectives de carrière semblent également jouer un rôle dans l'interruption ou la réduction de l'activité professionnelle. Le temps partiel va être privilégié par les femmes qui ont des perspectives de carrière intéressantes. Les femmes ayant interrompu leur carrière, même entre 1 et 3 ans, sont, à moyen terme, plus souvent en CDD ou à temps partiel que les femmes ne s'étant pas arrêtées. Les auteures montrent ensuite l'impact de ces variables sur l'emploi 12 ans après la naissance du dernier enfant.

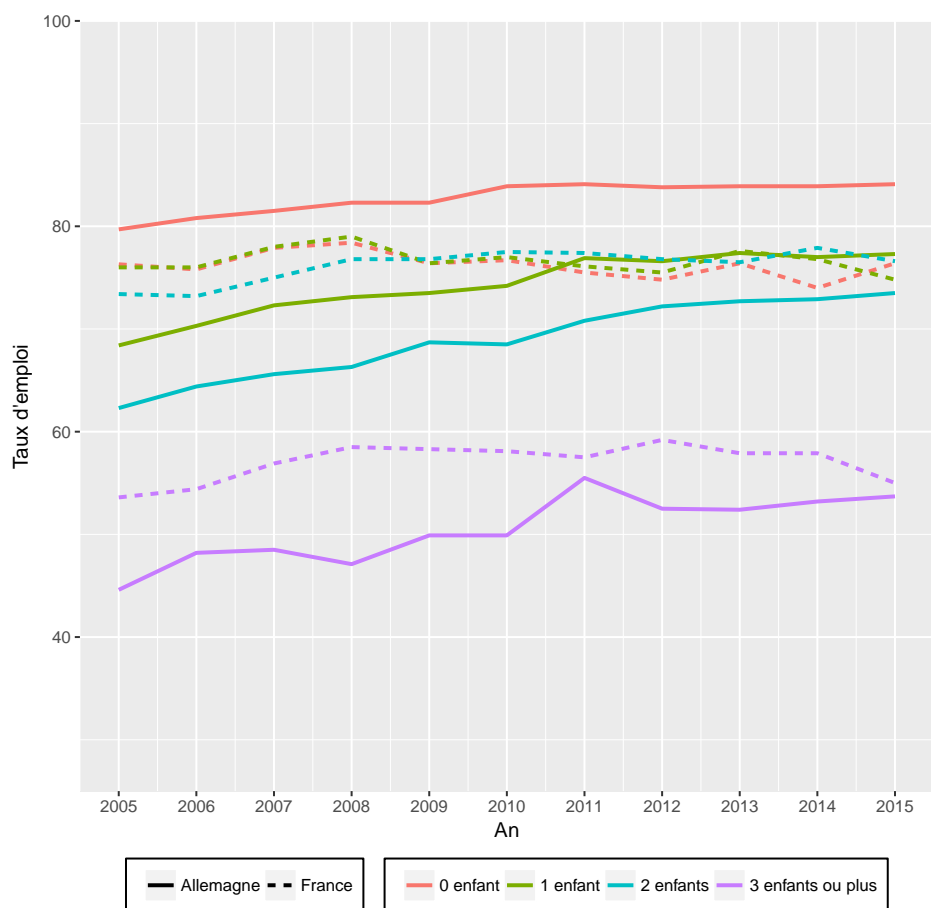
Elles trouvent un effet protecteur du congé parental sur l'emploi des femmes, cependant, une sortie longue a un effet négatif sur l'emploi et sur la qualité de l'emploi occupé 12 ans après la naissance. Ainsi, l'attribution d'un congé parental uniquement pour les femmes intégrées durablement dans l'emploi accentue le dualisme sur le marché du travail entre les mères intégrées dans l'emploi et celles qui sont dans des situations plus précaires.

Bien que peu développés pour la France, quelques papiers s'intéressent spécifiquement à la durée du congé maternité/parental et son lien avec la manière dont les mères retournent au travail pour l'Allemagne. L'avantage des papiers, ci-dessous, est que, contrairement à la majorité des articles dans ce domaine, ils étudient la probabilité de revenir à l'emploi en temps continu et non pas à un moment particulier du temps. Ainsi l'article de Fitzenberger *et al.* (2016) montre, en exploitant des données d'une grande entreprise allemande du domaine financier, que la naissance d'un premier enfant est source d'une grande incertitude pour les entreprises. En effet, une part importante de mères ne reviennent pas travailler après cette naissance même parmi les femmes les plus investies dans leur carrière. Par contre, les femmes travaillant à temps partiel durant le congé parental semblent plus enclines à retravailler à la fin de ce congé. Le papier de Arntz *et al.* (2017), utilisant un modèle de risques concurrents et des données allemandes couvrant les années 1985 à 2005, étudie le comportement de retour à l'emploi des mères. Les résultats de l'étude montrent que le comportement d'offre de travail des mères a évolué sur les dernières décennies et que la législation sur le congé parental y est pour quelque chose. Les auteurs ont également évalué l'effet de différentes variables sur le retour à l'emploi, outre les variables traditionnelles sur les caractéristiques individuelles des mères, des informations sur le nombre de places en établissement d'accueil des jeunes enfants ou les caractéristiques de l'entreprise et de l'emploi exercé sont également intégrées. La prise en compte des caractéristiques de l'entreprise est importante, car celle-ci supporte un coût qui peut varier en fonction de la structure de l'entreprise et donc également jouer sur le comportement des mères.⁴ Arntz *et al.* (2017) trouvent que le salaire perçu avant la naissance va augmenter la probabilité d'une mère de revenir travailler chez le même employeur contrairement aux mères moins bien rémunérées qui auront tendance à changer d'entreprise. L'ancienneté dans l'entreprise, considérée comme un indicateur du bon appariement entre l'employé et l'employeur, augmente la probabilité des mères de revenir chez ce même employeur et réduit, au contraire, la probabilité de changer d'employeur. Les femmes travaillant dans de petites entreprises auront tendance à quitter le marché du travail, ces dernières ayant

4. Voir Alewell et Pull (2002) décrit en section 4.2 du chapitre 4.

plus de difficultés à proposer des postes compatibles avec la vie de famille. Enfin, le taux de chômage local augmente la probabilité des mères de revenir chez le même employeur. Au final, il semble que les employeurs peuvent influencer la probabilité des mères de retourner travailler à temps partiel alors que ce serait plutôt la législation qui jouerait un rôle important sur le retour à l'emploi à temps plein.

Graphique 5.1 : Taux d'emploi des femmes en France et en Allemagne

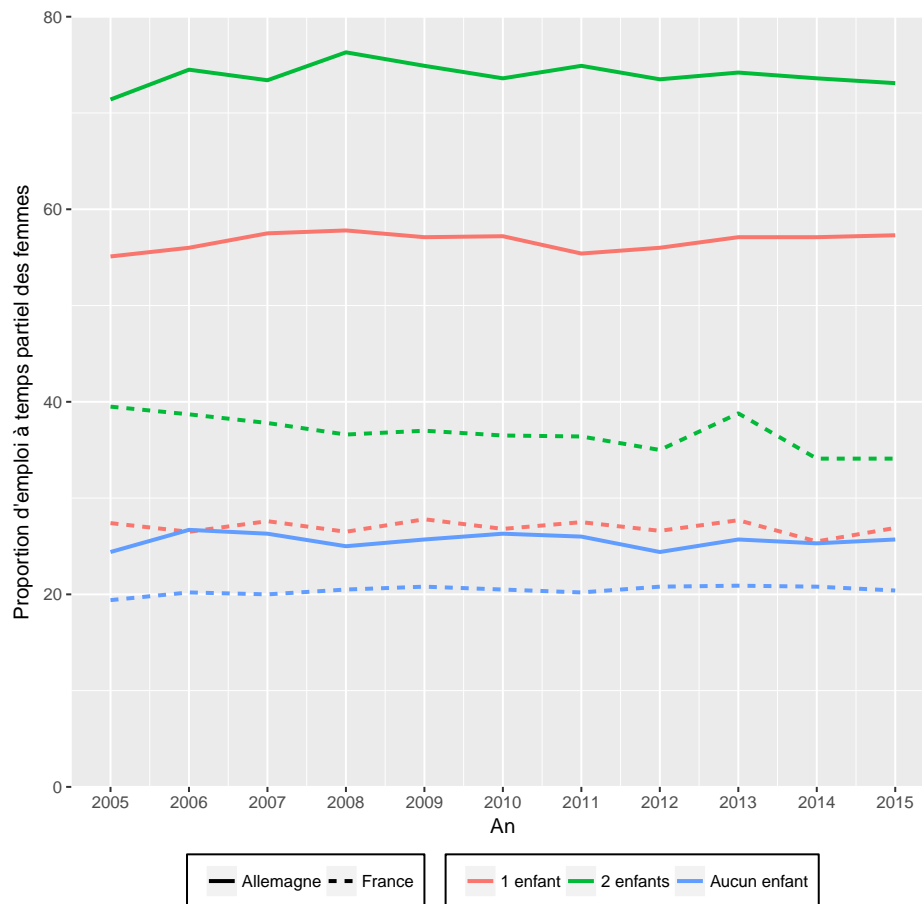


Source : Eurostat

Les résultats de Arntz *et al.* (2017) ne sont, cependant, pas généralisables au cas français. Les comportements de fécondité et d'offre de travail sont très différents dans les deux pays. En effet, le taux de fécondité s'élève à 1,47 en Allemagne en 2014 contre 2,01 en France. De plus, l'emploi des femmes semble plus impacté en Allemagne qu'en France. Sur le graphique 5.1, nous observons un taux d'emploi des femmes sans enfants plus élevé en Allemagne qu'en France, cependant, la situation s'inverse pour les femmes avec enfants (même si la situation semble s'estomper sur les dernières années). La part de femmes salariées travaillant à temps partiel est plus élevée en Allemagne qu'en France et la différence entre les deux pays s'accroît avec le nombre d'enfants (voir graphique 5.2). Enfin, la

législation en terme de congé parental n'est pas la même dans les deux pays. En Allemagne, depuis 2007, la rémunération du congé parental dépend des salaires antérieurs alors que ce n'est pas le cas en France et la durée du congé parental rémunéré est d'un an pour les mères d'un enfant en Allemagne contre 6 mois en France (voir section 4.3 du chapitre 4).

Graphique 5.2 : Proportion de femmes à temps partiel parmi les femmes employées en France et Allemagne



Source : Eurostat

Nous allons donc étendre l'étude de Arntz *et al.* (2017) au cas français en utilisant les données administratives DADS-EDP. Nous nous pencherons sur les deux aspects suivants : la durée du congé post-natal pris par les mères et la façon dont elles reviennent sur le marché du travail. Contrairement à la plupart des études sur la France, nous allons prendre en compte, non seulement les modifications du temps de travail, mais également les modifications d'employeurs. Comme nous étudions la probabilité de retour à différents types d'emplois en temps continu, nous allons, comme Arntz *et al.* (2017), utiliser un modèle à risques concurrents.

5.3 Analyse empirique du retour à l'emploi après une première naissance

5.3.1 Présentation des données

Les données utilisées dans ce chapitre sont également issues du panel DADS-EDP.⁵ La préparation de la base de données est donc identique à celle présentée dans le chapitre précédent. Cependant, quelques ajustements ont été nécessaires concernant nos variables d'intérêt, à savoir, la transition professionnelle effectuée par la mère à la suite de la naissance et la durée du congé post-natal. Cette dernière représente le nombre de jours entre la naissance de l'enfant et le retour de la mère en entreprise. Cette définition est assez large et inclut les éventuelles périodes de congé parental ou d'inactivité prises à la suite du congé maternité.

Concernant les transitions, nous observons l'identifiant de l'entreprise et la quotité de travail de chaque femme l'année civile précédant la naissance. Nous comparons ces valeurs avec l'identifiant de l'entreprise et la quotité de travail l'année civile après la naissance.⁶ Ces informations nous permettent de mesurer les transitions effectuées vers un autre employeur et vers une autre quotité de travail. Nous en déduisons 4 transitions possibles :

- retour à temps plein chez le même employeur ;
- retour à temps plein chez un autre employeur ;
- retour à temps partiel chez le même employeur ;
- retour à temps partiel chez un autre employeur.

Contrairement à Arntz *et al.* (2017), nous n'avons pas intégré les femmes qui ont un deuxième enfant directement sans retourner en entreprise entre temps car nous n'avons qu'un nombre restreint de femmes dans cette situation dans l'échantillon que nous avons sélectionné (84 femmes uniquement).⁷ De plus, pour certaines femmes nous n'observons aucune transition, soit parce que la fenêtre d'observation est trop restreinte (l'étude s'arrête en 2010, les femmes ayant eut des enfants peu de temps avant n'ont pas encore eut le temps de revenir en entreprise) soit car ces femmes ont effectué une transition vers un autre état (partie travailler à

5. Ces données sont décrites dans la section 4.4.1.

6. La quotité de travail est définie par la variable *CE* du fichier DADS-EDP dont nous utilisons les 2 modalités suivantes : (1) Temps complet et (2) Temps partiel.

7. Nous verrons par la suite que nous avons restreint notre échantillon aux femmes bien intégrées sur le marché du travail avant la naissance, pouvant expliquer ce nombre très faible de femmes ayant directement un deuxième enfant.

l'étranger, décédée, ne revient jamais travailler...). Il n'est, cependant, pas possible de savoir dans quel cas se situent les femmes pour lesquelles nous n'observons aucune transition, nous considérons, par conséquent, ces observations comme censurées. Il est également important de noter que les femmes retournant chez le même employeur à temps partiel peuvent le faire dans le cadre d'un congé parental à temps partiel. Nous nous intéressons, dans le cadre de cette étude, à la durée de sortie du marché en travail, le retour à temps partiel dans le cadre d'un congé parental est donc également considéré comme un retour à l'emploi.

La durée du congé post-natal est calculée à l'aide de deux algorithmes différents :

1. Pour une partie des cas, la date de début et de fin de période de paie est observée ainsi que la date de naissance de l'enfant. Il est alors possible de calculer la durée du congé post-natal en effectuant le calcul suivant :

jour du début de la période de paie suivant la naissance – jour de naissance de l'enfant

2. Pour d'autres, nous n'observons pas de rupture de la durée de paie aux alentours de la naissance de l'enfant. Ces femmes peuvent être toujours incluses dans le logiciel de paie de l'entreprise bien qu'en congé de maternité. Pour ces femmes nous avons donc calculé une approximation de la durée du congé post-natal. Nous utilisons, pour ce faire, les informations disponibles pour l'année civile précédant la naissance. Nous mesurons le nombre d'heures de travail journalières l'année civile précédant la naissance ainsi que le nombre d'heures journalières effectuées sur la période de paie recouvrant la date de naissance de l'enfant. La différence de jours de travail sur ces deux périodes est attribuée au congé de maternité-parental.⁸ Puis, nous soustrayons 42 jours (correspondant à la durée légale du congé pré-maternité) afin d'obtenir la durée du congé post-natal. Pour confirmer les résultats ou en cas de données manquantes, nous avons fait le même calcul mais avec le salaire horaire. Nous avons donc émis l'hypothèse simplificatrice que le salaire horaire de la mère n'a pas augmenté entre l'année précédent la naissance et l'année de naissance. Pour finir, pour les femmes ayant une sortie enregistrée dans les 70 jours suivants la naissance (durée légale du congé post-maternité), nous incluons également la durée de cette sortie au congé post-natal précédemment calculé.

Quelques modifications ont été nécessaires pour certaines variables de contrôle. Concernant les caractéristiques individuelles des mères, outre l'âge, nous avons

8. À noter que l'ensemble des femmes de l'échantillon sélectionné ont travaillé à temps plein pendant l'année civile précédant la naissance, et ce, sur toute l'année (voir section 5.3.2).

créée une variable dichotomique prenant la valeur 1 si la femme est ou a été mariée avant la naissance de l'enfant. N'ayant des informations uniquement sur la date du mariage, il n'est pas possible de savoir si la femme vit en couple sans être mariée. Nous avons également ajouté une indicatrice concernant la région d'habitation. Nous avons distingué la région parisienne de la province afin de prendre en compte la dynamique et la forte concentration des emplois à Paris et dans ces alentours. Nous avons mesuré la productivité individuelle des femmes à l'aide de différentes mesures. Tout d'abord, nos données souffrent de nombreuses observations manquantes pour le niveau d'éducation, nous avons préféré utiliser la catégorie socio-professionnelle qui est révélatrice du niveau de qualification ainsi que le niveau salaire. Nous avons également calculé l'expérience et l'ancienneté dans l'entreprise accumulé par les femmes au 1^{er} janvier de l'année de naissance de l'enfant. Nous avons créé une variable binaire reflétant la présence d'une période d'emploi à temps partiel pendant la carrière précédant la naissance de l'enfant. Ces différents éléments permettent de capturer également les différences de productivité et la qualité des appariement employé-employeur sur le marché du travail.

Pour mesurer la conciliation entre vie familiale et professionnelle nous avons créé une variable *distance entre les lieux de résidence et de travail*. Pour ce faire, nous avons utilisé les coordonnées géographiques de chaque municipalité fournie par l'INSEE. Il s'agit donc d'une distance à vol d'oiseau entre la ville de résidence et la ville de travail et permet de créer une approximation du temps de déplacement domicile-travail. Il s'agit bien sûr d'une mesure imparfaite étant donné qu'il est tout à fait possible d'habiter près de son lieu de travail mais d'avoir un temps de transport conséquent, par exemple, si l'on réside dans une zone dense en trafic. Nous avons également défini une variable discrète pour la taille de l'entreprise dans laquelle la mère travaillait avant la naissance. Nous avons défini 3 tailles, entre 0 et 10 salariés, entre 11 et 49 salariés et 50 salariés et plus. Nous avons choisi ce découpage afin de prendre en compte que la législation française impose l'élection de délégués du personnel dans les entreprises de plus de 10 salariés et la mise en place de comités d'entreprises dans les entreprises d'au moins 50 salariés. Ces différents organes peuvent négocier avec les employeurs des règles sur les conditions de travail ou sur la protection sociale des salariés de l'entreprise. Ainsi, ces organes peuvent notamment négocier des durées de congé maternité/parental ou de retour à l'emploi plus avantageuses que celles définies par la loi. Le secteur d'activité, peut également jouer un rôle sur la conciliation entre la vie familiale et professionnelle par le biais des conventions de branche applicable à l'ensemble des entreprises d'un même secteur d'activité. Ces accords peuvent ainsi compléter les dispositions législatives sur les congés maternités et parentaux.

Nous n'avons pas négligé l'aspect légal et les changements institutionnels ayant eu lieu pendant la durée de notre panel. Ainsi nous avons créé une indicatrice prenant la valeur 0 si la naissance a lieu entre 1995 et 2003 et la valeur 1 si cette naissance a lieu entre 2004 et 2010. Nous souhaitons, à l'aide de cette variable, capter le changement institutionnel que représente la mise en place du CLCA en 2004. Cette réforme, présentée dans la section 4.3 du chapitre 4, permet désormais aux parents d'un enfant d'obtenir un congé parental rémunéré pour une durée de 6 mois. Le CLCA introduit en 2004 n'est pas pour autant ouvert à l'ensemble des mères. En effet, il faut avoir cotisé durant au moins 8 trimestres (soit au moins 200 heures payées au SMIC par trimestre) sur les 2 dernières années pour pouvoir l'obtenir. Une indicatrice pour l'éligibilité aux CLCA est donc incluse.

Des données externes ont également été utilisées comme le taux de croissance du PIB pour chaque année (données Banque Mondiale) et le taux de chômage départemental pour chaque année (données INSEE). Ces deux variables vont nous permettre de contrôler l'environnement économique.

Nos données souffrent, cependant, de deux limites. Tout d'abord, nous n'avons pas d'informations sur le nombre de places disponibles dans les services de garde d'enfants au niveau local pour l'ensemble des années de notre panel. Enfin, comme Arntz *et al.* (2017), nous n'avons pas d'informations au niveau du ménage à part une éventuelle date de mariage. Nous ne pouvons donc pas prendre en compte avec cette base de données, l'impact que pourrait avoir le revenu ou l'activité du conjoint sur le choix de la durée du congé post-natal des mères.

5.3.2 Analyse descriptive

Notre échantillon est composé de femmes, résidant en France métropolitaine, ayant donné naissance à un premier enfant entre 1995 et 2010 et qui ont travaillé à temps plein au moins 12 mois dans la même entreprise l'année civile précédant la naissance. Cette dernière condition permet d'obtenir un échantillon relativement homogène de femmes en termes d'attachement au marché de travail et également de se limiter aux femmes ayant le droit au congé parental d'éducation (pour avoir droit au congé parental d'éducation d'une durée d'un an, la mère doit cumuler au moins 1 an d'ancienneté dans l'entreprise).⁹

9. Cette condition diffère de la condition pour obtenir la CLCA, voir section 4.3 du chapitre 4.

Nous avons également supprimé les femmes travaillant dans le secteur public (la comptabilité des heures de travail dans le secteur public ne permet pas d'avoir de calculer de façon adéquate la durée de congé maternité/parental). Nous avons exclu les femmes dont les informations relatives à l'année civile précédant la naissance semblent erronées. En effet, nous étudions les femmes ayant travaillé à temps plein toute l'année, les femmes ayant moins de 1600 heures de travail salariées ou celles qui ont un salaire horaire inférieur à 6 euros sont exclues. Les mères dont les variables utilisées dans cette étude sont manquantes (catégorie socio-professionnelle, lieu de résidence...) sont également évincées. Nous supprimons aussi de l'échantillon les mères dont la durée du congé post-natal approximé est de 0 jour (1060 femmes concernées), nous pensons que cette situation peut survenir dans les entreprises ayant mis en place le maintien intégral du salaire pour les mères en congé maternité, nous empêchant d'approximer correctement le congé post-natal car nous n'observons pas de réduction de temps de travail ou de salaire l'année de la naissance.¹⁰ Enfin, comme pour une partie de l'échantillon nous approximations la durée du congé post-natal avec les informations disponibles pour l'année civile précédant la naissance, nous excluons les femmes ayant eu un enfant dans les 42 premiers jours de l'année (770 femmes concernées). En effet, ces femmes sont susceptibles d'avoir commencé leur congé l'année civile précédente la naissance, elles ont donc déjà une réduction du temps de travail ou de rémunération qui peut impacter l'approximation effectuée pour la durée du congé post-natal. Au final, l'échantillon est composé de 8 467 mères.

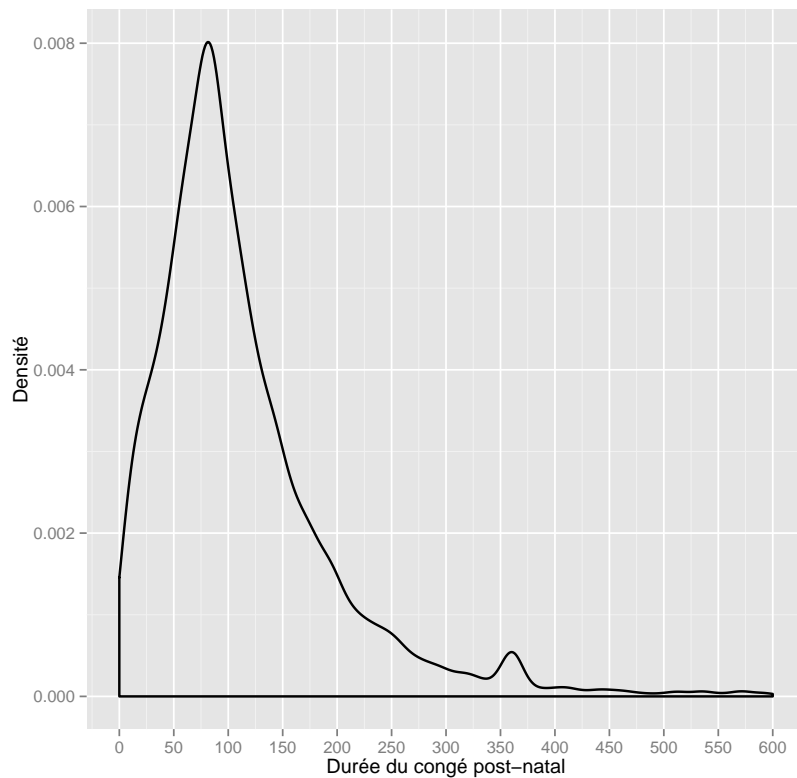
Le tableau 5.1 représente l'âge des mères de l'échantillon à la naissance du premier enfant. L'âge moyen est de 29,6 ans ce qui est supérieur au 28,5 ans fourni par l'INSEE pour l'année 2015. L'âge moyen a varié sur la période 1989-2010 entre 25,9 et 28 ans et près de 42 % des enfants nés (en rang 1, 2 ou 3) en 2010 ont une mère âgée de 27 à 32 ans (Volant, 2017). Dans notre échantillon il s'agit de 50 %. Cet écart peut s'expliquer par la présence dans notre échantillon uniquement de femmes insérées relativement durablement dans l'emploi. Nous avons donc des femmes qui sont en emploi à temps plein depuis au moins 1 an dans une même entreprise, ces caractéristiques peuvent ne pas concerner les femmes (mères) les plus jeunes, ce qui décale notre distribution des âges vers la droite.

10. Nous n'avons pas trouvé de caractéristiques particulières associées à la mauvaise approximation du congé post-natal. Cela semble être indépendant du secteur d'activité de l'entreprise ou des catégories socio-professionnelles.

Tableau 5.1 : Âge de la mère à la naissance du premier enfant

	Min	1 ^{er} quartile	Médiane	Moyenne	3 ^{eme} quartile	Max
Âge	19,0	27,0	29,0	29,7	32,0	46,0

Graphique 5.3 : Distribution de la durée du congé post-natal en jours



Le graphique 5.3 expose la distribution du congé post-natal (les femmes censurées ne sont, par conséquent, pas comptabilisées dans ce graphique). Le mode de cette distribution est un peu plus que 85 jours, ce qui est un peu plus long que le congé post-maternité légal qui est de seulement 70 jours. Il semblerait donc qu'une partie des mères prenne un congé parental suite à la naissance de l'enfant. Cependant, un an après la naissance de l'enfant, très peu de femmes sont encore en congé parental à temps plein. Une partie des femmes revenant chez le même employeur à temps partiel peuvent le faire dans le cadre d'un congé parental à temps partiel, nous sous-estimons donc le nombre de femmes ayant recours au congé parental puisque dans le cadre de cette étude on considère les femmes en congé parental à temps partiel comme de retour à l'emploi à temps partiel.

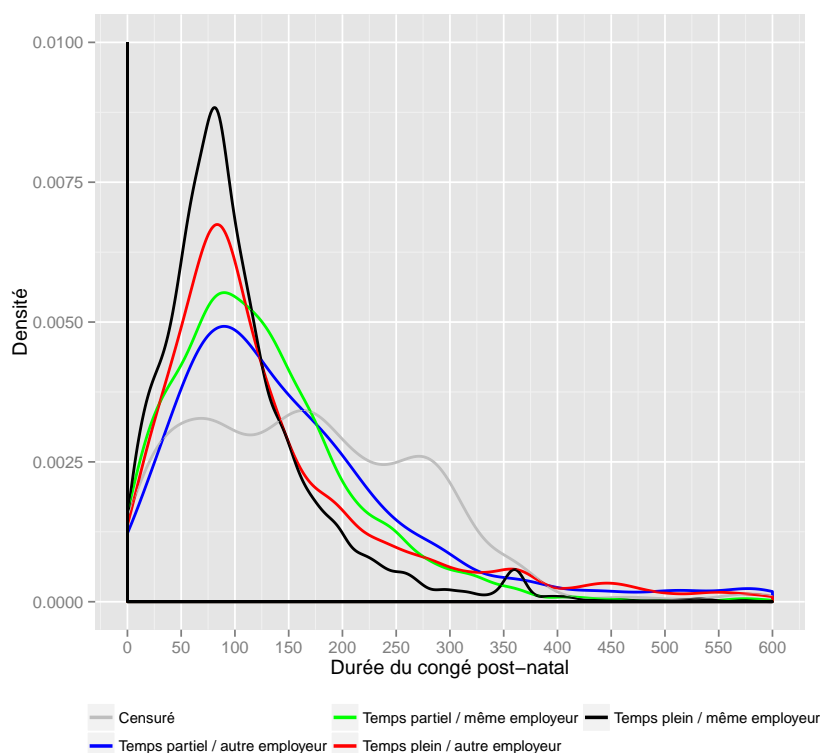
Avec le tableau 5.4, nous remarquons que 57,8 % des mères de l'échantillon retournent à temps plein chez le même employeur après le congé post-natal. La

proportion de femmes changeant d'employeur est relativement faible (11,7 % pour du temps plein et 4,1 % pour du temps partiel). Plus d'une femme sur 10 retournent travailler à temps partiel après le congé post-natal. Enfin, 13,1 % des mères sont censurées à droite à la fin des données, c'est-à-dire au 1^{er} janvier 2011, c'est-à-dire, que nous n'observons pas de retour à l'emploi pour ces femmes pendant la période d'observation. Cette censure est due à la structure de la base de données.

Graphique 5.4 : Taille et fréquence des transitions

	nombre	fréquence
Temps plein chez le même employeur	4892	57,8
Temps plein chez un autre employeur	990	11,7
Temps partiel chez le même employeur	1127	13,3
Temps partiel chez un autre employeur	347	4,1
Censurée	1111	13,1
Total	8467	100,0

Graphique 5.5 : Distribution de la durée du congé post-natal en fonction de la transition effectuée, en jours



Graphique 5.6 : Caractéristiques des mères en fonction de la transition réalisée

	Temps plein chez le même employeur	Temps plein chez un autre employeur	Temps partiel chez le même employeur	Temps partiel chez un autre employeur
Durée du congé post-natal (jours)	106,9 (95,8)	166,6 (198,8)	132,0 (112,3)	225,1 (322,1)
Âge	29,7 (4,0)	29,0 (3,9)	30,6 (4,3)	29,4 (4,3)
Ancienneté (jours)	1155,4 (811,4)	976,7 (730,3)	1218,2 (879,1)	1030,9 (770,6)
Expérience (jours)	2064,3 (1209,9)	1898,5 (1162,1)	2196,2 (1322,2)	1969,1 (1286,4)
Salaire annuel t-1	20121,4 (8411,7)	19494,9 (8158,2)	19516,7 (8037,9)	17669,2 (6026,7)
Temps partiel dans le passé (%)	59,7	61,2	61,8	61,1
Mariée (%)	39,7	40,0	36,7	39,1
Ile de France (%)	26,5	32,0	26,1	27,7
Post-réforme CLCA	60,1	53,4	59,4	44,7
Catégorie socio-prof. (%)				
Cadres	12,1	11,4	11,8	11,2
Professions Intermédiaires	33,9	33,7	31,1	24,8
Employées	45,6	46,3	48,4	55,6
Ouvrières	8,4	8,6	8,8	8,4
Secteur d'activité (%)				
Industrie	18,8	15,5	16,6	15,9
Construction	1,7	1,6	1,7	2,0
Commerce	22,3	24,6	23,2	28,0
Service	57,2	58,3	58,5	54,2
Taille de l'établissement (%)				
≤10	17,6	22,3	17,4	27,4
>11 et <50	19,9	21,6	17,9	21,3
≥50	62,4	56,1	64,7	51,3

Pour les variables continues, les écart-types sont donnés entre parenthèses.

Les variables relatives à l'entreprise concernent l'entreprise précédant la naissance.

Le tableau 5.6 expose pour chaque transition certaines caractéristiques des mères. On observe tout d'abord la durée du congé post-natal. Celui-ci est plus court pour celles qui reviennent à temps plein chez le même employeur. Les écarts types sont cependant élevés ce qui traduit une assez grande dispersion des durées au sein des différentes transitions comme l'illustre également le graphique 5.5. L'âge moyen des mères semble relativement similaire dans chacun des groupes de transition, les mères retournant chez le même employeur sont, cependant, légèrement plus âgées. Ces femmes sont également celles qui ont une expérience professionnelle et une ancienneté plus importante reflétant un plus grand attachement à l'entreprise de leur part. Ce type de comportement est également avantageux pour les employeurs

pour qui il est coûteux d'embaucher de nouveaux salariés notamment en terme de capital humain spécifique à l'entreprise. Les femmes ayant moins d'expérience hésitent peut-être moins à changer d'employeur afin de trouver des emplois plus *family friendly* et notamment des emplois plus facilement conciliables avec le temps partiel. Les mères ayant les meilleures rémunérations sont également celles qui reviennent à temps plein chez le même employeur. La recherche d'un nouvel emploi est coûteuse en termes de temps mais également en termes de risques. L'enjeu étant de retrouver un emploi offrant une rémunération satisfaisante pour le travailleur, donc généralement au moins égale à celle perçue dans l'entreprise précédant la naissance. Les femmes avec un meilleur salaire auraient également tendance à ne pas revenir à temps partiel sur le marché du travail. La perte de salaire qu'il en résulterait serait trop importante. Même les femmes avec un bon salaire qui peuvent bénéficier de la CLCA ne vont pas forcément être tentées d'avoir recours à ce dispositif, même à temps partiel, car les montants forfaitaires de l'allocation sont relativement faibles et cela représenterait un coût financier élevé pour les mères bien rémunérées et qui font généralement partie des catégories les plus éduquées.

Environ 60% des mères déclarent avoir connu une période de travail à temps partiel dans le passé. Cette proportion est légèrement plus faible chez les mères revenant à temps plein. La proportion de femmes vivant en région parisienne est plus importante chez les femmes qui changent d'employeur. Ceci peut traduire le fait qu'il y a plus d'opportunités d'emploi dans cette région ce qui facilite la mobilité professionnelle des travailleurs. Parmi les femmes revenant chez le même employeur, près de 60% ont eu leur enfant après la réforme du CLCA en 2004 (voir section 4.3 du chapitre 4) contre environ 50 % chez les femmes qui changent d'employeur. Il est possible que cette réforme ait impactée le comportement d'offre des mères et aussi possiblement l'attitude des employeurs vis à vis des mères.

Les mères sont peu nombreuses dans les postes d'ouvriers, par contre, près de la moitié des mères sont employées. La proportion d'employées est, cependant, plus élevée chez les femmes qui changent d'employeur et travaillent à temps partiel (55,6% contre moins de 48,4 % dans les autres transitions). Ceci à l'opposé des femmes appartenant à la catégories des professions intermédiaires (24,8 % à temps partiel chez un autre employeur contre plus de 31,1 % dans les autres groupes de femmes). Concernant les secteurs d'activité, nous remarquons que le secteur de la construction est fortement sous-représenté dans notre échantillon. C'est un secteur d'activité très peu féminisé. La grande majorité des mères travaillent dans le secteur des services. Parmi les femmes retournant à temps partiel chez un autre

employeur, la proportion de femmes issues du secteur du commerce est plus élevée que pour les autres transitions, et c'est l'inverse pour le secteur des services. Enfin, la taille de l'entreprise dans laquelle travaille la femme avant la naissance de l'enfant semble jouer un rôle. Aussi, les femmes travaillant dans de grands établissements sont proportionnellement plus nombreuses parmi les femmes revenant chez le même employeur (62,4 % revenant chez ce même employeur à temps plein et 64,7 % à temps partiel contre respectivement 56,1 % et 51,3 % parmi les femmes qui changent d'employeur). Les grandes entreprises offrent certainement plus de possibilités pour les mères d'occuper leur emplois à temps partiel ou au moins plus de flexibilité dans les horaires de travail que ne peuvent le faire les petites entreprises qui sont bien moins flexibles en termes de ressources humaines. L'existence de comités d'entreprise ou au moins de représentants du personnel peut aussi favoriser des situations plus *family-friendly* dans les plus grandes entreprises.

Les statistiques descriptives nous donnent déjà quelques indications sur la relation entre les variables explicatives et le retour à l'emploi. Ainsi, l'ancienneté augmenterait la probabilité des mères de revenir chez le même employeur à temps plein et de revenir également plus rapidement. Plus la durée du congé post-natal est longue, moins une mère a de chance de revenir chez le même employeur. D'autres variables telles que la catégorie socio-professionnelle, la taille de l'entreprise ainsi que le lieu de résidence, semblent également impacter la façon dont les femmes retournent à l'emploi. Pour tester nos hypothèses et mettre en évidence ces relations, nous allons estimer un modèle à risques concurrents.

5.3.3 Méthodologie économétrique

La variable d'intérêt étant la durée du congé post-natal, nous utilisons donc des méthodes issues des modèles de durée pour répondre à notre question de recherche. Ces méthodes, utilisées en premier lieu en médecine et biologie, sont également adaptées pour l'analyse économique. En effet, ces méthodes sont souvent appliquées pour étudier la durée du chômage (McCall, 1996; Mussida, 2007; Portugal et Addison, 2008) ou encore la durée de contrats de travail temporaires (Güell et Petrongolo, 2007). Certains modèles de durée, appelés modèles à risques concurrents, prennent en compte la pluralité des états de sortie possibles. Ainsi, après le congé post-natal, une mère peut revenir sur le marché du travail de différentes façons : à temps plein chez le même employeur, à temps partiel chez le même employeur, à temps plein chez un autre employeur... Ces différents risques sont mutuellement exclusifs, un seul événement peut avoir lieu et l'occurrence de cet événement va empêcher les autres événements de se réaliser

(les autres événements sont également appelé risques). En effet, une femme peut quitter son congé post-natal via une seule transition même si cette transition ne peut-être que temporaire. Nous cherchons donc a comprendre quelles variables influencent la durée du congé post-natal et le premier retour à l'emploi des jeunes mères.

A cause de certaines limites liées à la structure de nos données, nous ne pouvons pas savoir pour quelle raison une femme ne revient pas travailler. Cela peut être lié au fait qu'elle ait quitté le pays, qu'elle soit décédée ou alors qu'elle revienne seulement après la fin de la période d'observations, à savoir 2010. Ces observations sont donc considérées comme censurées. Par ailleurs, dû à un nombre trop faible de femmes ayant directement un deuxième enfant (c'est-à-dire, sans retourner travailler), nous ne prenons pas en compte ces femmes dans l'analyse. Au final, 13,1 % des femmes de l'échantillon sont censurées.

Pour modéliser la durée du congé maternité ainsi que les risques auxquels les mères font face, nous estimons le modèle à risques proportionnels proposé par Fine et Gray (1999) qui est une extension du modèle proportionnel de Cox (1972) en présence de risques concurrents.¹¹ Le modèle de Fine et Gray permet de mesurer l'impact des variables explicatives sur la fonction d'incidence cumulée (probabilité d'occurrence de la transition k avant la date t après avoir pris en compte les risques concurrents) via la fonction de risque de sous-répartition. Cette dernière, appelée *subdistribution hazard* en anglais, représente la probabilité instantanée, pour une femme, que la transition vers l'état k ait lieu dans un intervalle de temps infinitésimalement petit, noté δt , étant donné qu'un événement autre que k ou qu'aucun événement se soit déjà produit. Elle s'écrit :

$$\lambda_k^s(t, X) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T_k < t + \delta t | T_k > t \text{ or } T_{k'} \leq t, k' \neq k, X)}{\delta t}, \quad (5.1)$$

avec k' un événement concurrent autre que k et T_k durée jusqu'à la transition k .

La fonction de risque cause-spécifique à un état k (fonction utilisée, notamment, dans les modèles de durée sans risques concurrents) et la fonction de risque de sous-répartition ne mesurent pas exactement la même chose. La première mesure l'occurrence instantanée d'un événement auprès d'individus n'ayant connu aucun événement à la date t alors que la fonction de sous-répartition mesure la même

11. Se référer à Haller *et al.* (2013) pour avoir un aperçu des méthodes de traitement des modèles à risques concurrents.

chose mais auprès d'individus n'ayant pas déjà connu cet événement en particulier, mais qui peuvent avoir connu un événement concurrent. Avoir cette distinction en tête est importante pour l'interprétation des résultats.

Comme la fonction de risque de sous-répartition de base $\lambda_{k,0}^s$ (le risque de sous-répartition pour un individu pour lequel toutes les variables explicatives sont égales à zéro.) n'est pas spécifiée, le modèle de Fine et Gray est un modèle à semi-paramétrique tel que le risque de sous-répartition à l'instant t pour un individu ayant les caractéristiques X s'écrit :

$$\lambda_k^s(t, X) = \lambda_{k,0}^s(t) \exp(X^T \beta_k), \quad (5.2)$$

où $\lambda_k^s(t, X)$ est la fonction de risque de sous-répartition pour la cause k , $\lambda_{k,0}^s(t)$ la fonction de risque de sous-répartition de base, k la transition considérée et X un vecteur de variables explicatives. La fonction d'incidence cumulée pour l'événement k , $F_k(t, X) = Pr(T_k \leq t)$ est directement liée à la fonction de risque de sous-répartition par la relation suivante :¹²

$$\lambda_k^s(t, X) = -\frac{d \log(1 - F_k(t, X))}{dt}, \quad (5.3)$$

ainsi :

$$F_k(t, X) = 1 - \exp \left[- \left(\int_0^t \lambda_{k,0}^s(u) du \right) \exp(X^T \beta_k) \right]. \quad (5.4)$$

Le modèle de Fine et Gray (1999) permet donc, indirectement, de mesurer l'impact de variables explicatives sur la fonction d'incidence cumulée.

Les résultats d'estimation de l'équation (5.2) sont présentés dans le tableau 5.2. Nous avons également estimé le modèle de Fine et Gray incluant de l'hétérogénéité non-observée, suivant la méthode proposée par Therneau *et al.* (2003), afin de capter les variables non observables qui peuvent impacter la durée du congé parental et la transition effectuée. Cette dernière méthode introduit un terme aléatoire u , issu d'une distribution gaussienne, d'espérance nulle, qui est indépendamment et identiquement distribué entre les individus i , tel que :

12. Nous reportons le lecteur à Fine et Gray (1999) pour une présentation plus détaillée du modèle.

$$\lambda_{ik}^s(t, X_i) = \lambda_{k,0}^s(t) \exp(X_i^T \beta_k + u_i). \quad (5.5)$$

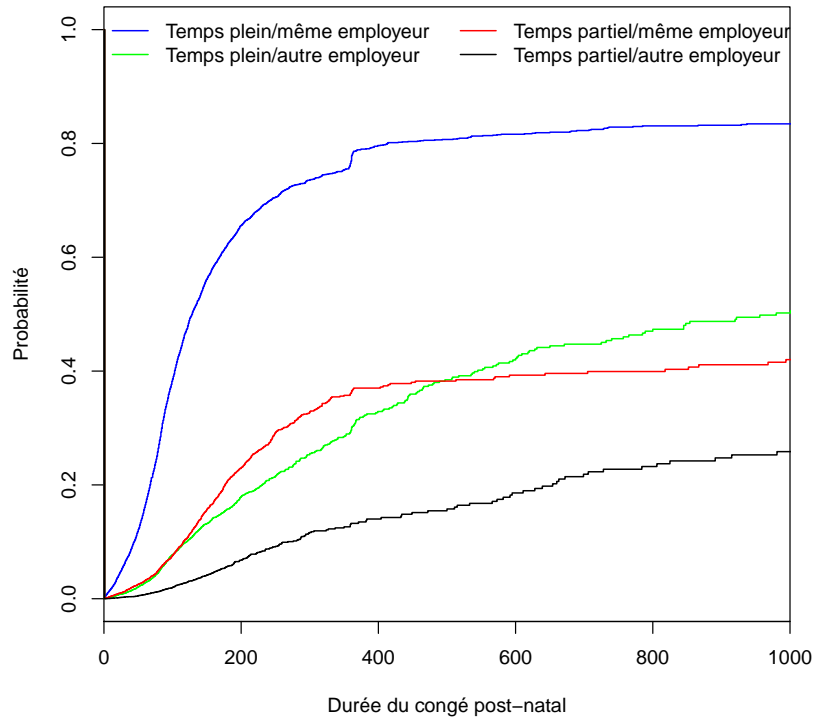
Enfin, nous avons estimé le modèle de Fine et Gray avec clusters. Ce modèle, proposé par Zhou *et al.* (2012), permet de prendre en compte que la durée du congé post-natal peut être corrélée au sein des clusters du fait de l'existence de facteurs communs entre ces individus sans avoir besoin de spécifier paramétriquement la corrélation entre les individus du cluster.¹³ Nous avons effectué une première analyse avec des clusters au niveau départemental. Nous avons choisi le département de résidence afin de prendre en compte les différences économiques ou culturelles éventuelles entre les différents départements français mais également l'offre de garde d'enfants qui est inégalement développée dans le territoire. Nous avons également effectué l'analyse par secteur d'activité pour tenir compte des différents accords de branches qui peuvent exister et qui peuvent influencer sur la durée du congé post-maternité.

Avant de présenter les résultats d'estimation, nous présentons graphiquement les fonctions de distribution de longévité (graphique 5.7) ainsi que les fonctions d'incidence cumulée (graphique 5.8). Le graphique 5.7 représente l'estimation par la méthode de Kaplan et Meier (1958) de la fonction de distribution de longévité pour les causes de sortie du congé post-natal considérées.¹⁴ Ce graphique représente la proportion de femmes qui transite vers l'état k considéré après un certain temps. Cependant, avec cette méthode, les événements concurrents ne sont pas pris en compte et sont simplement considérés comme censurés. La part de femme qui quitte le congé post-natal pour retourner à temps plein chez le même employeur augmente très rapidement avec le temps contrairement aux autres causes qui apparaissent plus lentement. Il y a également une proportion plus faible de femmes qui quitte le congé post-natal pour aller travailler à temps partiel.

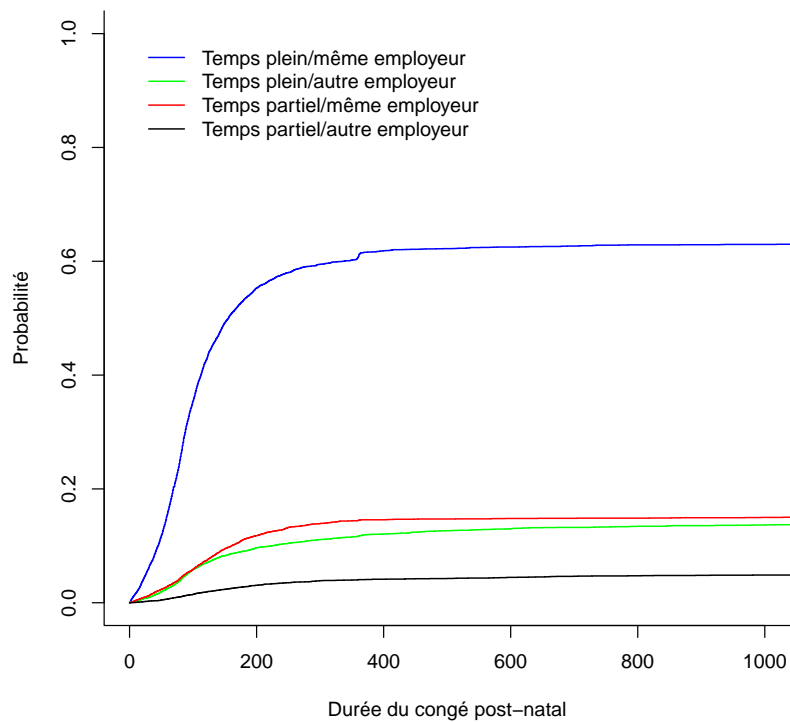
13. La présentation de ce modèle étant relativement longue, nous reportons les lecteurs à Zhou *et al.* (2012).

14. La fonction de distribution de longévité est le complément de la fonction de survie.

Graphique 5.7 : Estimations des fonctions de distribution de longévité par la méthode de Kaplan-Meier



Graphique 5.8 : Estimation non-paramétrique des fonctions d'incidence cumulée non conditionnelles



Le graphique 5.8, quant à lui, représente les fonctions incidence cumulée estimées de façon non-paramétrique. En d'autres termes, elles représentent la probabilité d'occurrence d'un événement à ou avant la date t tout en prenant en compte les risques concurrents. Si nous comparons les graphiques 5.8 et 5.7, nous observons que l'estimation des fonctions de distribution de longévité surestime la probabilité d'occurrence de chacune des transitions. Il est donc important, dans le cadre de cette étude, de prendre en compte la présence de risques concurrents et d'utiliser le modèle de Fine et Gray pour déterminer l'impact des variables explicatives sur les fonctions d'incidence cumulée. Nous observons également sur le graphique 5.8 que la probabilité cumulée d'occurrence de l'événement « temps plein chez le même employeur » est plus élevée que pour les 3 autres causes de sortie du congé post-natal. Chacune des transitions survient relativement rapidement après la naissance du premier enfant sauf pour la transition vers un « temps partiel chez un autre employeur » pour laquelle la fonction d'incidence cumulée s'accroît moins vite.

5.3.4 Résultats

Les résultats du modèle sont exposés dans le tableau 5.2.¹⁵ Les coefficients sont présentés sous forme de risque relatif (ou ratio de risque), ce qui signifie que si le coefficient est supérieur à 1, la variable en question augmente le risque d'occurrence de la transition étudiée et s'il est inférieur à 1, elle décroît le risque d'occurrence de la transition. Comme nous utilisons un modèle semi-paramétrique, nous ne connaissons pas le risque de sous-répartition de base, nous ne pouvons donc pas mesurer dans quelle ampleur la variable de contrôle fait varier la probabilité d'occurrence de la transition. De plus, nous interprétons nos résultats en termes d'impact des variables explicatives sur la fonction d'incidence cumulée (probabilité d'occurrence de la transition k avant la date t après avoir pris en compte les risques concurrents). Nous avons vu dans l'équation (5.3) la relation entre cette fonction et la fonction de risque de sous-répartition, aussi, bien que le signe de l'impact de la variable sur ces deux fonctions ne change pas, l'amplitude, elle, peut varier (voir Austin et Fine, 2017). Nous interpréterons donc nos résultats en se reportant au signe des coefficients (supérieur ou inférieur à 1).

Une année supplémentaire d'âge accélère le retour des femmes à temps partiel chez le même employeur et a l'effet inverse sur les retours à temps plein que

15. Les résultats des différents modèles ont été obtenus à l'aide des packages R `survival` (Therneau, 2015b), `coxme` (Therneau, 2015a), `crrSC` (Zhou et Latouche, 2013) et `cmprsk` (Gray, 2014).

Tableau 5.2 : Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray

	Temps plein chez le même employeur	Temps plein chez un autre employeur	Temps partiel chez le même employeur	Temps partiel chez un autre employeur
Caractéristiques personnelles				
Âge	0,985***	0,963***	1,060***	1,002
Mariée (ou a été Mariée)	1,070**	1,000	0,969	0,904
Ile de France	0,890***	1,302***	0,934	1,117
Caractéristiques professionnelles				
Ancienneté	1,025***	0,911***	1,021	0,924**
Expérience	0,996	0,997	0,986	1,002
Temps partiel dans le passé	0,878***	1,035	1,021	0,943
Distance travail/résidence en t-1	0,999***	1,001**	1,000	1,001*
Salaire annuel en t-1				
Salaire annuel < 20K	ref	ref	ref	ref
Salaire annuel ∈ [20K, 30K[1,084 **	1,057	0,944	0,762*
Salaire annuel ≥ 30K	1,367***	1,073	0,687**	0,371***
Catégorie socio-prof.				
Cadres	ref	ref	ref	ref
Professions Intermédiaires	1,089	1,105	0,898	0,532***
Employés	0,989	0,993	0,982	0,694
Ouvriers	0,825**	1,195	1,027	0,635
Taille de l'établissement en t-1				
≤10	ref	ref	ref	ref
≥11 et <50	1,124**	0,919	1,012	0,762*
≥50	1,183***	0,772***	1,236**	0,645***
Secteur d'activité en t-1				
Industrie	ref	ref	ref	ref
Construction	0,909	1,057	1,222	1,179
Commerce	0,824***	1,197	1,145	1,192
Service	0,872***	1,134	1,156	0,997
Législation congé parental				
Post-réforme CLCA	0,567	1,581	0,362	1,776
Eligible aux CLCA	1,437	0,447*	2,437	0,378*
Environnement économique				
Croissance du PIB	0,939***	1,059***	0,977	1,191***
Taux de chômage	0,969***	0,993	1,010	0,974

Niveau de significativité : *** p<1%, ** p<5%, * p<10% (H0 : exp(coefficient)=1)

ce soit chez le même ou chez un autre employeur. Comme Arntz *et al.* (2017) ou Fitzenberger *et al.* (2016), nous trouvons que l'ancienneté dans l'entreprise joue un rôle positif sur la probabilité de revenir chez le même employeur à temps plein et négatif sur la probabilité de changer d'employeur. L'ancienneté, reflétant notamment le bon appariement des mères avec les employeurs, fidélise la mère à son entreprise. L'expérience par contre ne semble pas jouer. Ceci peut notamment s'expliquer par l'utilisation des variables âge et ancienneté dans l'entreprise. Avoir perçu un salaire important l'année précédent la naissance influence positivement le retour à l'emploi à temps plein chez le même employeur. L'effet du salaire sur la rapidité du retour à l'emploi des mères avait déjà été mis en avant par Leibowitz *et al.* (1992). Par contre, le salaire ne semble pas jouer sur la probabilité de revenir chez un autre employeur à temps plein et a même un effet négatif sur le retour chez un autre employeur à temps partiel. Les femmes disposant d'une bonne rémunération ont beaucoup plus à perdre en optant pour un poste à temps partiel. La perte de rémunération pouvant se révéler importante. Il peut également s'agir d'un manque de possibilité de concilier des postes à haute rémunération comme les postes de cadres avec l'emploi à temps partiel. Selon Pak (2013), seuls 10 % des cadres travaillent à temps partiel contre 32 % des employés. Les ouvriers ont d'ailleurs significativement moins de chance de revenir à temps plein chez le même employeur comparé aux mères cadres. Par contre, avoir connu une période de temps partiel dans le passé joue négativement sur l'incidence du risque « retour à temps plein chez le même employeur ».

La distance entre le lieu de résidence et le lieu de travail semble également jouer un rôle. Vivre loin de son lieu de travail accroît la probabilité de revenir chez un autre employeur, la mère pouvant préférer trouver un emploi plus proche de chez elle. En effet, la distance est un frein au retour des mères à temps plein chez le même employeur. La distance rend les journées des mères plus longues et plus difficilement conciliables avec la vie de famille. Concernant le statut marital, être ou avoir été mariée augmente la probabilité de revenir travailler à temps plein chez le même employeur. Ce résultat est assez surprenant, étant donné que l'on considère généralement que les couples mariés effectuent une spécialisation plus importante. Cependant, la spécialisation peut déjà avoir eu lieu au moment du mariage et les femmes mariées qui travaillent à temps plein avant la naissance peuvent être des femmes qui ont décidé préalablement de s'investir dans la vie professionnelle ce qui explique qu'elles reviennent plus à temps plein.

Comme Domingo et Marc (2012) et Arntz *et al.* (2017), notre étude montre l'importance de la taille des entreprises sur le retour à l'emploi des mères.

Travailler dans une grande entreprise augmente l'incidence du retour à l'emploi chez le même employeur, notamment à temps partiel. Les grandes entreprises peuvent certainement, plus facilement offrir des emplois à temps partiel à leurs salariés. En effet, même si légalement l'employeur doit, durant le congé parental éventuel, accepter une demande de travail à temps partiel, il est possible que des pressions ou des motifs organisationnels empêchent la mère d'effectivement recourir au temps de travail souhaité. Être ouvrière réduit significativement la probabilité de retour à temps plein par rapport aux mères cadres, par contre, les mères employées ou exerçant une profession intermédiaire ont moins de chance de revenir à temps partiel chez le même employeur que les mères cadres. Pour finir, le secteur d'activité semble jouer un rôle sur le retour à l'emploi à temps plein. Les différents secteurs d'activité peuvent définir par des conventions de branches, par exemple, des règles spécifiques pour les congés des parents, aussi est-il intéressant de contrôler par cette dimension. Il semble que travailler dans le secteur du commerce ou des services réduit le risque de revenir à temps plein chez le même employeur par rapport aux travailleuses du secteur industriel.

Les variables économiques montrent qu'un taux croissance du PIB élevé va réduire l'incidence du retour à l'emploi à temps plein mais augmenter les retours chez un autre employeur. Moins d'incertitudes sur l'état de l'économie peut inciter les mères à chercher un autre emploi qui peut leur permettre de concilier plus facilement vie de famille et vie professionnelle. Des conditions économiques difficiles peuvent également entraîner des incertitudes au niveau de la pérennité des emplois et inciter les mères à revenir rapidement et à temps plein chez leur employeur pour prouver leur attachement à l'entreprise. Par contre, le taux de chômage au niveau départemental ne semble jouer que sur le retour à temps plein chez le même employeur. Enfin, concernant la législation sur le congé parental, être éligible au congé parental réduit les risques de revenir chez un autre employeur. Cette politique a pu impacter le comportement des mères qui peuvent, si elles sont éligibles, y recourir et avoir moins tendance à chercher une autre entreprise, potentiellement plus *family friendly*.

Comme expliqué dans la section 5.3.3, nous avons également effectué des analyses en prenant en compte l'hétérogénéité non observée entre les individus et en effectuant des clusters par département et par secteur d'activité. Pour le cas où nous avons pris en compte l'hétérogénéité non-observée, il semble que celle-ci est relativement importante uniquement parmi les femmes revenant à temps plein chez le même employeur. Des variables inobservées sont susceptibles de modifier les risques relatifs du retour à l'emploi des mères à temps plein chez le même

employeur. Les signes des coefficients restent cependant identiques. La prise en compte de la corrélation dans les durées de congé post-natal entre les mères d'un même département ne modifie pas non plus les résultats. Comme ces deux situations ne présentent pas de grandes différences avec nos résultats exposés dans le tableau 5.2, nous les avons présentés en annexe. Par contre, permettre les durées de congé post-natal d'être corrélées entre individus d'un même secteur d'activité semble mettre en avant certains faits nouveaux. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.3.

Tableau 5.3 : Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec clusters par secteur d'activité

	Temps plein chez le même employeur	Temps plein chez un autre employeur	Temps partiel chez le même employeur	Temps partiel chez un autre employeur
Caractéristiques personnelles				
Âge	0,985***	0,963***	1,060	1,002
Mariée (ou a été Mariée)	1,070***	1,000	0,969	0,904
Ile de France	0,890***	1,302	0,934	1,117
Caractéristiques professionnelles				
Ancienneté	1,025***	0,911***	1,021***	0,924*
Expérience	0,996*	0,997	0,986***	1,002
Temps partiel dans le passé	0,878	1,035	1,021	0,943*
Distance travail/résidence t-1	0,999***	1,001**	1,000	1,001*
Salaire annuel en t-1				
Salaire annuel < 20K	ref	ref	ref	ref
Salaire annuel ∈ [20K, 30K[1,084***	1,057	0,944	0,764***
Salaire annuel ≥ 30K	1,367	1,073	0,687***	0,371***
Catégorie socio-prof.				
Cadres	ref	ref	ref	ref
Professions Intermédiaires	1,088**	1,105	0,898	0,532***
Employés	0,989	0,993	0,982	0,694**
Ouvriers	0,826***	1,195	1,027	0,635**
Taille de l'établissement t-1				
<10	ref	ref	ref	ref
≥11 et <50	1,123***	0,919**	1,012	0,762***
≥50	1,183	0,772***	1,236**	0,645***
Secteur d'activité t-1				
Industrie	ref	ref	ref	ref
Construction	0,910***	1,057	1,222***	1,179***
Commerce	0,825	1,197***	1,144***	1,192***
Service	0,872	1,134***	1,155***	0,997
Législation congé parental				
Post-réforme CLCA	0,568***	1,581***	0,362	1,776**
Eligible aux CLCA	1,436***	0,447***	2,436	0,378***
Environnement économique				
Croissance du PIB	0,937	1,059***	0,977*	1,191***
Taux de chômage	0,969***	0,993	1,010	0,974***

Niveau de significativité : *** p<1%, ** p<5%, * p<10% (H0 : exp(coefficient)=1)

Permettre la corrélation des durées du congé post-natal par secteur d'activité

ne change pas certains résultats déjà trouvés dans les autres modèles testés, à savoir, l'importance de l'ancienneté, de la taille de l'entreprise ou encore le niveau de salaire... Cependant, le secteur d'activité semble maintenant influencer significativement le retour à l'emploi des mères et dans chacune des transitions. Travailler dans le secteur de la construction réduit la probabilité de revenir à temps plein chez le même employeur et au contraire augmente la probabilité de revenir à temps partiel que ce soit chez le même ou chez un autre employeur (en comparaison avec le secteur industriel). Travailler dans le secteur du commerce va, par contre, augmenter le retour à l'emploi à temps partiel ou à temps plein chez un autre employeur. La différence la plus importante entre nos différents modèles résulte de l'impact de la législation. Être éligible au CLCA semble réduire l'occurrence de l'événement « retour à l'emploi chez un autre employeur ». La possibilité des femmes d'avoir recours à ce dispositif au sein de leur ancienne entreprise semble donc modifier les choix qu'elles effectuent. Par contre, de façon contre-intuitive, avoir eu un enfant après 2004, c'est-à-dire après la réforme du CLCA, semble accroître la probabilité de changer d'employeur. Ce résultat peut aussi être lié au fait que la mobilité des travailleurs a augmenté sur les dernières décennies.

Notre analyse a été effectuée sur un sous-groupe spécifique de femmes (celles déjà très intégrées sur le marché du travail et qui peuvent avoir accès à un congé parental d'éducation) et les résultats présentés dans ce chapitre ne peuvent donc pas être généralisés à l'ensemble des femmes vivant en France. Il serait donc intéressant d'étendre cette étude à l'ensemble des femmes, cependant, la base de données utilisées dans cette étude ne permet pas un suivi adéquat des femmes fonctionnaires et des femmes peu présentes sur le marché du travail.

5.4 Conclusion

Les femmes terminant leur congé post-natal peuvent effectuer différentes transitions sur le marché du travail : retourner chez le même employeur ou changer d'entreprise, à temps plein ou à temps partiel. Dans ce chapitre, nous avons analysé, à l'aide d'un modèle à risques concurrents, l'impact de variables individuelles mais également de variables de l'entreprise ou de l'état de l'économie sur le retour à l'emploi des mères. Les variables individuelles telles que l'âge jouent un rôle, cependant, ce sont essentiellement les variables liées à l'emploi précédent la naissance qui semblent importer. Ainsi, travailler dans une grande entreprise va augmenter l'incidence du retour à l'emploi chez le même employeur, notamment à

temps plein, les grandes entreprises ayant plus de marges de manœuvre pour offrir des postes à temps partiel. Le salaire, lui, va impacter positivement la probabilité de revenir à temps plein. Il est donc possible que les politiques salariales ou la flexibilité de la durée de travail au sein des entreprises jouent un rôle dans le retour à l'emploi des mères. Nous avons d'ailleurs observé des différences de comportements des mères en fonction du secteur d'activité de leur employeur, ce qui peut également traduire les différents types de politiques appliquées dans les différents secteurs d'activité via par exemple, les accords de branches. Les entreprises semblent donc avoir une certaine marge de manœuvre concernant les comportements d'offre de travail des mères. Une meilleure connaissance de ces déterminants pourrait ainsi limiter les coûts pour l'employeur des congés post-natal pris par les femmes de leur entreprise (Alewell et Pull, 2002). L'éligibilité au CLCA semble diminuer le retour des mères chez un autre employeur et augmenter le retour des mères à temps plein chez le même employeur mais uniquement après avoir contrôlé pour la corrélation des durées de congé post-natal entre secteurs d'activité.

Analyser l'impact des accords de branches, des politiques salariales ou de la présence de comités d'entreprise, pourrait permettre une analyse plus approfondie des déterminants du retour à l'emploi des mères. Nous avons vu que la prise en compte de la corrélation des durées du congé post-natal par secteur d'activité a modifié quelque peu nos résultats. L'évaluation de différentes mesures adoptées sur des branches d'activité ou dans des entreprises pourrait ainsi permettre de trouver des politiques de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle plus efficaces. Il pourrait ainsi être envisagé de réformer les aides destinées aux parents mais également de créer des incitations afin de modifier le comportement des employeurs. Enfin, la question du salaire semble être une question centrale concernant le retour à l'emploi des mères. Les mères ayant des salaires élevés ont beaucoup à perdre financièrement du passage du temps plein à un congé parental rémunéré par la PreParE (à taux plein ou à taux partiel). Il serait également intéressant d'évaluer l'effet d'une augmentation de cette allocation sur l'emploi des mères mais également des pères.

5.5 Annexe

Tableau 5.4 : Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec hétérogénéité non-observée

	Temps plein chez le même employeur	Temps plein chez un autre employeur	Temps partiel chez le même employeur	Temps partiel chez un autre employeur
Caractéristiques personnelles				
Âge	0,984***	0,963***	1,060***	1,002
Mariée (ou a été Mariée)	1,077**	1,000	0,969	0,904
Ile de France	0,889***	1,302***	0,934	1,117
Caractéristiques professionnelles				
Ancienneté	1,026***	0,911***	1,021	0,924**
Expérience	0,996	0,997	0,986	1,002
Temps partiel dans le passé	0,870***	1,035	1,021	0,943
Distance travail/résidence t-1	0,999***	1,001**	1,000	1,001*
Salaire annuel en t-1				
Salaire annuel < 20K	ref	ref	ref	ref
Salaire annuel ∈ [20K, 30K[1,096 **	1,057	0,944	0,764
Salaire annuel ≥ 30K	1,422***	1,073	0,687**	0,371***
Catégorie socio-prof.				
Cadres	ref	ref	ref	ref
Professions Intermédiaires	1,080	1,105	0,898	0,532***
Employés	0,976	0,993	0,982	0,694
Ouvriers	0,797***	1,195	1,027	0,635
Taille de l'établissement t-1				
≤10	ref	ref	ref	ref
≥11 et <50	1,129**	0,919	1,012	0,762*
≥50	1,195***	0,772***	1,236**	0,645***
Secteur d'activité t-1				
Industrie	ref	ref	ref	ref
Construction	0,907	1,057	1,223	1,179
Commerce	0,812***	1,197	1,145	1,192
Service	0,864***	1,134	1,156	0,997
Législation congé parental				
Post-réforme CLCA	0,551	1,581	0,362	1,776
Eligible aux CLCA	1,456	0,447*	2,437	0,378*
Environnement économique				
Croissance du PIB	0,936***	1,059***	0,977	1,191***
Taux de chômage	0,967***	0,993	1,010	0,974
Ecart-type(u_i)	0,397*	0,020	0,020	0,020

Niveau de significativité : *** p<1%, ** p<5%, * p<10% (H0 : exp(coefficient)=1)

Tableau 5.5 : Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec clusters départementaux

	Temps plein chez le même employeur	Temps plein chez un autre employeur	Temps partiel chez le même employeur	Temps partiel chez un autre employeur
Caractéristiques personnelles				
Âge	0,985***	0,963***	1,060***	1,002
Mariée (ou a été Mariée)	1,070***	1,000	0,969	0,904
Ile de France	0,890**	1,302***	0,934	1,117
Caractéristiques professionnelles				
Ancienneté	1,025***	0,911***	1,021	0,924***
Expérience	0,996	0,997	0,986	1,002
Temps partiel dans le passé	0,878***	1,035	1,021	0,943
Distance travail/résidence t-1	0,999***	1,001**	1,000	1,001*
Salaire annuel en t-1				
Salaire annuel < 20K	ref	ref	ref	ref
Salaire annuel ∈ [20K, 30K[1,084 **	1,057	0,944	0,764*
Salaire annuel ≥ 30K	1,367***	1,073	0,687***	0,371***
Catégorie socio-prof.				
Cadres	ref	ref	ref	ref
Professions Intermédiaires	1,088	1,105	0,898	0,532***
Employés	0,989	0,993	0,982	0,694*
Ouvriers	0,826**	1,195	1,027	0,635
Taille de l'établissement t-1				
≤10	ref	ref	ref	ref
≥11 et <50	1,123***	0,919	1,012	0,762*
≥50	1,183***	0,772***	1,236**	0,645***
Secteur d'activité t-1				
Industrie	ref	ref	ref	ref
Construction	0,910	1,057	1,222	1,179
Commerce	0,825***	1,197	1,144	1,192
Service	0,872***	1,134	1,155	0,997
Législation congé parental				
Post-réforme CLCA	0,568*	1,581	0,362	1,776
Eligible aux CLCA	1,436	0,447***	2,436	0,378*
Environnement économique				
Croissance du PIB	0,939***	1,059**	0,977	1,191***
Taux de chômage	0,969***	0,993	1,010	0,974

Niveau de significativité : *** p<1%, ** p<5%, * p<10% (H0 : exp(coefficient)=1)

Chapitre 6

Conclusion générale

Cette thèse a pour ambition de contribuer à la littérature sur l'offre de travail des jeunes adultes en France. Nous avons présenté en introduction la position particulière des jeunes en France en comparaison aux autres pays Européens. Le chômage des jeunes en France est élevé mais l'indépendance résidentielle est relativement précoce et l'âge moyen à la première naissance est l'un des plus bas d'Europe de l'Ouest. Cependant ces caractéristiques propres aux jeunes adultes en France ne sont pas immuables. Depuis les années 1970, l'âge moyen à la première naissance a augmenté sans discontinuité en parallèle à l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail. La proportion de jeunes effectuant des études a également progressé sur les dernières décennies de même que la proportion de jeunes effectuant un travail étudiant. La poursuite d'études n'est pas sans lien avec l'âge du départ du foyer parental, tout comme la hausse du chômage et l'âge moyen auquel les jeunes deviennent parents. En d'autres termes, l'évolution des étapes d'entrée dans la vie adulte est étroitement liée à l'économie.

Nous avons, à travers quatre travaux empiriques, abordé différents aspects de l'offre de travail à différentes étapes de l'entrée dans la vie adulte à l'aide de données récentes pour la France. Nous nous sommes basés tout d'abord sur les jeunes de 18-24 ans pour analyser principalement leurs décisions de travailler, d'étudier et de quitter le foyer parental avant d'évaluer des politiques de lutte contre la pauvreté destinées à ce groupe d'âge. Puis nous nous sommes concentrés sur l'impact en termes de salaire et d'emploi de la naissance d'un premier enfant chez les femmes et les hommes.

Avant de parler des limites et des perspectives de recherches futures, nous allons rappeler les principaux résultats de cette thèse.

6.1 Résultats principaux

Cette thèse a mis en avant, dans le chapitre 2, l'importance de l'environnement familial sur les choix effectués par les jeunes à l'entrée dans la vie adulte. L'utilisation d'une nouvelle enquête de l'INSEE et la prise en compte de la simultanéité des choix des jeunes adultes a permis de dégager de nouveaux enseignements sur le comportements des jeunes en France. Outre l'origine sociale des parents, qui joue, en particulier, sur les choix résidentiels et d'études, les relations qu'entretiennent les jeunes adultes avec leurs parents ont également leur importance. Avoir des tensions avec au moins l'un de ses parents va réduire la propension des jeunes à quitter le foyer parental ou à étudier et au contraire augmenter la probabilité de travailler ou de chercher un travail. L'environnement familial peut générer de fortes inégalités entre les jeunes adultes. L'Etat devrait donc s'attacher à trouver des mesures permettant de réduire ces inégalités résultant d'environnements familiaux divers. Une allocation d'autonomie pour les jeunes étudiants, par exemple, pourrait être discutée. Au Danemark, une telle allocation existe pour les jeunes de plus de 18 ans effectuant des études supérieures et peut être perçue pendant 6 ans. L'aide est indépendante des ressources familiales mais varie en fonction de la situation de cohabitation du jeune adulte. Pour ceux qui ont fini leurs études (après avoir effectué une formation qualifiante) mais n'ont pas encore d'emploi, un revenu minimum est accessible. La question se pose alors de l'effet que pourrait avoir l'extension du minimum social en France pour les jeunes de moins de 25 ans actuellement non éligible.

Ainsi dans le chapitre 3, nous avons enrichi la littérature existante sur l'effet désincitatif que pourrait avoir les politiques de revenu minimum sur les jeunes. Notre étude montre qu'il ne semble pas exister de phénomène fort de trappe à inactivité lié aux dispositifs du RSA et de la prime d'activité même si une incitation au travail à temps partiel peut émerger, notamment chez les jeunes vivant avec leurs parents. L'avantage de ces politiques, est qu'elles permettraient de réduire la pauvreté des jeunes adultes. Aussi, ouvrir le RSA ou un dispositif de ce type aux jeunes ne semble pas dénué d'intérêt. Cependant, le dispositif pourrait prendre en compte la structure familiale du jeune, notamment le fait de vivre sous le même toit que ses parents, comme c'est le cas au Danemark.

Dans les chapitres 4 et 5, nous nous sommes intéressés à l'étape irréversible de l'entrée dans la vie adulte : la naissance d'un premier enfant. Nous avons vu qu'en France, ce sont majoritairement les femmes qui modifient leur activité après la naissance d'un enfant et qu'elles souffrent, en partie de ce fait, d'une

pénalité salariale. Cette pénalité salariale semble, cependant, se concentrer sur les femmes éduquées ayant pris un congé parental long. Les politiques de congé parental devraient accentuer encore davantage les incitations au partage du congé parental entre hommes et femmes afin de réduire les inégalités entre les sexes mais devraient également encourager les entreprises à proposer des postes à temps partiel. L'absence de ce type de postes, notamment chez les cadres, peut inciter les mères éduquées à sortir complètement du marché du travail, pendant une certaine période, pour s'occuper de leurs enfants ce qui pénalise leur évolution de carrière. Une revalorisation de la PreParE, en réduisant la perte salariale du passage du temps plein au temps partiel, pourrait également faire l'objet de discussions.

6.2 Limites et perspectives

Les travaux de cette thèse reposent sur des hypothèses qui pourraient être levées et sur des bases de données qui ont des limites dans les champs et variables disponibles.

Dans le cadre du chapitre 2, nous utilisons une base de données disponible uniquement pour l'année 2014. Cela est contraignant pour l'étude de choix d'éducation ou de décohabitation qui sont des choix dynamiques. Malheureusement, il n'est pas prévu pour l'instant de réitérer l'enquête nationale sur les ressources des jeunes. Concernant la modélisation adoptée, nous n'avons pas pu prendre en compte directement les transferts parents-enfants à cause d'un problème évident d'endogénéité. Ce problème pourrait toutefois être contourné, en utilisant, par exemple, une fonction de transfert modélisant le choix des parents de transmettre de l'argent à leurs enfants (voir Wolff, 2006). Enfin, un aspect important n'a pas été pris en compte dans ce chapitre : les ressources du conjoint du jeune adulte. Les jeunes bénéficient certes de l'aide des parents mais ceux qui vivent en couple partagent également des ressources et contraintes avec leur conjoint. La question de la substitution ou de la complémentarité des aides parentales et des aides du conjoint devrait faire l'objet de recherches futures.

Comme exposé dans le chapitre 3, notre étude sur l'impact de la Prime d'activité et du RSA sur les jeunes repose sur certaines hypothèses qu'il pourrait être intéressant de surpasser. Par exemple, on pourrait modéliser une fonction de non recours des jeunes aux RSA et l'intégrer au modèle structurel d'offre de travail. Le comité d'évaluation du RSA ayant montré que le profil des non-recourants

était spécifique, il ne semble pas correct de l'attribuer de façon aléatoire comme le fait EUROMOD. De plus, l'attention de la littérature se porte essentiellement sur l'effet des dispositifs de revenu minimum sur l'offre de travail des jeunes. La question de l'influence de ce type de politique sur l'investissement des jeunes dans l'éducation devrait aussi être analysée. Un intérêt particulier pourrait également être accordé au nouveau dispositif de l'Aide à la Recherche du Premier Emploi (ARPE) qui propose aux jeunes diplômés du supérieur, anciennement boursiers sur critères sociaux, 4 mois d'allocation pour les aider dans leurs premières démarches de recherche d'emploi.

Enfin, dans les chapitres 4 et 5 nous avons eu recours à une base de données administrative très riche. Cependant, un aspect a été exclu des analyses : la situation économique du conjoint de la mère. La prise en compte du conjoint permettrait de comprendre plus spécifiquement si la pénalité salariale perçue par les mères éduquées est liée à une spécialisation du père dans l'activité professionnelle et de la mère dans l'activité domestique ou à d'autres raisons.

Par ailleurs, les résultats du dernier chapitre concernent uniquement la naissance du premier enfant. Au vue de de la part plus importante de femmes travaillant à temps partiel après une deuxième naissance, il serait intéressant d'étendre cette étude à des naissances de rang supérieur. Il pourrait être envisagé d'étendre également la présente étude aux femmes travaillant dans la fonction publique ainsi que celles étant moins bien insérées sur le marché du travail afin d'avoir des résultats représentatifs de l'ensemble de la population. Il faudrait également approfondir le rôle des entreprises sur le retour à l'emploi des parents. Notamment étudier de façon précise, l'effet des accords de branches ou des comités d'entreprise sur le comportement d'offre de travail des mères.

De façon plus générale, il reste à aborder encore certains aspects de la transition vers l'âge adulte. Par exemple, nous n'avons pas parlé des liens entre la première cohabitation avec un conjoint et le mariage avec l'offre de travail. Les liens entre mariage, concubinage et économie ont déjà été mis en avant dans des études (Oppenheimer, 1988; Kalmijn, 2011). Tester ces théories sur le cas de la France, avec des données récentes, pourrait faire l'objet de travaux futurs. Enfin, un aspect n'a été que peu abordé dans cette thèse : les choix d'éducation. Le boom démographique des années 2000 et le chômage élevé entraînent une sur-population dans les universités. Les taux d'échec y sont très importants. Ainsi, un enjeu majeur des recherches futures et de questionner le système d'éducation supérieur.

Cette thèse ne présente qu'un élément infime de la pluralité des travaux pouvant concerner les jeunes adultes, qui sont une population passionnante sur de nombreux points de vue. La diversité des situations et l'ensemble des problèmes économiques et sociaux auxquels ils font face en font un sujet d'étude essentiel pour la compréhension et l'évolution du monde contemporain.

Bibliographie

- ADDA, J., DUSTMANN, C. et STEVENS, K. (2017). The Career Costs of Children. *Journal of Political Economy*, 125(2):293–337.
- ALEWELL, D. et PULL, K. (2002). The international regulation of maternity leave : Leave duration, predictability, and employer-co-financed maternity pay. *International Business & Economics Research Journal*, 1:45–59.
- ALLÈGRE, G. (2011). Le RSA : redistribution vers les travailleurs pauvres et offre de travail. *Revue de l'OFCE*, (118):33–62.
- ALLÈGRE, G. (2013). Faut-il remplacer le RSA-activité et la PPE par une Prime d'activité ? Réflexions autour du rapport Sirugue. *Les notes de l'OFCE*, (33).
- ANNE, D. et L'HORTY, Y. (2009a). Aides sociales locales, revenu de solidarité active (RSA) et gains du retour à l'emploi. *Économie et Statistique*, 429(1):129–157.
- ANNE, D. et L'HORTY, Y. (2009b). Les effets du revenu de solidarité active sur les gains du retour à l'emploi. *Revue économique*, 60:767–776.
- ARNTZ, M., DLUGOSZ, S. et WILKE, R. A. (2017). The sorting of female careers after first birth : A competing risks analysis of maternity leave duration. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 79(5):689–716.
- ASAI, Y. (2015). Parental leave reforms and the employment of new mothers : Quasi-experimental evidence from japan. *Labour Economics*, 36:72 – 83.
- AUDIER, F. (2000). La transmission du statut dans la fonction publique. *Économie et Statistique*, pages 121–133.
- AUSTIN, P. C. et FINE, J. P. (2017). Practical recommendations for reporting fine-gray model analyses for competing risk data. *Statistics in Medicine*, 36:1–10.
- AVRAM, S. et BOUVARD, L. (2013). France 2009-2013. *EUROMOD Country report*, pages 1–80.

- AYLLON, S. (2015). Youth poverty, employment, and leaving the parental home in Europe. *The review of income and wealth*, 61(4):651–676.
- BACHMANN, A. et BOES, S. (2014). Private transfers and college students' decision to work. *Economics of Education Review*, 42:34–42.
- BARGAIN, O. (2004). Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple. *Revue de l'OFCE*, (88):59–87.
- BARGAIN, O., CALIENDO, M., HAAN, P. et ORSINI, K. (2010). "Making work pay" in a rationed labor market. *Journal of Population Economics*, 23(1):323–351.
- BARGAIN, O. et DOORLEY, K. (2011). Caught in the trap? Welfare's disincentive and the labor supply of single men. *Journal of Public Economics*, 95(9-10):1096–1110.
- BARGAIN, O. et DOORLEY, K. (2014). Putting Structure on the RD Design : Social Transfers and Youth Inactivity in France. Working Paper halshs-00967329, HAL.
- BARGAIN, O. et ORSINI, K. (2006). In-work policies in Europe : Killing two birds with one stone? *Labour Economics*, 13(6):667–697.
- BARGAIN, O., ORSINI, K. et PEICHL, A. (2014). Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States : New Results. *Journal of Human Resources*, 49(3):723–838.
- BARGAIN, O. et TERRAZ, I. (2003). Évaluation des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi et des propositions alternatives. *Économie et Prévision*, (160-161):121–147.
- BARGAIN, O. et VICARD, A. (2012). Le RMI, puis le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler? *Insee Analyses*, (6):1–4.
- BARGAIN, O. et VICARD, A. (2014). Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans. *Économie et Statistique*, (467-468):61–89.
- BAXTER, J., HEWITT, B. et HAYNES, M. (2008). Life course transitions and housework : Marriage, parenthood, and time on housework. *Journal of Marriage and Family*, 70(2):259–272.
- BEBLO, M., BENDER, S. et WOLF, E. (2009). Establishment-level wage effects of entering motherhood. *Oxford Economic Papers*, 61(2):i11–134.

- BECKER, G. S. (1981). *A treatise on the Family*. Havard University Press, enlarged édition.
- BECKER, S. O., BENTOLILA, S., FERNANDES, A. et ICHINO, A. (2010). Youth emancipation and perceived job insecurity of parents and children. *Journal of Population Economics*, 23(3):1047–1071.
- BILLARI, F. (2004). Becoming an Adult in Europe : a macro(/micro)-demographic perspective. *Demographic research*, (3):15–44.
- BLANC, D. et WOLFF, F.-C. (2006). Leaving home in europe : The role of parents' and children's incomes. *Review of Economics of the Household*, 4:53–73.
- BLUNDELL, R., DUNCAN, A., MCCRAE, J. et MEGHIR, C. (2000). The labour market impact of the working families' tax credit. *Fiscal Studies*, 21(1):75–103.
- BONNEFOY, V., BUFFETEAU, S. et CAZENAVE, M.-C. (2009). De la prime pour l'emploi au revenu de solidarité active : un déplacement de la cible au profit des travailleurs pauvres. France, portrait social, INSEE(édition 2009):87–106.
- BONNET, C., GARBINTI, B. et SOLAZ, A. (2015). Les conditions de vie des enfants après le divorce. *INSEE PREMIERE*, (1536).
- BORDERIES, F. (2016). L'offre d'accueil des enfants de moins de 3 ans en 2014 : le nombre de places d'assistantes maternelles est prédominant. *Études & Résultats*, (966):1–6.
- BOURGEOIS, C. et TAVAN, C. (2009). Le Revenu de Solidarité Active : principes de construction et effets attendus. *TRESOR-ECO*, (61):1–8.
- BOURGUIGNON, F. (2011). Comité national d'évaluation du rSa - Rapport final. *La documentation Française*.
- BOURGUIGNON, F. et SPADARO, A. (2006). Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies. *Journal of Economic Inequality*, 4(1):77–106.
- BOYER, D. et NICOLAS, M. (2012). Les comportements d'activité des mères à la suite du CLCA à taux partiel. *Politiques sociales et familiales*, 108(1):19–32.
- BREUNIG, R. et MCKIBBIN, R. (2012). Income pooling between australian young adults and their parents. *LABOUR*, 26(2):235–265.
- BRIARD, P. et SAUTORY, O. (2012). Evaluation de l'impact du revenu de solidarité active (RSA) sur l'offre de travail. *Document d'études - DARES*, (171).

- BRINBAUM, Y. et KIEFFER, A. (2004). D'une génération à l'autre, les aspirations éducatives des familles immigrées : ambition et persévérance. *Éducation et formations*, (72):53–75.
- BUDIG, M. et ENGLAND, P. (2001). The wage penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66(2):204–225.
- CAILLE, J.-P. (2007). Perception du système éducatif et projets d'avenir des enfants d'immigrés. *Éducation et formations*, (74):117–142.
- CAMERON, A. C. et TRIVEDI, P. K. (2005). *Econometrics Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- CAPPELLARI, L. et JENKINS, S. P. (2003). Multivariate probit regression using simulated maximum likelihood. *The Stata Journal*, (3):278–294.
- CARD, D. et KRUEGER, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4):772–793.
- CASTELL, L., PORTELA, M. et RIVALIN, R. (2016a). Les principales ressources des 18-24 ans. *INSEE PREMIERE*, (1603).
- CASTELL, L., THOUILLEUX, C. et RIVALIN, R. (2016b). L'accès à l'autonomie résidentielle pour les 18-24 ans : un processus socialement différencié. *Les dossiers de la DREES*, (8).
- CHERNICK, M. R. (2007). *Bootstrap methods : A guide for practitioners and researchers*. John Wiley & Sons, second édition.
- COURGEAU, D. (2000). Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme. *Économie et Statistique*, (337-338):37–60.
- COX, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 34(2):187–220.
- CREEDY, J. et KALB, G. (2005). Discrete Hours Labour Supply Modelling : Specification, Estimation and Simulation. *Journal of Economic Surveys*, 19(5):697–734.
- DAVIES, R. et PIERRE, G. (2005). The family gap in pay in Europe : a cross-country study. *Labour Economics*, 12:469–486.
- DAYAN, J.-L. et HARFI, M. (2011). Emploi et chômage des jeunes : un regard comparatif et rétrospectif. *La note d'analyse du centre d'analyse stratégique*, (224).

- DOMINGO, P. et MARC, C. (2012). Trajectoires professionnelles des mères : Quels effets des arrêts et réductions d'activité? *Politiques sociales et familiales*, (108): 87–96.
- DORMONT, B. et DUFOUR-KIPPELEN, S. (2000). Insertion professionnelle et autonomie résidentielle : le cas des jeunes peu diplômés. *Économie et Statistique*, 337(1):97–120.
- DUGUET, E., DUVIVIER, C., LANFRANCHI, J. et NARCY, M. (2015). Identification et quantification des sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique. *Document de travail - Centre d'études de l'emploi*, (89).
- DUSTMANN, C., MICKLEWRIGHT, J. et VAN SOEST, A. (2009). Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Empirical Economics*, 37:201–218.
- DUVIVIER, C. et NARCY, M. (2014). The Motherhood Wage Penalty and its Determinants : a Public-Private Comparison. *Document de travail - Centre d'études de l'emploi*, (172):1–34.
- ELZINGA, C. H. et LIEFBROER, A. C. (2007). De-standardization of Family-Life Trajectories of Young Adults : A Cross-National Comparison Using Sequence Analysis. *European Journal of Population*, 23(3–4):225–250.
- ERMISCH, J. (1999). Prices, parents, and young people's household formation. *Journal of Urban Economics*, 45(1):47–71.
- ERMISCH, J. et FRANCESCONI, M. (2001a). Family matters : Impacts of family background on educational attainments. *Economica*, 68(270):137–156.
- ERMISCH, J. et FRANCESCONI, M. (2001b). Family structure and children's achievements. *Journal of Population Economics*, 14(2):249–270.
- FINE, J. P. et GRAY, R. J. (1999). A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):496–509.
- FITZENBERGER, B., SOMMERFELD, K. et STEFFES, S. (2013). Causal effects on employment after first birth — a dynamic treatment approach. *Labour Economics*, 25:49–62.
- FITZENBERGER, B., STEFFES, S. et STRITTMATTER, A. (2016). Return-to-job during and after parental leave. *The International Journal of Human Resource Management*, 27(8):803–831.

- FRANCESCONI, M. (2002). A joint dynamic model of fertility and work of married women. *Journal of Labor Economics*, 20(2):336–380.
- GAINI, M., LEDUC, A. et VICARD, A. (2013). Peut-on parler de « générations sacrifiées »? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique. *Économie et Statistique*, (462-463):5–23.
- GALAND, O. (2000). Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées. *Économie et Statistique*, (337-338):13–36.
- GALLAND, O. (1995). Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte. *Économie et Statistique*, (283):33–52.
- GANGL, M. et ZIEFLE, A. (2009). Motherhood, labor force behavior, and women’s careers : An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in britain, germany, and the united states. *Demography*, 46(2):341–369.
- GEYER, J., HAAN, P. et WROHLICH, K. (2015). The effects of family policy on maternal labor supply : Combining evidence from a structural model and a quasi-experimental approach. *Labour Economics*, 36:84 – 98.
- GIANNELLI, G. C. et MONFARDINI, C. (2003). Joint decisions on household membership and human capital accumulation of youths. the role of expected earnings and local markets. *Journal of Population Economics*, 16:265–285.
- GIULIANO, P. (2007). Living arrangements in western europe : does cultural origin matter? *Journal of the European Economic Association*, 5(5):927–952.
- GJERDINGEN, D. K. et CENTER, B. A. (2005). First-time parents’ postpartum changes in employment, childcare, and housework responsibilities. *Social Science Research*, 34(1):103–116.
- GLAUBER, R. (2008). Race and Gender in Families and at Work : the fatherhood wage premium. *Gender and Society*, 22(1):8–30.
- GONG, T. (2009). Do parental transfers reduce youths’ incentives to work? *Labour*, 23(4):653–676.
- GOUX, D. et MAURIN, E. (1997). Destinées sociales : le rôle de l’école et du milieu d’origine. *Économie et Statistique*, pages 13–26.
- GRAY, B. (2014). *cmprsk : Subdistribution Analysis of Competing Risks*. R package version 2.2-7.

- GREENE, W. (2003). *Econometric Analysis*. Pearson Education International, 5th édition.
- GROBON, S. et PORTELA, M. (2016). Les valeurs des jeunes adultes, leur perception de l'avenir et de la protection sociale. *Les dossiers de la DREES*, (3).
- GRUBER, J. (1994). The incidence of mandated maternity benefits. *The American Economic Review*, 84:622–641.
- GÜELL, M. et PETRONGOLO, B. (2007). How binding are legal limits? transitions from temporary to permanent work in spain. *Labour Economics*, 14(2):153–183.
- GUSTAFSSON, S. S., WETZELS, C. M., VLASBLOM, J. D. et DEX, S. (1996). Women's labor force transitions in connection with childbirth : A panel data comparison between germany, sweden and great britain. *Journal of Population Economics*, 9:223–246.
- GUTIÉRREZ-DOMENÈCH, M. (2005). Employment after motherhood : a european comparison. *Labour Economics*, 12:99–123.
- HALLER, B., SCHMIDT, G. et ULM, K. (2013). Applying competing risks regression models : an overview. *Lifetime Data Analysis*, 19(1):33–58.
- HAUSCHILDT, K., GWOSĆ, C., NETZ, N. et MISHRA, N. (2015). *Social and Economic Conditions of Student Life in Europe Synopsis of Indicators | EUROSTUDENT V 2012–2015*. W. Bertelsmann Verlag GmbH & Co. KG.
- Haut Conseil de la FAMILLE, h. (2016). Les jeunes de 18 à 24 ans. *Documents du Haut Conseil de la Famille*.
- HECKMAN, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47:153–161.
- HERPIN, N. et VERGER, D. (1998). Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, (308-310):211–227.
- HILL, M. S. (1979). The wage effects of marital status and children. *The Journal of Human Resources*, 14(4):579–594.
- HLAVAC, M. (2015). *stargazer : Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables*. Harvard University, Cambridge, USA. R package version 5.2.
- HODGES, M. et BUDIG, M. (2010). Who gets the daddy bonus, Organizational Hegemonic Masculinity and the Impact of Fatherhood on Earnings. *Gender and Society*, 24(6):717–745.

- JOSEPH, O., PAILHÉ, A., RECOTILLET, I. et SOLAZ, A. (2013). The economic impact of taking short parental leave : Evaluation of a French reform. *Labour Economics*, 25:63–75.
- JULIA, E. et PINEL, C. (2016). Salaires dans le secteur privé. *INSEE PREMIERE*, (1617).
- KALENKOSKI, C. M. et PABILONIA, S. W. (2010). Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Journal of Population Economics*, 23:469–496.
- KALMIJN, M. (2011). The influence of men’s income and employment on marriage and cohabitation : Testing oppenheimer’s theory in europe. *European Journal of Population*, 27(3):269–293.
- KAPLAN, E. L. et MEIER, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American statistical association*, 53(282):457–481.
- KEAN, M. P. et WOLPIN, K. I. (2001). The effect of parental transfers and borrowing constraints on educational attainment. *International Economic Review*, 42(4):1051–1103.
- KILLEWALD, A. (2013). A reconsideration of the fatherhood premium : marriage, coresidence, biology, and father’s wages. *American Sociological Review*, 78(1):96–116.
- LAFERRÈRE, A. (2005). Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges. *Économie et Statistique*, pages 147–175.
- LALIVE, R., SCHLOSSER, A., STEINHAEUER, A. et ZWEIMÜLLER, J. (2014). Parental leave and mothers’ careers : The relative importance of job protection and cash benefits. *The Review of Economic Studies*, 81(1):219–265.
- LALIVE, R. et ZWEIMÜLLER, J. (2009). How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work ? Evidence from Two Natural Experiments. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3):1363–1402.
- LEGAL, A. (2015). 97 000 jeunes en grande précarité bénéficient du fonds d’aide aux jeunes en 2013. *Études & Résultats, DREES*, (903).
- LEGENDRE, E., LHOMMEAU, B. et VINCENT, J. (2016). Le congé de paternité : un droit exercé par sept pères sur dix. *Études & Résultats, DREES*, (957).

- LEGENDE, F., LORNET, J.-P., RONAN, M. et THIBAUT, F. (2004). La Prime pour l'emploi constitue-t-elle un instrument de soutien aux bas revenus? *Revue de l'OFCE*, 43-58(88):43-58.
- LEIBOWITZ, A., KLERMAN, J. A. et WAITE, L. J. (1992). Employment of new mothers and child care choice : Differences by children's age. *The Journal of Human Resources*, 27(1):112-133.
- LENOIR, D. (2016). L'accueil du jeune enfant en 2015. *observatoire national de la petite enfance*.
- LEQUIEN, L. (2012a). Durée d'une interruption de carrière à la suite d'une naissance : impact sur les salaires [L'exemple de la réforme de l'APE]. *Politiques sociales et familiales*, 108(1):59-72.
- LEQUIEN, L. (2012b). The Impact of Parental Leave Duration on Later Wages. *Annales d'Economie et de Statistique*, (107-108):267-285.
- LHOMMEAU, B. (2014). Quand les jeunes n'habitent pas chez leurs parents : revenus et niveau de vie. *Études & Résultats, DREES*, (867).
- LOUBET, A. et REDURON, V. (2015). Le RSA en 2014 : une augmentation qui fléchit mais reste soutenue. *Études & Résultats, DREES*, (908).
- LUNDBERG, S. et ROSE, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7:689-710.
- LUNDBERG, S. et ROSE, E. (2002). The effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2):689-710.
- MARC, C. et THIBAUT, F. (2009). Les principes du revenu de solidarité active au regard des expériences étrangères. *Politiques sociales et familiales*, (98).
- MARTIN, G. (2009). A portrait of the youth labor market in 13 countries, 1980-2007. *Monthly Labor Review*, 132(7):3-21.
- MARTINEZ-GRANADO, M. et RUIZ-CASTILLO, J. (2002). The decisions of spanish youth : A cross-section study. *Journal of Population Economics*, 15:305-330.
- MAZUY, M., BARBIERI, M., BRETON, D. et ALBIS(D'), H. (2015). L'évolution démographique récente de la France et ses tendances depuis 70 ans. *Population*, 70(3):417-486.

- MCCALL, B. P. (1996). Unemployment insurance rules, joblessness, and part-time work. *Econometrica*, 64(3):647–682.
- MCELROY, M. (1985). The joint determination of household membership and market work : The case of young men. *Journal of Labor Economics*, 3(3):293–316.
- MCFADDEN, D. (1973). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. *In Frontiers of Econometrics*, pages 105–142. P. zarembka, new york : Academic press édition.
- MCFADDEN, D. et RUUD, P. A. (1994). Estimation by simulation. *The Review of Economics and Statistics*, 76(4):591–608.
- MENDOLA, D., Busetta, A. et AASSVE, A. (2009). What keeps young adults in permanent poverty? A comparative analysis using ECHP. *Social Science Research*, 38(4):840–857.
- MEURS, D., PAILHÉ, A. et PONTHEUX, S. (2010). Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France. *Annals of Economics and Statistics*, (99-100):15–46.
- MINCER, J. et POLACHEK, S. (1974). Family Investment in Human Capital : Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82(2):S76–S108.
- MODELL, J., FURSTENBERG, F. F. et HERSHBERG, T. (1976). Social change and transitions to adulthood in historical perspective. *Journal of Family History*, 1(1):7–32.
- MUSSIDA, C. (2007). Unemployment duration and competing risks : A regional investigation. *DISCES - Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*, (0749).
- OPPENHEIMER, V. K. (1988). A theory of marriage timing : Assortative mating under varying degrees of uncertainty. *American Journal of Sociology*, 94(3):563–591.
- PAILHÉ, A. et SOLAZ, A. (2007). Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d’enfants. *Recherches et prévisions*, 90(1):5–16.
- PAK, M. (2013). Le temps partiel en 2011 : des profils et des conditions d’emploi très contrastés selon que le temps partiel est « choisi » ou « subi ». *Dares Analyses*, (5):1–14.

- PEICHL, A. et SIEGLOCH, S. (2012). Accounting for labor demand effects in structural labor supply models. *Labour Economics*, 19(1):129–138.
- PIKETTY, T. (2005). Impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France. *Histoires de familles, histoires familiales : les Cahiers de l'INED*, (156):79–109.
- PLACE, D. et VINCENT, B. (2009). L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômes et les compétences. *Économie et Statistique*, (424-425):125–147.
- PORTELA, M., SAINT POL, T. et ALBÉROLA, E. (2014). Ressources et parcours vers l'indépendance des jeunes adultes en France. *Dossiers Solidarité Santé, DREES*, (51).
- PORTUGAL, P. et ADDISON, J. T. (2008). Six ways to leave unemployment. *Scottish Journal of Political Economy*, 55(4):393–419.
- PRIoux, F. (2009). Les couples non mariés en 2005 : quelles différences avec les couples mariés? *Politiques sociales et familiales*, (96).
- PÉRIVIER, H. (2017). Réduire les inégalités professionnelles en réformant le congé paternité. *OFCE policy brief*, (11):1–14.
- RÉGNIER-LOILIER, A. et SOLAZ, A. (2010). La décision d'avoir un enfant : une liberté sous contraintes. *Politiques sociales et familiales*, (100).
- ROBERT-BOBÉE, I. (2002). Parmi les jeunes ne vivant plus chez leurs parents les étudiants sont les plus aidés par leur famille. *INSEE PREMIERE*, (626).
- ROSENZWEIG, M. et WOLPIN, K. (1993). Intergenerational support and the life-cycle incomes of young men and their parents : Human capital investments, coresidence, and intergenerational financial transfers. *Journal of Labor Economics*, 11(1):84–112.
- SANCHEZ, L. et THOMSON, E. (1997). Becoming mothers and fathers : Parenthood, gender, and the division of labor. *Gender and Society*, 11(6):747–772.
- SAUREL-CIBIZOLLES, M.-J., ROMITO, P., VICENTA, E.-A., LELONG, N., MAS PONS, R. et ANCEL, P.-Y. (1999). Returning to work after childbirth in France, Italy, and Spain. *European Sociological Review*, 15:179–194.
- SCHÖNBERG, U. et LUDSTECK, J. (2014). Expansions in maternity leave coverage and mothers' labor market outcomes after childbirth. *Journal of Labor Economics*, 32(3):469–505.

- SCHNEIDER, J. (2003). Income sharing between parents and young people living at home. *SPRC Discussion Paper*, (125).
- SIRUGUE, C. (2013). Réforme des dispositifs de soutien aux revenus d'activité modestes. *La documentation Française*.
- SOLARD, J. et COPPOLETTA, R. (2014). La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ? *Économie et Statistique*, (469-470):61–84.
- STANCANELLI, E. G. F. (2008). Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women. *Journal of Public Economics*, 92(10–11):2036–2047.
- STANCANELLI, E. G. F. et STERDYNYIAK, H. (2004). Un bilan des études sur la Prime pour l'emploi. *Revue de l'OFCE*, 88(1):17–41.
- SUTHERLAND, H. et FIGARI, F. (2013). EUROMOD : the European Union tax-benefit microsimulation model. *International Journal of Microsimulation*, 1(6): 4–26.
- THERNEAU, T. (2015a). *coxme : Mixed Effects Cox Models*. R package version 2.2-5.
- THERNEAU, T. M. (2015b). *A Package for Survival Analysis in S*. version 2.38.
- THERNEAU, T. M., GRAMBSCH, P. M. et PANKRATZ, S. (2003). Penalized survival models and frailty. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 12(1): 156–175.
- THEVENON, O., ADEMA, W. et ALI, N. (2014). Les politiques familiales en France et en Europe : évolutions récentes et effets de la crise. *Population et Sociétés*, (512).
- TRAIN, K. (2009). *Discrete Choice Methods With Simulation*. Cambridge University Press, Upper Saddle River, 2nd édition.
- Van de VELDE, C. (2008). L'autonomie des jeunes adultes, une affaire d'état ? Des politiques publiques aux cultures familiales en Europe. *Informations sociales*, (145):112–121.
- Van de VELDE, C., CRÉPIN, C. et DAUPHIN, S. (2013). Repenser la jeunesse dans le système de protection sociale. *Informations sociales*, (175):134–140.
- VAN SOEST, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply : A Discrete Choice Approach. *Journal of Human Resources*, 30(1):63–88.

- VANHÉE, O., BOIS, G., PANABIÈRE, G. H. et BERTRAND, J. (2013). La fratrie comme ressource [le rôle des aînés dans les parcours scolaires des enfants de familles nombreuses]. *Politiques sociales et familiales*, 111(1):5–15.
- VILLENEUVE-GOKALP, C. (2000). Les jeunes partent toujours au même âge de chez leurs parents. *Économie et Statistique*, 337(1):61–80.
- VOLANT, S. (2017). Un premier enfant à 28,5 ans en 2015 : 4,5 ans plus tard qu'en 1974. *INSEE PREMIERE*, (1642).
- WALDFOGEL, J. (1997). The effect of children on Women's Wages. *American Sociological Review*, 62(2):209–217.
- WICKHAM, H., FRANCOIS, R., HENRY, L. et MÜLLER, K. (2015). *dplyr : A Grammar of Data Manipulation*. R package version 0.4.1.
- WILNER, L. (2016). Worker-firm matching and the parenthood pay gap : Evidence from linked employer-employee data. *Journal of Population Economics*, 29(4): 991–1023.
- WOLFF, F.-C. (2006). Parental transfers and the labor supply of children. *Journal of Population Economics*, 19:853–877.
- WOLFF, F.-C. (2017). Activité rémunérée et temps consacré aux études supérieures. *Revue Economique*, à paraître.
- ZHOU, B., FINE, J., LATOUCHE, A. et LABOPIN, M. (2012). Competing risks regression for clustered data. *Biostatistics*, 13(3):371–383.
- ZHOU, B. et LATOUCHE, A. (2013). *crrSC : Competing risks regression for Stratified and Clustered data*. R package version 1.1.

Liste des tableaux

2.1	Statistiques descriptives par sexe	49
2.2	Statistiques descriptives cohabitant vs non-cohabitant	49
2.3	Statistiques descriptives étudiant vs non-étudiant	51
2.4	Statistiques descriptives actif vs non-actif	54
2.5	Résultats d'estimation du probit trivarié	62
2.6	Variables explicatives	69
3.1	Risque de pauvreté et/ou d'exclusion sociale estimée en France (2013)	74
3.2	Principales aides publiques accessibles aux jeunes de 18 à 24 ans .	77
3.3	Plafond de ressources annuelles pour bénéficier de la Prime d'acti- vité en euros 2015	81
3.4	Barème de la Prime d'activité	82
3.5	Répartition du niveau de vie dans la population et indicateurs de pauvreté et d'inégalités avant l'application des réformes	95
3.6	Indicateurs de pauvreté et d'inégalité sociale	96
3.7	Analyse du coût des réformes	98
3.8	Statistiques descriptives pour l'échantillon sélectionné	101
3.9	Statistiques descriptives de la situation familiale des jeunes cohabi- tants	103
3.10	Estimation par maximum de vraisemblance du logit mixte avec 100 tirages de Halton	105
3.11	Qualité de l'ajustement	106
3.12	Elasticité de l'offre de travail des jeunes	107
3.13	Impact des réformes sur les fréquences moyennes prédites	107
3.14	Impact des réformes sur le niveau de vie (en euros)	108
3.15	Montant forfaitaire en fonction de la composition familiale en janvier 2015 (en euros)	112
3.16	Conditions d'éligibilité du foyer fiscal	112
3.17	Statistiques descriptives pour l'échantillon sélectionné	118
3.18	Résultats d'estimation des équations d'emploi et de salaire mensuel	119

4.1	Âge à la première observation pour les individus nés entre 1934 et 1963	141
4.2	Âge à la première observation pour les individus nés entre 1964 et 1993	142
4.3	Âge moyen à la naissance pour les individus nés entre 1944 et 1973	145
4.4	Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur le salaire horaire des femmes.	158
4.5	Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur le salaire horaire des hommes.	159
4.6	Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur les heures travaillées des femmes.	160
4.7	Estimation de l'impact de la naissance du premier enfant sur les heures travaillées des hommes.	161
4.8	Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur le salaire horaire des femmes.	162
4.9	Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur les heures travaillées des femmes.	163
4.10	Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur le salaire horaire et les heures travaillées des femmes.	164
4.11	Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur le salaire horaire des hommes.	165
4.12	Estimation de l'impact d'une seconde naissance sur les heures travaillées des hommes.	166
4.13	Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur le salaire horaire des hommes.	167
4.14	Estimation de l'impact d'une troisième naissance sur les heures travaillées des hommes.	168
4.15	Constitution des groupes de contrôle et de traitement	172
5.1	Âge de la mère à la naissance du premier enfant	192
5.2	Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray	202
5.3	Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec clusters par secteur d'activité	205
5.4	Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec hétérogénéité non-observée	208
5.5	Résultats d'estimation du modèle de Fine et Gray avec clusters départementaux	209

Liste des figures

1.1	Part de jeunes (15-29 ans) dans la population en 2015	16
1.2	Taux de pauvreté des jeunes (15-29 ans) en 2013	16
1.3	Ratio de chômage des jeunes (15-29 ans) en 2015	17
1.4	Part de jeunes ne vivant pas avec leurs parents en 2013	19
1.5	Âge moyen du départ du foyer parental (2015)	19
1.6	Âge moyen à la sortie du système éducatif (2009)	20
1.7	Âge moyen au premier mariage (2011)	22
1.8	Âge moyen des femmes au premier enfant (2014)	23
1.9	Part des 15-29 ans dans la population totale, en France (1991-2015)	25
1.10	Ratio et taux de chômage des jeunes (1983-2015)	26
1.11	Proportion des temps partiel involontaires parmi les emplois à temps partiel total (2004-2015)	28
1.12	Taux de pauvreté des jeunes (2004-2015)	29
1.13	Âge moyen de décohabitation du foyer parental en France (2004-2015)	30
1.14	Proportion de jeunes ayant quitté le foyer parental en France . . .	31
1.15	Âge moyen des femmes au premier enfant	31
2.1	Répartition des jeunes selon la situation d'habitation et d'activité .	47
3.1	Contraintes budgétaires des jeunes, sur deux configurations fami- liales, avant et après les réformes	83
3.2	Histogramme des heures de travail hebdomadaires des jeunes céli- bataires de 18-24 ans de l'échantillon	102
4.1	Nombre d'individus dans le panel une année donnée et par cohorte .	141
4.2	Taux de fécondité en France	142
4.3	Calendrier des naissances pour les femmes	143
4.4	Calendrier des naissances pour les hommes	144
4.5	Calendrier des naissances des femmes par niveaux d'éducation . . .	145
4.6	Calendrier des naissances des hommes par niveaux d'éducation . . .	146
4.7	Salaire annuel net des femmes par niveau d'éducation (en euros 2010)	146

4.8	Salaire annuel net des hommes par niveau d'éducation (en euros 2010)	147
4.9	Salaire net annuel en fonction du nombre d'enfants pour les femmes des cohortes 1954 à 1983	148
4.10	Salaire net annuel en fonction du nombre d'enfants pour les hommes des cohortes 1954 à 1983	148
4.11	Part du temps partiel en fonction du nombre d'enfants	149
4.12	Nombre d'heures annuelles rémunérées par niveau d'éducation pour les femmes des cohortes 1954 à 1983	150
4.13	Nombre d'heures annuelles rémunérées par niveau d'éducation pour les hommes des cohortes 1954 à 1983	150
4.14	Nombre d'heures annuelles rémunérées en fonction du nombre d'enfants pour les femmes des cohortes 1954 à 1983	151
4.15	Nombre d'heures annuelles rémunérés en fonction du nombre d'enfants pour les hommes des cohortes 1954 à 1983	151
4.16	Salaire horaire des femmes avec congé parental court	174
4.17	Salaire horaire des femmes avec congé parental long	174
4.18	Heures de travail des femmes avec congé parental court	174
4.19	Heures de travail des femmes avec congé parental long	174
4.20	Salaire horaire des hommes avec congé parental court	175
4.21	Salaire horaire des hommes avec congé parental long	175
4.22	Heures de travail des hommes avec congé parental court	175
4.23	Heures de travail des hommes avec congé parental long	175
4.24	Salaire horaire des femmes avec congé parental court	176
4.25	Salaire horaire des femmes avec congé parental long	176
4.26	Heures de travail des femmes avec congé parental court	176
4.27	Heures de travail des femmes avec congé parental long	176
4.28	Salaire horaire des hommes avec congé parental court	177
4.29	Salaire horaire des hommes avec congé parental long	177
4.30	Heures de travail des hommes avec congé parental court	177
4.31	Heures de travail des hommes avec congé parental long	177
4.32	Salaire horaire des femmes avec congé parental court	178
4.33	Heures de travail des femmes avec congé parental court	178
4.34	Salaire horaire des hommes avec congé parental court	178
4.35	Heures de travail des hommes avec congé parental court	178
5.1	Taux d'emploi des femmes en France et en Allemagne	185
5.2	Proportion de femmes à temps partiel parmi les femmes employées en France et Allemagne	186

5.3	Distribution de la durée du congé post-natal en jours	192
5.4	Taille et fréquence des transitions	193
5.5	Distribution de la durée du congé post-natal en fonction de la transition effectuée, en jours	193
5.6	Caractéristiques des mères en fonction de la transition réalisée . . .	193
5.7	Estimations des fonctions de distribution de longévité par la méthode de Kaplan-Meier	200
5.8	Estimation non-paramétrique des fonctions d'incidence cumulée non conditionnelles	200

Essais sur l'offre de travail à l'entrée dans la vie adulte : application à la France

Résumé

Cette thèse a pour objectif d'étudier l'évolution de l'offre de travail des individus à l'entrée dans la vie adulte. Nous étudions, dans un premier temps, les déterminants des décisions d'étudier, de quitter le foyer parental et de travailler. Nous trouvons que l'environnement familial conditionne fortement les décisions des jeunes et crée ainsi des inégalités. Nous étudions alors l'impact d'une politique de revenu minimum sur les jeunes adultes, généralement associée à des effets désincitatifs sur l'emploi et montrons que ce n'est pas le cas. Ce type de politique peut donc permettre de réduire les inégalités entre les jeunes. Cependant, la situation résidentielle peut être prise en compte pour améliorer l'efficacité du dispositif. Une autre transition abordée dans cette thèse est la naissance du premier enfant. En effet, la naissance d'un enfant n'est pas sans conséquences sur la carrière et les salaires, notamment pour les femmes. Celles-ci semblent modifier leur activité professionnelle après la naissance d'un enfant et les mères éduquées qui quittent le marché du travail pendant une longue période subissent une perte salariale par rapport aux femmes éduquées sans enfants. Nous nous sommes ensuite tournés vers les déterminants du retour à l'emploi des mères après une naissance et montrons que les politiques publiques ne sont pas les seules à jouer un rôle. En effet, les entreprises peuvent accélérer le retour à l'emploi des mères. Aussi, semble-t-il important de comprendre comment des dispositifs tels que les accords de branches peuvent influencer d'une manière ou d'une autre l'offre de travail des parents.

Mots clefs : Offre de travail, Politiques publiques, Économie de la Famille

Résumé en anglais

This thesis aims to study the evolution of the labor supply of individuals at the entry into adulthood. We first study the determinants of decisions to study, leave the parental home and work. We find that the family environment strongly conditions young people's decisions and thus creates inequalities. We then study the impact of a minimum income policy on young adults. This is generally associated with disincentive effects on employment but we show that this is not the case. Minimum income policy can therefore reduce inequalities between young people. However, the residential situation should be considered to improve the effectiveness of the policy. Another transition addressed in this thesis is the birth of the first child. Indeed, the birth of a child is not without consequences on career and wages, especially for women. After the birth of a first child, women's trajectory changes: educated mothers who leave the labor market for a long time suffer a wage loss compared to educated women without children. We then look at the determinants of the return to employment of mothers after birth and show that public policies are not the only relevant ones. Indeed, firms can accelerate the return to employment of mothers. Also, it seems important to understand how branch agreements can influence the parents' labor supply.

Key words: Labor supply, Public policy, Family Economics