



HAL
open science

L'impact de la PreParE sur l'activité, les revenus et les modes de garde

Mathilde Guergoat-Larivière, Mathieu Narcy, Florent Sari

► To cite this version:

Mathilde Guergoat-Larivière, Mathieu Narcy, Florent Sari. L'impact de la PreParE sur l'activité, les revenus et les modes de garde. Centre d'études de l'emploi et du travail - CEET; France Stratégie; Haut conseil de la famille, de l'enfance et de l'âge. 2023. hal-04426961

HAL Id: hal-04426961

<https://hal.science/hal-04426961>

Submitted on 20 Feb 2024

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.

L'impact de la PreParE sur l'activité, les revenus et les modes de garde

Rapport final

Mathilde GUERGOAT-LARIVIERE
Université de Lille, Clersé et CEET

Mathieu NARCY (resp.)
CNAM, Lirsa et CEET

Florent SARI
Université Paris-Est Créteil, Erudite et CEET

Synthèse

La dernière réforme française du congé parental, entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015, a instauré la Prestation Partagée d'Education de l'enfant (PreParE). Elle avait pour objectifs affichés, d'une part, de « favoriser le retour des femmes vers l'emploi » et, d'autre part, de « modifier la répartition des responsabilités parentales au sein du couple pour qu'elle ne joue plus systématiquement en défaveur des femmes ». Pour les parents ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus, cette réforme s'est traduite par une réduction de 36 à 24 mois de la durée maximale d'indemnisation du congé parental si les deux parents ne partagent pas le congé. Elle a ainsi supprimé *de facto* la possibilité qu'un seul parent bénéficie d'un congé parental indemnisé jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant. Elle a créé une situation inédite pour les mères françaises pour au moins deux raisons. Premièrement, celles-ci sont confrontées à un congé parental indemnisé pris individuellement d'une durée raccourcie d'une année. Deuxièmement, elles ont désormais la possibilité de rester en congé parental pendant la troisième année mais sans percevoir d'indemnisation.

L'objectif de ce rapport est tout d'abord d'évaluer l'effet de l'entrée en vigueur de la PreParE sur le taux de recours à cette prestation au cours de la troisième année après la naissance d'un deuxième enfant ou plus. Nous étudions ensuite les effets de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental engendrée par la réforme sur la situation d'emploi des mères, non seulement à court terme (entre le 2^e et le 3^e anniversaire de l'enfant), mais également à moyen terme (entre le 3^e et le 6^e anniversaire). Enfin, les conséquences de cette réduction sur le taux de recours des familles à certains modes de garde formels au cours de la troisième année après la naissance sont analysées.

Pour identifier l'effet causal de la réforme sur ces trois dimensions, la stratégie d'identification adoptée se fonde sur le principe de régression sur discontinuité. Elle consiste à comparer la situation des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 avec celle des familles ayant donné naissance en décembre 2014. Considérer des familles très proches dans le temps garantit, sous certaines conditions, que leur seule différence réside dans le fait que certaines sont concernées par l'entrée en vigueur de la PreParE et les autres non. Nous mobilisons les fichiers administratifs produits par la CNAF qui permettent de couvrir de manière quasi-exhaustive l'ensemble des familles ayant au moins deux enfants à charge et donc potentiellement concernées par la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental. Notre analyse porte sur les familles en couple ayant au moins un enfant à

charge au moment de l'arrivée du nouvel enfant et n'ayant pas eu de nouvelle naissance au cours de la période potentiellement concernée par le congé parental.

L'entrée en vigueur de la PreParE s'est logiquement traduite par une chute très importante dans la prise du congé parental indemnisé à taux plein comme à taux partiel, pour les mères au cours de la troisième année suivant la naissance. Certaines catégories de mères ont été plus particulièrement impactées par la réforme. Il s'agit notamment des mères ayant les contraintes familiales les plus fortes et appartenant aux ménages les moins aisés. En revanche, la réforme n'a pas réellement encouragé les pères à recourir au congé parental. Seule une très légère hausse de leur taux de recours au congé parental indemnisé à taux partiel est observée lors de la troisième année (+1,1 pp). Cette hausse infime n'a donc pas pu engendrer une modification significative de la répartition des responsabilités parentales au sein des couples, telle que souhaitée dans les motifs de la réforme.

En revanche, la réforme a en partie atteint son premier objectif puisque la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a augmenté la probabilité des mères d'être en emploi, non seulement lors de la 3^{ème} année de leur enfant (+20 pp.), mais également sur les trois années suivantes (+3,4 pp.). En d'autres termes, certaines mères, qui n'auraient pas repris d'emploi après trois ans de congé parental indemnisé, en reprennent un quand ce congé ne dure que deux ans. Ces mères sont à la fois celles qui avaient la probabilité la plus élevée de quitter le marché du travail suite à une interruption de carrière de trois ans et celles pour lesquelles la réforme a eu le plus d'impact sur leur probabilité de retourner en emploi à court terme. Il s'agit à nouveau des mères ayant les contraintes familiales les plus fortes et appartenant aux ménages les moins aisés. Ces résultats différenciés selon le niveau de revenu font écho à la dimension de « segmentation sociale » du congé parental français liée à son indemnisation faible et forfaitaire.

Enfin, le retour plus précoce en emploi des mères ayant pris un congé parental suite à l'entrée en vigueur de la PreParE a contribué à augmenter le taux de recours à certains modes de garde formels (assistante maternelle, garde à domicile, micro-crèches) au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance. Néanmoins, l'effet positif de la réforme sur ce taux de recours est presque deux fois moins important que celui observé sur l'emploi des mères à court terme. Compte tenu du fait qu'il est relativement difficile d'obtenir une place en crèche pour un enfant de deux ans, un nombre non négligeable de mères ont certainement eu recours à des modes de garde informels (parents eux-mêmes, familles, amis, voisins) au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Il semble donc indispensable de proposer une offre adéquate de places en structures d'accueil et auprès d'assistantes maternelles, notamment pour les enfants âgés de deux ans.

Table des matières

Synthèse	2
Introduction	10
I. Le congé parental en France et à l'étranger : dispositifs et réformes	15
1.1. Les congés familiaux.....	15
1.1.1. Le congé maternité.....	15
1.1.2. Le congé d'adoption (destiné aux deux parents)	16
1.1.3. Le congé de 3 jours pour naissance ou pour adoption (destiné au père ou au second parent)	16
1.1.4. Le congé de paternité et d'accueil de l'enfant (destiné au père ou au second parent)	17
1.1.5. Le congé parental (destiné aux deux parents) jusqu'à sa réforme de 2015	18
1.2. Le congé parental en France et ses réformes	22
1.2.1. Les réformes avant 2015	22
1.2.2. La réforme de 2015	24
1.3. Comparaison du congé parental en France et en Europe.....	26
1.3.1. Comment se positionne la France dans l'ensemble des pays européens en termes de durée et d'indemnisation du congé parental ?.....	26
1.3.2. Comment se positionne la France dans l'ensemble des pays européens en termes d'incitation au partage du congé parental entre les deux parents ?.....	31
1.4. Les conséquences des réformes du congé parental.....	35
1.4.1. Arguments théoriques	35
1.4.2. Conséquences empiriques	42
1.5. Les premières évaluations de la réforme.....	48
1.5.1. Des premières tentatives menées par la CNAF mais sans groupe de contrôle	48
1.5.2. Des premières évaluations avec groupe de contrôle se focalisant sur le taux de recours à la prestation	51
1.5.3. Apports par rapport aux premières évaluations	54
II. Méthodologie et données de l'étude	55
2.1. L'analyse empirique	55
2.1.1. La stratégie d'identification	55
2.1.2. Vérification des conditions de validité de la stratégie d'identification.....	57
2.1.3. Evaluation de l'effet de la réforme sur le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année suivant la naissance	62
2.1.4. Evaluation de l'effet de la réforme sur la situation sur le marché du travail des mères et sur le taux de recours aux modes de garde.....	64
2.2. Données mobilisées et échantillon d'étude	67
2.2.1. Les fichiers administratifs de la CNAF	67
2.2.2. Limites des données mobilisées.....	70
2.2.3. Constitution de l'échantillon d'étude.....	73

III. Quels effets de la réforme sur le recours au congé parental indemnisé, le retour à l’emploi des mères et le recours aux modes de garde ?	75
3.1. Une forte chute du recours au congé indemnisé pour certaines mères et un effet quasi-nul sur le recours des pères la troisième année	75
3.1.1. Effet global.....	75
3.1.2. Effets différenciés selon certaines caractéristiques des parents et du ménage	78
3.1.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail	88
3.2. Un effet positif sur le retour vers l’emploi des mères la troisième année et au-delà	94
3.2.1. Effet global à court et moyen terme.....	94
3.2.2. Effets différenciés à court et moyen terme selon les caractéristiques de la mère et du ménage	98
3.2.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail	107
3.3. Un recours accru aux modes de garde formels mais également informels suite à la réforme	111
3.3.1. Effet global.....	111
3.3.2. Effets différenciés selon les caractéristiques de la mère et du ménage	117
3.3.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail	125
Conclusion.....	128
Références bibliographiques	131
Annexes.....	137

Liste des figures

Figure 1 : Taux de recours mensuel à l'indemnisation du congé parental pour les parents d'un enfant de rang 2 ou supérieur au cours de la 3^{ème} année après la naissance 76

Liste des graphiques

Graphique 1 : Durées des congés réservés ou adressés de fait aux pères en Europe en nombre de semaines (congé de paternité exclu)..... 34

Graphique 2 : Taux moyens d'indemnisation du congé parental (exprimés en pourcentage du revenu)..... 35

Graphique 3 : Taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance parmi les mères n'ayant pas recouru à un congé parental à temps plein ou à temps partiel 113

Liste des tableaux

Tableau 1 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance 77

Tableau 2 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon certaines caractéristiques des enfants et des parents 81

Tableau 3 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le revenu d'activité de la mère perçu en 2014 (par quartile) 83

Tableau 4 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le revenu d'activité du père perçu en 2014 (par quartile) 85

Tableau 5 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon les revenus du ménage perçus en 2014 (par quartile) 88

Tableau 6 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile)..... 90

Tableau 7 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi (par quartile).....	93
Tableau 8 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères à court et moyen terme.....	96
Tableau 9 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon certaines caractéristiques des enfants et de la mère.....	100
Tableau 10 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus qu'elles ont perçus en 2014 (par quartile).....	103
Tableau 11 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile).....	105
Tableau 12 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile).....	106
Tableau 13 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile).....	109
Tableau 14 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi (par quartile).....	110
Tableau 15 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la troisième année après la naissance.....	114
Tableau 16 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg et la probabilité d'emploi des mères au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon la présence de quartiers prioritaires de la politique de la ville (QPV).....	117
Tableau 17 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon certaines caractéristiques de l'enfant et de la mère.....	119
Tableau 18 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année suivant la naissance selon les revenus perçus par la mère en 2014 (par quartile).....	121
Tableau 19 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile).....	123

Tableau 20 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile).....	124
Tableau 21 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile).....	126
Tableau 22 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année après la naissance selon le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile)	127
Tableau A1 : Caractéristiques des familles vivant en couple selon qu'elles aient donné naissance à un enfant de rang 2 ou de rang supérieur en janvier 2015 ou en décembre 2014	137
Tableau A2 : Taux de recours à l'indemnité associée au congé parental en décembre 2015 selon le mois de naissance du deuxième enfant ou plus	138
Tableau A3 : Déterminants de la probabilité d'observer au moins un mois de perception du complément d'activité entre le 25 ^e et le 35 ^e mois après la naissance.....	139
Tableau A4 : Déterminants de la probabilité d'être en emploi entre le 3 ^{ème} et 6 ^{ème} anniversaire de l'enfant pour les mères non concernées par la réforme	140
Tableau A5 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon certaines caractéristiques des enfants et des mères	141
Tableau A6 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus qu'elles ont perçus en 2014 (par quartile)	142
Tableau A7 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile)	143
Tableau A8 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile).....	144
Tableau A9 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile).....	145
Tableau A10 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile)	146
Tableau A11 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3 ^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon certaines caractéristiques des enfants et des mères.....	147

Tableau A12 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus de la mère, du père et du ménage perçus en 2014 (par quartile) 148

Tableau A13 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de couverture des modes de garde de la commune et le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile) 149

Introduction

La plupart des pays de l'OCDE offrent la possibilité aux parents de prendre un congé parental suite à la naissance de leur enfant afin qu'ils puissent interrompre leur activité professionnelle au-delà du congé maternité (ou paternité). Le congé parental combine le plus souvent une protection par le droit du travail pour garantir une reprise de l'emploi précédemment occupé à la fin du congé et une indemnisation pour compenser en partie la perte de revenu causée par cette interruption de carrière.

Toutefois, les dispositions relatives au congé parental varient fortement d'un pays à l'autre, notamment en termes de durée de protection, de montant et de durée d'indemnisation. Certains pays ne proposent pas du tout de dispositif de congé parental. C'est le cas des États-Unis, qui se caractérisent également par un congé maternité non rémunéré. D'autres pays offrent uniquement un congé parental non rémunéré, comme le Royaume-Uni, les Pays-Bas ou l'Espagne. Dans les pays où le congé parental est indemnisé, les prestations ne couvrent pas nécessairement la totalité de la période de congé protégée par le droit du travail et les taux d'indemnisation varient fortement d'un pays à l'autre. Parmi eux, deux groupes de pays peuvent être distingués. Certains pays offrent des congés parentaux courts avec des prestations relativement élevées et généralement liées aux revenus antérieurs. La Suède, par exemple, offre 16 mois de congé indemnisé à 80 % du revenu antérieur. En Allemagne, la durée de protection peut s'étendre jusqu'à 36 mois, tandis que la durée d'indemnisation n'excède pas 12 mois (ou 14 mois si elle est partagée entre les parents). Cette durée d'indemnisation relativement courte permet d'avoir un système assez généreux avec une indemnisation à hauteur de 67 % du dernier salaire perçu. D'autres pays offrent des congés plus longs avec des prestations faibles, souvent forfaitaires. La France se classe dans cette catégorie avec un congé parental long qui peut s'étendre jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant mais une indemnisation forfaitaire faible et indépendante du niveau de revenu du parent (environ 400 euros par mois lorsqu'il est pris à taux plein). Jusqu'en 2015, cette indemnité couvrait la totalité de la durée du congé pour les parents d'un deuxième enfant ou plus, c'est-à-dire trois ans, mais seulement six mois pour un premier enfant.

Depuis l'instauration des congés parentaux, ces dispositifs ont été réformés à plusieurs reprises dans de nombreux pays développés. Les premières réformes, essentiellement adoptées dans les années 80 et 90, avaient pour principaux objectifs de favoriser l'activité des mères en évitant leur sortie définitive du marché du travail après la naissance d'un enfant et de stimuler

les taux de fécondité, en particulier au sein des pays où ces derniers étaient faibles. Ces réformes se sont donc traduites par l'adoption de congés parentaux plus généreux, soit en améliorant leur indemnisation en termes de durée et/ou de montant, soit en rallongeant leur durée de protection, soit en faisant les deux conjointement. C'est le cas des réformes mises en œuvre en France avant celle de 2015. La réforme de 1984 a ainsi étendue la durée de protection de 2 à 3 ans. Les réformes de 1994 et de 2004 ont, quant à elles, considéré davantage de configurations familiales pour l'indemnisation du congé parental.

Or, la grande majorité des études s'accorde à montrer que ces congés parentaux plus généreux ont eu des effets négatifs sur l'emploi des mères à court terme, c'est-à-dire au cours de la période où elles sont éligibles au congé parental, sans pour autant que l'on observe des effets bénéfiques significatifs sur leur situation sur le marché du travail à plus long terme (voir, par exemple, Lalive et Zweimüller, 2009 ; Lalive *et al.*, 2014 ; Schönberg et Ludsteck, 2014 ; à partir de réformes étrangères). Pour la France, l'étude de Lequien (2012) montre même des effets négatifs à long terme. Elle révèle en effet que la réforme du congé parental de 1994, étendant l'Allocation Parentale d'Education (APE) aux parents de deux enfants, s'est traduite par une augmentation de la durée d'interruption de carrière des mères suite à la naissance de leur deuxième enfant. Cela a contribué à réduire significativement leurs revenus perçus au cours des sept années après leur retour en emploi. En outre, avec l'augmentation des taux d'activité des femmes, le congé parental est désormais davantage perçu comme un dispositif encourageant les interruptions de carrière des seules mères alors que ces interruptions constituent une des principales sources des inégalités de salaire entre les femmes et les hommes (Meurs *et al.*, 2010). Il peut par ailleurs contribuer à l'inégale partage des tâches parentales au sein des couples, dans la mesure où le parent qui le prend est souvent amené à gérer la majorité de ces tâches.

C'est pourquoi, dans plusieurs pays, de nouvelles réformes ont été mises en place ces dernières années visant à favoriser un meilleur partage du congé parental entre les deux parents, tout en introduisant un congé paternité. Certains pays ont instauré des réformes rendant le congé parental plus généreux qu'avant (notamment plus long) lorsqu'il est pris par les deux parents (par exemple, l'Allemagne, le Portugal et la France, mais uniquement pour le premier enfant). Au contraire, d'autres pays ont mis en place des réformes rendant le congé parental moins généreux qu'avant (notamment en termes de durée d'indemnisation) s'il n'est pas en partie partagé (par exemple, la Norvège, l'Autriche, la Belgique et la France pour les enfants de rang 2 ou de rang supérieur). A notre connaissance, les effets de telles réformes sur la situation d'emploi des mères n'ont été que rarement évalués. Dans le cas de la France, l'accent a surtout

été mis sur les conséquences en termes de recours au dispositif et de partage entre les parents (Haut Conseil de la Famille, de l'Enfance et de l'Age - HCFEA, 2019 ; Narcy et Sari, 2020 ; Périvier et Verdugo, 2021).

La dernière réforme française du congé parental, entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015 et qui a remplacé le Complément de Libre Choix d'Activité (CLCA) par la Prestation Partagée d'Education de l'enfant (PreParE), impose cette forme de pénalité pour les couples donnant naissance à un deuxième enfant ou plus. Pour cela, le principe général sur lequel repose cette réforme est de faire reconnaître le droit à l'indemnisation au congé parental comme un droit individuel et non familial de telle sorte qu'une part de la durée d'indemnisation soit réservée spécifiquement à l'un des deux parents sans qu'il soit possible de la transférer à l'autre. Ainsi, pour les parents donnant naissance à un deuxième enfant ou plus, la durée maximale d'indemnisation est désormais fixée à 24 mois par parent, alors qu'elle était auparavant de 36 mois par famille, indépendamment du parent qui la sollicitait. Cette réforme a ainsi supprimé *de facto* la possibilité qu'un seul parent (généralement la mère) bénéficie d'un congé parental indemnisé jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant. Elle a créé une situation inédite pour les mères françaises pour au moins deux raisons. Premièrement, celles-ci sont confrontées à un congé parental indemnisé pris individuellement d'une durée raccourcie d'une année. Deuxièmement, elles ont désormais la possibilité de rester en congé parental pendant la troisième année mais sans percevoir d'indemnisation.

Les premières véritables évaluations de l'entrée en vigueur de la PreParE ont été réalisées en 2019 : l'une par le HCFEA (2019) et l'autre par Narcy et Sari (2021). Bien que ces deux évaluations ne mobilisent ni les mêmes données, ni la même méthodologie, elles s'accordent néanmoins sur l'existence d'un effet négatif de l'entrée en vigueur de la PreParE sur le taux de recours des mères et des familles en couple avec deux enfants ou plus au congé parental ou à la prestation qui lui est associée. Narcy et Sari (2021) montrent que cette réforme a réduit d'environ 10 points de pourcentage la probabilité qu'ont les mères de recourir à un congé parental à taux plein l'année suivant la naissance de l'enfant et que les mères les plus particulièrement affectées par cette réforme sont les moins diplômées et les salariées du secteur privé. L'évaluation menée par le HCFEA (2019) révèle, quant à elle, que la réforme a contribué à réduire le taux de recours à l'indemnisation associée au congé parental de 4,3 points de pourcentage.

Une évaluation plus récente menée par Périvier et Verdugo (2021) montre que cette réforme n'a en outre pas atteint son objectif affiché d'amélioration du partage du congé parental entre les deux parents. En effet, suite à cette réforme, le taux de recours des pères au congé

parental au cours de la troisième année suivant la naissance d'un deuxième enfant ou plus n'a augmenté que d'un point de pourcentage, la proportion de pères recourant à un congé parental à taux plein ou à taux partiel passant seulement de 1,5 % à 2,5 %. En revanche, le taux de recours des mères a logiquement fortement chuté, contribuant à réduire les inégalités de revenus entre les femmes et les hommes au cours de cette même période.

Ce rapport a un triple objectif. Le premier objectif est de confirmer les résultats obtenus par Périvier et Verdugo (2021) à partir d'un échantillon d'étude différent (mieux ciblé sur les parents effectivement éligibles à la prestation) et de les enrichir en examinant s'il existe des profils de mères et de pères plus particulièrement affectés par l'entrée en vigueur de la PreParE. Le deuxième objectif est d'évaluer les effets à court et moyen termes de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental due à la réforme de 2015 sur la situation sur le marché du travail des mères. Analyser les conséquences concernant l'emploi des mères d'un congé parental qui devient moins généreux est intéressant à double titre. Tout d'abord, d'un point de vue académique, il n'y a pratiquement aucune étude ayant évalué les effets des réformes rendant un congé parental moins généreux, à l'exception de celle de Lalive et *al.* (2014) qui se concentre sur une réforme autrichienne de 1996 dans un contexte institutionnel très différent. Ensuite, d'un point de vue de politique publique, cette évaluation peut être intéressante car d'autres pays sont susceptibles d'introduire ce type de réforme, dans un futur proche, notamment dans l'optique d'encourager un meilleur partage entre les parents. Le troisième objectif de ce rapport est de déterminer dans quelle mesure la réduction d'une année de la durée d'indemnisation du congé parental en cas de non partage a conduit les familles à davantage recourir aux différents modes de garde au cours de la troisième année suivant la naissance. A notre connaissance, il n'existe pas d'étude ayant spécifiquement évalué les conséquences des réformes du congé parental sur le taux de recours aux modes de garde. En outre, dans le cadre des deuxième et troisième objectifs, nous examinons s'il existe des profils de mères et de familles plus particulièrement impactés par cette réduction d'un an de la durée d'indemnisation et si cette réduction a modifié différemment leurs comportements selon les conditions locales du marché du travail et de l'offre de modes de garde.

La stratégie d'identification retenue a déjà été mise en œuvre dans de nombreuses études évaluant les effets de réformes du congé parental sur la situation sur le marché du travail des mères (voir, par exemple, Lalive et Zweimüller, 2009 ; Dustmann et Schönberg, 2012 ; Lequien, 2012 ; Lalive *et al.*, 2014) ou encore la santé et le développement des enfants (Danzer et Davy, 2018 ; Danzer *et al.*, 2022). Elle a également été mobilisée par Narcy et Sari (2021) ainsi que par Périvier et Verdugo (2021) pour évaluer l'effet de la réforme de 2015 sur le recours au

congé parental. Celle-ci consiste à comparer des groupes de parents dont l'enfant de rang 2 ou d'un rang supérieur est né juste avant ou juste après la date de mise en œuvre de la réforme. Considérer des familles très proches dans le temps garantit, sous certaines conditions, que leur seule différence réside dans la date de naissance de leur enfant qui fait que certaines familles sont concernées par l'entrée en vigueur de la PreParE et d'autres non. Cette stratégie permet ainsi de comparer les comportements et performances sur le marché du travail de mères confrontées à des durées d'interruption potentiellement différentes sans que celles-ci soient la résultante de facteurs endogènes.

Pour mettre en œuvre la stratégie d'identification, nous mobilisons les fichiers administratifs produits par la CNAF qui présentent le grand avantage de couvrir de manière quasi-exhaustive l'ensemble des familles ayant au moins deux enfants à charge et donc potentiellement concernées par l'entrée en vigueur de la PreParE. Cette quasi-exhaustivité nous permet ainsi d'évaluer les effets de la réforme en comparant la situation des familles selon qu'elles ont donné naissance à un deuxième enfant ou à un enfant de rang supérieur le mois juste après la réforme (janvier 2015) ou celui juste avant (décembre 2014). Nous exploitons la dimension longitudinale de ces fichiers qui nous permet de suivre mensuellement la situation de ces mères et de leur famille du deuxième au sixième anniversaire de l'enfant.

Ce rapport est structuré de la manière suivante. La première partie présente en détail le dispositif du congé parental en France et la dernière réforme de 2015. Elle précise également les différences et similitudes du congé parental français avec ceux existants en Europe. Une revue des effets, à la fois théoriques et empiriques, des réformes du congé parental sur la situation des mères sur le marché du travail est également présentée. Cette première partie se termine par une description des résultats obtenus par les premières évaluations de la réforme de 2015 et par une discussion de leurs limites. La deuxième partie présente tout d'abord la stratégie d'identification mise en œuvre et ses conditions de validité. Les données mobilisées, leurs limites et la constitution de l'échantillon d'étude sont ensuite décrites. La troisième partie présente les résultats obtenus. Dans un premier temps, les effets de la réforme sur le taux de recours par les mères et les pères à l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année suivant la naissance sont évalués. Dans un second temps, nous analysons dans quelle mesure la situation des mères sur le marché du travail a été affectée par la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental, non seulement à court terme mais également à moyen terme. Dans un troisième temps, les effets de cette réduction sur le recours aux modes de garde la troisième année suivant la naissance sont étudiés.

I. Le congé parental en France et à l'étranger : dispositifs et réformes

1.1. Les congés familiaux

L'objectif de ce projet est d'évaluer la réforme de l'indemnisation du congé parental entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015 et ayant amené à la mise en place de la Prestation Partagée d'Education de l'Enfant (PreParE). Pour comprendre le fonctionnement et les effets de ce congé parental, il est nécessaire de rappeler qu'il s'inscrit dans un ensemble de prestations qui peuvent (ou pour certaines doivent) être prises par les parents à la naissance d'un enfant. On distingue notamment le congé maternité, le congé d'adoption, le congé de 3 jours de naissance ou d'adoption et enfin le congé paternité et d'accueil de l'enfant.

1.1.1. Le congé maternité

Quelle que soit leur ancienneté dans l'entreprise, les femmes salariées bénéficient, avant et après l'accouchement, d'un congé de maternité pendant lequel leur contrat de travail est suspendu. Ce dispositif qui a été instauré en France en 1909 a été réformé à plusieurs reprises depuis, afin notamment de considérer l'ensemble des salariées. C'est une loi du 17 juillet 1980 qui pose les bases du dispositif existant aujourd'hui.

La durée de ce congé dépend du nombre d'enfants vivant au foyer et du nombre de naissances attendues. Il peut varier de 16 semaines pour une première ou deuxième naissance à 46 semaines dans le cas de naissances multiples de plus de deux enfants. Dans chacun des cas, le congé prévoit une répartition du nombre de semaines entre le congé prénatal et le congé postnatal : 6 semaines de congé prénatal et 10 semaines de congé post-natal pour une première ou deuxième naissance, 8 et 18 semaines pour une naissance de rang supérieur à 2¹. Par ailleurs, si l'accouchement a lieu avant la date présumée, la durée totale du congé de maternité n'est pas réduite. Dès lors, la durée du congé prénatal qui n'a pas été prise est reportée à l'expiration du congé postnatal. Si la mère peut renoncer à une partie de son congé, elle doit toutefois obligatoirement cesser de travailler au moins huit semaines dont six après l'accouchement. Pendant toute la durée du congé maternité, sous réserve de remplir des conditions d'affiliation

¹ 12 et 22 semaines pour des jumeaux ou 24 et 22 semaines dans le cas de triplés, quadruplés etc.

suffisantes, la mère perçoit, en remplacement de son salaire, des indemnités journalières calculées sur la base des salaires des trois mois précédant son congé maternité. À l'issue de son congé maternité, la salariée retrouve son précédent emploi ou un emploi similaire assorti d'une rémunération au moins équivalente (sur les garanties offertes en matière d'évolution salariale, de congés payés etc.).

1.1.2. Le congé d'adoption (destiné aux deux parents)

Le congé d'adoption bénéficie au salarié (homme ou femme) qui s'est vu confier un enfant par le service départemental d'aide sociale à l'enfance, l'Agence française de l'adoption ou tout autre organisme français autorisé pour l'adoption. Aucune condition d'ancienneté ou d'effectif de l'entreprise n'est requise pour bénéficier de ce congé.

La durée de ce congé dépend, le cas échéant, du nombre d'enfants vivant au foyer et du nombre d'enfants adoptés. Elle est fixée comme suit : 16 semaines dans le cas général (durée applicable depuis le 1^{er} juillet 2021, au titre des enfants adoptés à compter de cette date ; pour les adoptions intervenues avant cette date, cette durée était fixée à 10 semaines) ; 18 semaines si l'adoption a pour effet de porter à trois ou plus le nombre d'enfants au foyer ; 22 semaines en cas d'adoptions multiples. En cas de répartition du congé entre les deux parents salariés, l'adoption d'un enfant ouvre droit à 25 jours supplémentaires de congé d'adoption ou à 32 jours en cas d'adoptions multiples (au lieu de 11 jours et 18 jours, respectivement, avant juillet 2021).

Pendant la durée du congé d'adoption, le contrat de travail est suspendu. Le salarié ne perçoit donc plus son salaire, sauf dispositions conventionnelles ou usages plus favorables. Au terme du congé d'adoption, le salarié retrouve son emploi précédent ou un emploi similaire assorti d'une rémunération au moins équivalente. Le montant de l'indemnité journalière est calculé sur la moyenne des salaires des 12 mois précédant l'arrivée de l'enfant dans le foyer.

1.1.3. Le congé de 3 jours pour naissance ou pour adoption (destiné au père ou au second parent²)

² Dans la suite du rapport, lorsque nous faisons référence aux pères, cela désigne en réalité les seconds parents dans le cas de couples de même sexe.

Créé en 1946, ce congé souvent appelé « congé naissance » est un congé accordé aux pères lors de la naissance de leur(s) enfant(s). Il est également accordé aux pères dont l'enfant a été adopté. Ainsi, tout salarié bénéficie de jours de congés pour chaque naissance survenue à son foyer ou pour l'arrivée d'un enfant placé en vue de son adoption. Il est accordé sans condition d'ancienneté. Il concerne indifféremment les salariés du privé, les fonctionnaires ou les contractuels.

La durée du congé est fixée à 3 jours ouvrables quel que soit le secteur (public ou privé). Elle peut être plus élevée si elle est prévue par des dispositions conventionnelles. Tout salarié est dans l'obligation de prendre ce congé. Les jours de congés sont payés normalement, comme s'ils avaient été travaillés. Ils sont assimilés à du temps de travail effectif pour la détermination de la durée du congé payé annuel. Cette période de congés commence à courir, au choix du salarié, le jour de la naissance de l'enfant ou le premier jour ouvrable qui suit.

1.1.4. Le congé de paternité et d'accueil de l'enfant (destiné au père ou au second parent)

Créé en 2002, le congé de paternité et d'accueil de l'enfant prévoit que le père salarié, le conjoint ou concubin salarié de la mère ou encore la personne salariée liée à elle par un Pacs bénéficie d'un congé après la naissance d'un enfant. Aucune condition liée à l'ancienneté, à l'effectif de l'entreprise ou au type de contrat de travail (CDD, CDI, apprentissage, temps partiel etc.) n'est exigée pour pouvoir en bénéficier.

Initialement de 11 jours calendaires, sa durée a été modifiée le 1^{er} juillet 2021 et varie désormais entre 25 et 32 jours calendaires, selon qu'il y a eu des naissances multiples ou non. Ce congé se compose de deux périodes : une période de 4 jours qui fait immédiatement suite au congé de naissance de 3 jours, durant laquelle le salarié doit, sauf exception, interrompre son activité ; une période de 21 jours (ou 28 jours en cas de naissances multiples) qui peut être fractionnée en deux périodes d'une durée minimale de 5 jours³. Il doit débiter dans un délai de 6 mois suivant la naissance, mais il peut prendre fin au-delà de cette période.

Concrètement, le salarié bénéficiaire du congé de paternité et d'accueil de l'enfant doit interrompre son activité pendant le congé de naissance d'une durée minimale de 3 jours et

³ Le congé de 3 jours vient s'ajouter au congé paternité de 25 jours, permettant d'atteindre un total de 28 jours pour le père, le conjoint ou le partenaire de Pacs de la mère. Les pères bénéficient donc désormais d'une période de 7 jours de congés obligatoires (composée des 3 jours de naissance et des 4 premiers jours de congé paternité), dès la naissance de l'enfant.

pendant la première période du congé de paternité et d'accueil de l'enfant (4 jours consécutifs) qui lui fait immédiatement suite. En revanche, il n'y a pas d'obligation de prendre la deuxième période du congé de paternité et d'accueil de l'enfant. Le salarié peut choisir de prendre une partie de ses jours ou la totalité ou choisir de ne pas les prendre.

1.1.5. Le congé parental (destiné aux deux parents) jusqu'à sa réforme de 2015

Le dernier type de congé est le congé parental (pour l'un et/ou l'autre des deux parents), dont la durée varie de 6 mois à 6 ans selon le rang et le nombre d'enfants à naître⁴. Sous le terme générique de « congé parental » sont parfois confondus deux dispositifs. Le premier lié au droit du travail qui permet aux parents de jeunes enfants en emploi d'interrompre ou de réduire leur activité professionnelle avec la garantie de retrouver leur emploi ou un emploi équivalent en fin de congé (sous-section 1.1.5.1). Le second dispositif concerne l'indemnisation de ce congé (sous-section 1.1.5.2). Il garantit que le salarié, le travailleur indépendant ou encore le chômeur bénéficie d'une indemnité durant tout ou partie de la période d'interruption de son activité (emploi ou recherche d'emploi).

1.1.5.1. Congé parental et interruption d'activité

Le congé parental permet à tout salarié du secteur privé ou du secteur public ayant au moins un an d'ancienneté de s'arrêter de travailler ou de réduire son temps de travail pour s'occuper de son enfant. Pour les naissances uniques, ce congé peut durer trois ans maximum (un an renouvelable deux fois et se terminant au plus tard le jour du 3^{ème} anniversaire de l'enfant). Pour les naissances multiples, la durée est modifiée : elle est également d'un an renouvelable deux fois pour les naissances de jumeaux mais peut se terminer jusqu'à l'entrée à l'école maternelle des enfants (soit parfois après leur 3^{ème} anniversaire) et elle est d'un an renouvelable cinq fois pour les naissances de triplés ou plus et se termine au plus tard le jour du 6^{ème} anniversaire des enfants. Pendant la période du congé parental, le contrat de travail du parent l'ayant sollicité est suspendu si le congé est pris à temps plein ou modifié par avenant si

⁴ Les dispositions légales et les conditions d'éligibilité aux dispositifs détaillées dans cette partie sont issues du site service-public.fr, consulté au mois de novembre 2021.

le congé est pris à temps partiel (activité professionnelle de 16 heures par semaine minimum)⁵. Après le congé, le salarié retrouve son précédent emploi ou bien un emploi similaire assorti d'une rémunération au moins équivalente. Il s'agit donc d'un dispositif lié au droit du travail.

A la suite d'une adoption d'un enfant de moins de 16 ans, un salarié peut également bénéficier d'un congé parental lui permettant d'interrompre ou de réduire son activité professionnelle pour élever cet enfant. Le congé parental peut débuter à tout moment au cours de la période y ouvrant droit lors de l'arrivée au foyer d'un enfant adopté ou confié en vue de son adoption. Les durées maximales des congés parentaux pour les adoptions d'enfants de moins de 3 ans sont proches de celles pour les naissances : au plus tard 3 ans après l'arrivée de l'enfant. Pour les enfants de plus de 3 ans et de moins de 16 ans, la durée maximale du congé est d'1 an (quel que soit le nombre d'enfants adoptés simultanément) et il cesse donc au plus tard 1 an après l'arrivée de l'enfant ou des enfants. Le congé parental peut être renouvelé 2 fois et doit prendre fin au plus tard 3 ans après l'arrivée des enfants au sein du foyer, dans le cas d'adoption d'un enfant ou de jumeaux. Dans le cas d'adoption de 3 enfants ou plus simultanément, le congé parental peut être renouvelé 5 fois et doit prendre fin au plus tard le jour du 6^{ème} anniversaire des enfants. Concernant l'adoption d'un ou plusieurs enfants âgés de 3 à 16 ans, le congé parental d'1 an maximum n'est pas renouvelable.

Pour avoir droit au bénéfice d'un congé parental, le salarié doit justifier d'au moins un an d'ancienneté dans l'entreprise. L'ancienneté est calculée, soit au jour de la naissance de l'enfant, soit à l'arrivée dans le foyer de l'enfant adopté. La demande de congé parental peut être exercée dès la fin du congé maternité ou du congé d'adoption et jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant. La demande doit être effectuée par le salarié à l'employeur au moins 2 mois avant le début du congé parental ou un mois avant, si le congé débute immédiatement à la fin du congé maternité. Si le salarié remplit les conditions fixées par le Code du travail, l'employeur ne peut pas refuser au salarié sa demande de congé parental. De même, l'employeur ne peut pas refuser une demande de temps partiel. Toutefois, c'est lui qui a le dernier mot pour fixer les nouveaux horaires de travail du salarié si les deux parties ne parviennent pas à s'accorder.

En outre, les travailleurs indépendants (ou les micro-entrepreneurs), affiliés au régime général de la Sécurité sociale peuvent également prendre un congé parental. Le travailleur indépendant qui souhaite prendre un congé parental total doit alors procéder à la « mise en sommeil » de son entreprise, ce qui lui permettra d'interrompre son activité pendant la période

⁵ L'exercice d'une activité professionnelle est interdit pendant le congé pris à temps plein ou sur les périodes non travaillées pendant le congé pris à temps partiel, hormis celle d'assistante maternelle.

de son congé parental, sans devoir procéder à la dissolution de la société. Toutefois, la mise en sommeil de l'entreprise est limitée à 2 années (une année renouvelable une fois).

1.2.1.2. Congé parental et indemnisation

Parallèlement à ce dispositif inscrit dans le droit du travail et garantissant de retrouver son emploi après la prise du congé, il est possible pour les parents interrompant ou réduisant leur activité professionnelle pour s'occuper de leur enfant de percevoir une indemnisation. Ce dispositif d'indemnisation s'appelait jusqu'en 2014 le Complément libre choix d'activité (CLCA) et a été renommé au moment de la réforme de 2015 qui instaure la PreParE⁶.

D'une manière générale, pour être éligible à cette indemnisation, les parents doivent avoir un enfant de moins de 3 ans ou de moins de 20 ans en cas d'adoption. Il est également nécessaire d'avoir validé au moins 8 trimestres de cotisations vieillesse sur une période de 2 ans pour un premier enfant, de 4 ans pour un deuxième enfant et de 5 ans pour un troisième enfant ou plus. Les travailleurs indépendants qui cessent leur activité professionnelle dans le cadre d'un congé parental, peuvent eux aussi bénéficier d'une indemnisation. Les conditions d'éligibilité restent identiques à celles prévalant pour les salariés. Ainsi, pour percevoir les allocations durant le congé parental, un travailleur indépendant doit donc justifier d'au moins 8 trimestres de cotisations vieillesse dans les dernières années.

Enfin, une personne bénéficiaire de l'allocation-chômage peut également demander à suspendre le versement de cette allocation afin de bénéficier d'une indemnisation. Pour ces personnes au chômage (mais qui remplissent néanmoins la condition sur la validation de 8 trimestres de cotisations vieillesse sur une période donnée), l'indemnisation ne s'accompagne en général pas d'un congé parental au sens du droit du travail puisqu'elles ne sont pas en emploi au moment de la naissance. Les allocations-chômage sont donc suspendues pour la durée de l'indemnisation et réactivées par la suite. Le versement de ces allocations reprend à la fin du congé parental sans que la durée d'indemnisation du chômage n'en soit impactée.

Avant la réforme de 2015, la durée maximale d'indemnisation s'élevait à 6 mois pour le premier enfant et s'étendait jusque 3 ans dans le cas d'un deuxième enfant ou plus. Dans le cas d'un enchaînement entre le congé maternité (ou paternité ou adoption) et le congé parental

⁶ Dans la suite du rapport, nous parlerons donc de « congé parental indemnisé » pour désigner de manière générale (avant ou après la réforme) l'indemnisation associée à l'interruption d'activité professionnelle totale ou partielle pour s'occuper de son enfant. Il faut toutefois noter que l'indemnisation peut être versée à des parents n'étant pas en congé parental au sens du droit du travail.

indemnisé, le versement de la prestation commence à la fin des indemnités journalières du congé maternité/paternité/adoption (soit plus ou moins tard selon le rang et le nombre d'enfants nés simultanément dans le cas du congé maternité). La durée du congé parental et de son indemnisation est toujours réduite de la durée du congé maternité post-natal (ou paternité ou adoption). Si une nouvelle grossesse ou adoption survient pendant le congé parental indemnisé, le congé maternité (ou paternité ou d'adoption) pour ce nouvel enfant interrompt le congé parental et l'indemnisation en cours, sans report possible des droits non épuisés. En revanche, à la fin de ce congé, un nouveau congé parental peut être pris pour le nouvel enfant.

Concernant le droit à l'indemnisation lors d'une adoption, les parents peuvent bénéficier d'une indemnisation pendant les 12 premiers mois de présence de l'enfant dans le foyer. Le droit est ouvert à partir du 1^{er} mois plein en congé parental. Pour les familles avec 2 enfants, les parents bénéficient aussi de l'indemnisation pendant les 12 premiers mois de présence de l'enfant dans le foyer. Ensuite, si l'enfant n'a pas atteint l'âge de 3 ans, le droit peut être prolongé jusqu'à cet âge. La durée est toutefois réduite du nombre de mois indemnisés au titre du congé adoption.

Le montant de l'indemnisation dépend de la quotité travaillée. Pour les parents s'interrompant complètement de travailler, le montant versé, avant la réforme de 2015, s'élevait à 392,48 euros par mois. Les parents travaillant à mi-temps (50%) percevaient 253,72 euros par mois, tandis que les parents poursuivant une activité professionnelle comprise entre 50% et 80% percevaient 146,36 euros par mois. L'indemnisation peut être accordée à un seul parent ou aux deux. Ils peuvent la percevoir en même temps ou successivement (dans le secteur privé comme dans la fonction publique). Si le couple cumule deux indemnisations simultanément, le montant total des 2 prestations versées chaque mois ne peut toutefois pas excéder 392,48 euros (soit le montant de l'indemnisation à taux plein).

Ainsi, avant la réforme du 1^{er} janvier 2015, le congé parental français se caractérise par sa durée importante mais par un dispositif d'indemnisation peu généreux. Un point important à souligner est que les conditions d'accès à la protection, d'une part, et à l'indemnisation, d'autre part, ne sont pas les mêmes. L'indemnisation du congé parental est en effet subordonnée à des références d'activités distinctes de celle du congé parental. En effet, tout salarié peut bénéficier de ce congé s'il justifie d'un an d'ancienneté dans l'entreprise à la date de naissance de l'enfant ou, en cas d'adoption, à la date d'arrivée dans le foyer (avant l'âge de 16 ans). Pour l'éligibilité à l'indemnisation, il ne faut pas obligatoirement être en emploi, mais justifier de 8 trimestres validés pour la retraite dans les années qui précèdent la demande. De plus, les durées de ces

deux dispositifs peuvent varier pour un même parent. Il est notamment fréquent que la durée de l'indemnisation ne couvre pas l'ensemble du congé parental pouvant être pris grâce au droit du travail. Il faut donc bien distinguer la période de congé autorisé par le droit du travail et la période d'indemnisation. En outre, il a été montré qu'il existe un certain nombre de cas où l'indemnisation peut être demandée sans pour autant être associée à un congé parental au sens du droit du travail⁷.

1.2. Le congé parental en France et ses réformes

1.2.1. Les réformes avant 2015

Le congé parental d'éducation a été instauré en France en 1977. Initialement, ce congé prévoyait une suspension du contrat de travail pendant une durée maximale de 2 années (Collombet, 2016). En 1984, le congé parental d'éducation est étendu aux pères et sa durée est prolongée d'1 an permettant ainsi au parent d'interrompre son activité jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant.

En 1985, l'allocation parentale d'éducation (APE) est créée permettant aux parents interrompant ou réduisant leur activité professionnelle à l'occasion d'une troisième naissance ou plus de percevoir une aide financière. Cette prestation non imposable est versée aux parents interrompant ou réduisant leur activité professionnelle à l'occasion de la naissance de leur troisième enfant. Une condition d'activité est néanmoins imposée. Au moment de sa création, pour bénéficier de l'APE, il fallait avoir travaillé au moins 2 ans au cours des 10 dernières années. En outre, cette aide financière est calculée au prorata de la réduction d'activité et est versée pendant toute la durée du congé parental.

Depuis sa création, l'APE a connu trois réformes majeures. La première, en juillet 1994, prévoit que l'APE soit étendue aux parents donnant naissance à un deuxième enfant. La seconde réforme, en 2004, instaure le complément de libre choix d'activité (CLCA) qui vient remplacer l'APE. Elle instaure également la mise en place de la prestation d'accueil du jeune enfant (Paje) regroupant tous les dispositifs ayant trait à cet accueil. La nouveauté prévue par le CLCA est alors d'étendre l'indemnisation aux mères dès le premier enfant, mais seulement pour une durée maximale de six mois. En outre, en vigueur depuis 2006, le complément optionnel de libre

⁷ C'est notamment le cas si la personne est chômeuse ou inactive depuis peu au moment de la naissance.

choix d'activité (COLCA) permet aux parents donnant naissance à un troisième enfant ou plus et interrompant totalement leur activité professionnelle de bénéficier d'un congé parental plus court mais mieux rémunéré (le montant s'élève à 641,53 euros par mois contre 392,48 euros pour le CLCA en 2014). La durée de versement du COLCA est de 8 mois dans la limite du 1^{er} anniversaire de l'enfant pour un couple. Pour les familles monoparentales, le COLCA peut être perçu dans la limite de l'anniversaire de 1 an de l'enfant. Dans le cadre d'une adoption, la durée de versement court jusqu'au 1^{er} anniversaire de l'enfant qu'il s'agisse d'un parent isolé ou d'un couple. En revanche, en cas de naissances de triplés (ou plus), la durée de versement augmente : elle est fixée à 48 mois pour chaque membre du couple, jusqu'au 6^{ème} anniversaire des enfants.

D'une manière générale, les réformes mises en œuvre en France, avant celle de 2015, ont eu pour objectif d'étendre l'indemnisation du congé parental. D'un côté, la durée d'indemnisation a été étendue avec la réforme de 1984 (passage de 2 ans à 3 ans). De l'autre, davantage de configurations familiales ont été considérées par le dispositif. Initialement réservée aux familles avec 3 enfants, l'indemnisation a ensuite concerné les familles avec 2 enfants (réforme de 1994) puis avec 1 enfant (réforme de 2004).

Le dispositif du CLCA est finalement remplacé par la prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE) dans le cadre de la troisième et dernière grande réforme, à partir du 1^{er} janvier 2015. Celle-ci est détaillée dans la section suivante. La réforme de 2015 a mené à une modification des seules durées d'indemnisation, sans toucher ni à la durée de protection, ni au montant de l'indemnisation, ni aux conditions d'éligibilité.

1.2.2. La réforme de 2015

La loi du 4 août 2014 pour l'égalité réelle entre les femmes et les hommes a instauré de nouvelles mesures visant à favoriser l'égalité professionnelle et salariale entre les deux sexes. L'une de ces mesures a notamment consisté à réformer le dispositif d'indemnisation du congé parental afin d'inciter les pères à davantage y recourir. En effet, en France, selon l'OFCE, seulement 3,5% des bénéficiaires du congé parental étaient des pères en 2014, cette proportion étant l'une des plus faibles parmi l'ensemble des pays européens (Collombet, 2017). Cette réforme du congé parental s'est ainsi traduite par l'entrée en vigueur, le 1^{er} janvier 2015, de la Prestation Partagée d'Education de l'enfant (PreParE) qui a remplacé le Complément de Libre Choix d'Activité (CLCA). Cette réforme a également instauré la PreParE majorée qui s'est substituée au COLCA. Cette réforme avait pour objectifs affichés, d'une part, de « favoriser le retour des femmes vers l'emploi » et, d'autre part, de « modifier la répartition des responsabilités parentales au sein du couple pour qu'elle ne joue plus systématiquement en défaveur des femmes », comme l'indique le vocable « partagée » dans le nouveau nom du dispositif. L'idée de cette réforme est de faire reconnaître le droit à l'indemnisation au congé parental comme un droit individuel et non familial de telle sorte qu'une part de la durée d'indemnisation soit réservée spécifiquement à l'un des deux parents sans qu'il soit possible de la transférer à l'autre parent.

Ainsi, pour les parents donnant naissance à un premier enfant, la réforme offre désormais la possibilité de prolonger la durée d'indemnisation de 6 mois dès lors que ces 6 mois supplémentaires sont pris par l'autre parent. Après une première naissance, la PreParE peut donc être perçue pour une durée maximale de 6 mois par parent. En revanche, pour les parents donnant naissance à un enfant de rang 2 ou de rang supérieur, la réforme réduit la durée d'indemnisation du congé parental de 12 mois dès lors que ce congé n'est pas partagé entre les deux parents. Alors que le CLCA prévoyait une durée d'indemnisation pouvant aller jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant quelle que soit la répartition de cette durée entre les deux parents, l'entrée en vigueur de la PreParE a modifié ce droit en accordant à chaque parent une durée d'indemnisation maximale de 24 mois dont ils peuvent bénéficier dans la limite des 3 ans de l'enfant. La réforme a donc supprimé *de facto* la possibilité de profiter d'un congé parental indemnisé jusqu'aux 3 ans de l'enfant en cas de non partage. Si, même après la réforme, les mères continuent à être les bénéficiaires quasi-exclusives du congé parental indemnisé, alors cette réforme aura eu pour principale conséquence de réduire la durée d'indemnisation de 36 à 24 mois.

Il est important de noter que la PreParE ne se distingue du CLCA que par la modification de la durée d'indemnisation du congé parental si ce dernier n'est pas partagé entre les deux parents. En effet, le nombre de trimestres de cotisation vieillesse qu'il est nécessaire d'avoir validé pour pouvoir en bénéficier n'a pas été modifié, ni le montant de l'indemnisation accordée qui est toujours basse et forfaitaire, ne variant qu'en fonction de la prise à taux plein ou partiel.

La réforme n'a pas concerné les familles monoparentales ayant au moins deux enfants à charge dont l'un au moins a moins de 3 ans. En effet, le partage du congé parental étant de fait impossible pour ces familles, ces dernières continuent de pouvoir bénéficier d'une durée d'indemnisation maximale de 36 mois, c'est-à-dire jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant. Les familles monoparentales ayant un seul enfant à charge de moins de 3 ans bénéficient en revanche d'une durée d'indemnisation rallongée de 6 mois, cette dernière pouvant désormais s'étendre jusqu'au premier anniversaire de l'enfant. Lorsque la situation familiale change au cours de la période d'indemnisation du congé parental, les droits peuvent être revus. En particulier, lors d'une séparation, les droits au congé parental indemnisé sont a priori étendus jusqu'aux trois ans de l'enfant (et non plus deux pour chaque parent dans la limite des 3 ans de l'enfant) dans la mesure où la famille devient monoparentale. Cela permet donc au parent en congé parental indemnisé qui se sépare de son conjoint (ou sa conjointe) de bénéficier de la PreParE jusqu'aux 3 ans de l'enfant. Lorsque la situation familiale passe à l'inverse de « famille monoparentale » à « couple » pendant la durée du congé parental indemnisé par la PreParE, le droit à bénéficier de ce congé indemnisé jusqu'aux 3 ans de l'enfant acquis en tant que famille monoparentale n'est pas remis en cause.

Le tableau ci-dessous résume les modifications du dispositif d'indemnisation du congé parental suite à l'entrée en vigueur de la PreParE le 1^{er} janvier 2015.

Durée maximale d'indemnisation du congé parental

	Après une naissance de rang un	Après une naissance de rang deux ou plus
Avant la réforme (CLCA)	6 mois par famille	36 mois par famille
Après la réforme (PreParE)	6 mois par parent	24 mois par parent (dans la limite de 36 mois par famille)

1.3. Comparaisons du congé parental en France et en Europe

Le congé parental est un dispositif que l'on retrouve dans la majorité des pays européens. Comme en France, nombre de ces pays l'ont réformé à plusieurs reprises depuis son instauration. Aujourd'hui, les dispositifs de congés parentaux et leurs caractéristiques varient fortement d'un pays à l'autre. Dans cette section, nous évoquons les différents dispositifs en Europe et leurs systèmes d'indemnisation afin de mieux caractériser le dispositif français existant. Ensuite, nous vérifions dans quelle mesure les congés parentaux européens favorisent le partage entre les deux parents et le positionnement du congé parental français vis-à-vis de ceux-ci.

1.3.1. Comment se positionne la France dans l'ensemble des pays européens en termes de durée et d'indemnisation du congé parental ?

Les dispositifs des congés parentaux sont de nature extrêmement variable au sein des pays développés, notamment européens. Certains pays proposent des congés plus ou moins longs, plus ou moins rémunérés, avec des possibilités de partage entre parents plus ou moins flexibles ou contraintes (droit familial ou individuel), avec des possibilités de fractionnement plus ou moins développées etc. Certains pays proposent en outre des congés de garde d'enfants (*childcare* ou *homecare leaves*) dont on peut considérer qu'ils se rapprochent pour certains de congés parentaux mais généralement non indemnisés⁸. Enfin, comme en France, le terme « congé parental » au sens large peut recouvrir des dispositifs différents de durée variable, notamment concernant les garanties apportées de retrouver son emploi ou un emploi équivalent (durée de protection au sens du droit du travail) et les dispositifs d'indemnisation (durée d'indemnisation).

Un certain nombre de réformes ont en outre été menées ces dernières décennies, complexifiant les possibilités de dresser des typologies de pays selon les congés proposés. Une

⁸ Ce type de congé existe notamment en Belgique, Bulgarie, Finlande, Islande, Norvège, Portugal, Pologne, Croatie, Hongrie (et à Malte dans le secteur public). Parmi ces pays, la Pologne et la Finlande proposent une indemnisation mais sous la forme d'une prestation forfaitaire et d'un montant très faible (Math, 2017) tandis que la Grèce propose une indemnisation supérieure (sachant que le congé parental est quant à lui non rémunéré) (Kolowski *et al.*, 2021).

tendance cependant, au cours des dernières années, a été de tenter de favoriser, dans un certain nombre de pays, un meilleur partage du congé entre les deux parents, suivant en cela les recommandations de la Commission Européenne. Toutefois, les moyens mis en œuvre, notamment financiers, conditionnent nettement le succès de ces tentatives de partage.

Une classification proposée en 2017 par Antoine Math dans un document de l'IRES (Math, 2017) permet d'obtenir une première image des différents types de congés parentaux proposés dans les pays européens et de leurs principes directeurs. Il propose ainsi de distinguer cinq groupes :

- *Groupe 1* : des législations a minima avec des congés parentaux courts et non rémunérés, peu attractifs et de fait destinés aux mères (Grèce, Irlande, Pays-Bas, Royaume-Uni, voire Espagne).
- *Groupe 2* : un prolongement du congé maternité sous la forme de congés courts, faiblement rémunérés, destinés aux mères (Belgique, Luxembourg, Italie).
- *Groupe 3* : des congés longs et faiblement rémunérés à destination des mères ou d'une partie d'entre elles, avec des risques possibles d'éloignement de l'emploi (Hongrie, France, Républiques tchèques et slovaques, voire Finlande et Autriche selon les choix des paramètres de prise du congé).
- *Groupes 4 et 5* : des congés rémunérés en proportion du salaire et d'une durée courte, répandus dans les pays nordiques mais dans lequel deux sous-groupes peuvent être distingués :
 - o Groupe 4 : des congés courts et relativement bien rémunérés, restant marqués par la prégnance d'un modèle sexué (Danemark, Allemagne, et à nouveau Finlande et Autriche, selon les choix des paramètres de prise du congé)
 - o Groupe 5 : des congés relativement courts, bien rémunérés et flexibles, conçus pour un usage moins inégalitaire (Suède, Norvège, Islande)⁹.

Sur la base de documents plus récents (IGAS, 2019, Kolowski *et al.*, 2021, OCDE stats 2020¹⁰), il est possible d'amender et de compléter cette typologie. On peut distinguer de manière relativement basique des pays présentant les quatre combinaisons possibles entre un congé plutôt court (inférieur à 24 mois) *vs.* plutôt long (au moins deux voire trois ans) et un congé

⁹ Dans ces trois pays, ces congés intègrent de facto les congés de maternité qui n'existent pas en tant que tels.

¹⁰ https://www.oecd.org/els/soc/PF2_1_Parental_leave_systems.xlsx

faiblement/non rémunéré vs. plutôt bien rémunéré (au moins 50-60% du salaire antérieur), soit des :

- Congés courts plutôt bien rémunérés : pays scandinaves, Portugal, Slovénie, Croatie, Luxembourg, (Pologne, Allemagne et Autriche, selon les paramètres choisis) ;
- Congés longs faiblement rémunérés : France, Espagne, Slovaquie, République tchèque, Lettonie, Lituanie, Espagne, (Finlande, Autriche, Allemagne et Pologne, selon les paramètres choisis, Hongrie sur la 3^{ème} année) ;
- Congés courts et faiblement rémunérés : Italie, Chypre, Malte, Grèce, Royaume-Uni, Irlande, Pays-Bas, Belgique, Bulgarie ;
- Congés longs et plutôt bien rémunérés : Estonie, Hongrie (les deux premières années), Roumanie.

Parmi les pays proposant des congés plutôt courts et bien rémunérés, on retrouve donc toujours les pays scandinaves (Suède, Norvège, Islande, Danemark - même s'il est moins bien rémunéré dans le secteur privé - et Finlande - selon les paramètres choisis), mais aussi le Portugal, qui se distingue des autres pays méditerranéens, et parmi les pays de l'Est de l'Europe, la Slovénie ou la Croatie, et - selon les paramètres choisis - la Pologne. Le Luxembourg aurait tendance à se rapprocher de ce groupe suite à une réforme de fin 2016 ayant augmenté la rémunération du congé et sa flexibilité. A titre d'illustration, parmi les pays scandinaves, la Norvège est le pays dans lequel la période de congé parental allouant le plein salaire est la plus longue. Elle laisse en effet le choix aux parents entre 49 semaines rémunérées à 100 % du salaire ou 59 semaines rémunérées à 80 %. La Suède propose seize mois de congés indemnisés : 80 % du salaire sur les 13 premiers mois (avec un plafond de 2 500 euros mensuels) et environ 500 euros sur les 3 derniers. Enfin, Le Danemark propose 32 semaines de congé parental avec maintien de salaire et des indemnités journalières plafonnées à 100 euros.

L'Allemagne et l'Autriche peuvent aussi être considérés comme faisant partie de cette catégorie, dans la mesure où il est possible de faire un choix entre un congé court et plutôt bien rémunéré ou long et moins bien rémunéré. L'Allemagne présente la particularité de proposer une durée de protection pouvant s'étendre jusqu'à 36 mois tandis que la durée d'indemnisation n'excède pas 12 mois. Cette contrainte de durée permet d'avoir un système relativement généreux avec une indemnisation à hauteur de 67 % du dernier salaire perçu. L'Autriche, elle, offre deux possibilités. Dans le premier cas, le montant de l'indemnisation est forfaitaire et d'autant plus important que la durée du congé parental est courte (environ 33 euros par jour en cas de congé jusqu'au premier anniversaire de l'enfant et environ 15 euros par jour si le congé

est pris jusqu'au 30^{ème} mois de l'enfant). Dans le second cas, l'indemnisation dépend du revenu et peut s'étendre sur 12 mois maximum. Le montant de l'indemnisation correspond à 80 % de l'indemnité maternité sans que ce montant ne puisse excéder 66 euros par jour.

Parmi les pays proposant des congés plutôt longs et peu voire non rémunérés, on retrouve la France, l'Espagne, quelques pays de l'Est de l'Europe (par exemple la Slovaquie, la République tchèque – où une option plus courte et mieux rémunérée a toutefois été introduite en 2018, la Hongrie – où la prise limitée à deux ans est toutefois plutôt bien rémunérée, la Lettonie – même si la durée est un peu plus courte et la Lituanie – où une prise plus courte amène une rémunération supérieure). L'Espagne, en particulier, propose un congé parental sans indemnisation mais d'une durée de 3 ans. Nous retrouvons aussi dans ce groupe les 4 pays déjà mentionnés ci-dessus (Finlande, Autriche, Allemagne et Pologne) dès lors que le choix des paramètres du congé est fait en faveur d'un congé long et peu rémunéré.

Certains pays offrent des congés à la fois courts et mal voire non rémunérés. C'est le cas d'un certain nombre de pays méditerranéens (Italie, Chypre, Malte et la Grèce – avec une durée très supérieure dans le secteur public en Grèce), des pays anglo-saxons (Royaume-Uni et Irlande), mais aussi des Pays-Bas, de la Belgique ou encore de la Bulgarie. Par exemple, en Italie, le congé parental peut durer au maximum 10 mois, mais n'est indemnisé que pendant 6 mois à hauteur de 30 % du salaire. Le Royaume-Uni, lui, propose un congé parental de 12 semaines sans indemnisation. Il faut néanmoins noter que ce pays se caractérise par un congé maternité de 52 semaines. Les Pays-Bas, quant à eux, proposent un congé parental non rémunéré. Chaque parent éligible peut bénéficier par enfant d'un congé parental sans solde d'un maximum de 26 fois le nombre d'heures de travail hebdomadaires. Par exemple, pour un salarié travaillant habituellement 30 heures par semaine, ce congé sera de maximum 780 heures. Ce congé peut être pris à mi-temps ou à plein temps et jusqu'aux 8 ans de l'enfant.

Enfin, parmi les pays proposant des congés à la fois longs et plutôt bien rémunérés, on retrouve essentiellement des pays de l'Europe de l'Est, tels que l'Estonie, la Hongrie ou encore la Roumanie. Par exemple, en Estonie, la mère ou le père a droit au congé parental jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant. Il est possible de bénéficier de ce congé parental sur une période continue ou de l'interrompre pour aller travailler et de reprendre le congé parental avant le 3^{ème} anniversaire de l'enfant. L'indemnité est équivalente au salaire du parent jusqu'aux 18 mois de l'enfant. Ensuite, celle-ci passe à 38 euros par mois jusqu'au 3^{ème} anniversaire. Le congé

parental en Hongrie est aussi long mais est structuré de façon différente. Le congé est indemnisé à hauteur de 70% des revenus précédents jusqu'aux 2 ans de l'enfant. Ensuite, la mère perçoit un montant forfaitaire de 88 euros par mois jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant. Dans le cas de la Roumanie, le parent qui décide de prendre le congé parental et justifiant d'une ancienneté de travail d'au moins 12 mois reçoit une indemnité mensuelle équivalente à 85% de la moyenne de ses revenus nets sur les deux années précédentes. Ce versement d'indemnités peut s'étendre jusqu'à l'âge de 2 ans de l'enfant (3 ans dans le cas d'enfants à handicap). En revanche, le parent qui décide de reprendre ses fonctions plus tôt reçoit un bonus de réinsertion correspondant à la moitié de l'indemnité minimale.

Au total, la France se distingue donc assez nettement dans le paysage des pays européens, en proposant un congé parental à la fois long et mal rémunéré, en particulier au regard des pays scandinaves mais également de certains pays continentaux, comme l'Allemagne, l'Autriche ou le Luxembourg ayant mené des réformes, au cours des dernières années, visant à proposer (souvent parmi différentes options), des congés plutôt plus courts et mieux rémunérés. Si la plupart des pays méditerranéens, anglo-saxons et quelques autres pays continentaux offrent des conditions de congés que l'on peut considérer comme encore plus défavorables car combinant de courtes durées avec de faibles indemnisations, c'est finalement d'un certain nombre de pays d'Europe de l'Est, avec un modèle familialiste assez fort, que la France se rapproche le plus, en termes de politique de congé parental.

Le taux d'emploi des femmes relativement élevé, couplé à une natalité dynamique peut expliquer la situation de la France en termes de congé parental (Pérvier, 2017). Cela a pu l'amener à considérer qu'une réforme de ce congé visant à le rendre plus attractif financièrement n'était pas nécessaire, au contraire d'autres pays, comme l'Allemagne, dans lesquels les réformes ont été envisagées notamment pour tenter de favoriser simultanément la natalité en berne et l'emploi féminin.

Toutefois, on peut considérer que le dispositif français se rapproche des dispositifs proposés en Allemagne, en Autriche ou en Finlande dans sa dimension de « segmentation sociale » (à partir du 2^{ème} enfant). De par la faible indemnisation proposée, le dispositif du congé parental français ne vise pas les femmes les plus diplômées et est *de facto* essentiellement mobilisé par des mères ayant de faibles revenus (Math, 2017) pour lesquels le coût d'opportunité de la prise de congé est plus faible. De ce point de vue, les différents paramètres proposés par les dispositifs allemands, autrichiens ou finlandais adoptent une logique similaire puisqu'ils permettent aux mères les plus diplômées et donc les mieux rémunérées d'opter pour

un congé plus court et bien indemnisé tandis que les mères les moins diplômées et rémunérées peuvent choisir un congé plus long et moins bien indemnisé (Math, 2017).

1.3.2. Comment se positionne la France dans l'ensemble des pays européens en termes d'incitation au partage du congé parental entre les deux parents ?

Une des tendances récentes de réforme dans les pays européens ces dernières années a été de favoriser un meilleur partage du congé parental entre les deux parents, en même temps d'ailleurs que la mise en place dans de nombreux pays d'un congé paternité. Ces réformes ont suivi globalement deux logiques différentes que la réforme française de 2015 illustre bien. Le premier type de réformes a adopté une logique conduisant à rendre le congé parental plus généreux en termes de durée et/ou d'indemnisation en cas de partage de ce congé entre les deux parents. Dans le cadre de l'entrée en vigueur de la PreParE, c'est cette logique qui a été adoptée pour les naissances de rang 1 en faisant passer la durée d'indemnisation de 6 à 12 mois si l'autre parent prend ces 6 mois supplémentaires. La logique adoptée dans le deuxième type de réformes est en quelque sorte inverse puisqu'elle consiste à rendre le congé parental moins généreux si les parents décident de ne pas le partager. L'entrée en vigueur de la PreParE a ainsi conduit, pour les naissances de rang 2 ou de rang supérieur, à réduire la durée d'indemnisation de 36 à 24 mois en cas de non partage.

On peut noter que les conséquences budgétaires de ces deux logiques s'avèrent très différentes. Dans le premier cas, un meilleur partage du congé parental entraînera un coût supplémentaire pour l'Etat car il faudra indemniser le congé parental sur une période plus longue. En revanche, dans le deuxième cas, il est vraisemblable que la réforme engendrera des économies budgétaires puisqu'il est très peu probable que les pères se mettent à recourir au congé parental de la même manière que leur conjointe avant la réforme. Au final, l'Etat sera amené à indemniser le congé parental sur une période plus courte.

De même, les conséquences de ces deux logiques sur la situation sur le marché du travail des mères sont potentiellement radicalement différentes. En effet, à la différence du premier type de réformes qui sont peu susceptibles de réduire la durée d'interruption de carrière des mères, le deuxième type de réformes peut conduire à réduire significativement cette durée.

Au final, ces réformes, quelle que soit la logique suivie, ont abouti à de nouveaux dispositifs de congés parentaux dans lesquels des périodes spécifiques peuvent être prises par chaque parent.

La Norvège offre ainsi un premier exemple de ce type de dispositif. En effet, le système norvégien impose que, parmi les 49 semaines de congés rémunérées à taux plein auxquelles peuvent prétendre un couple, 15 soient réservées au père. Ces semaines sont perdues pour le couple si ce dernier ne les prend pas. Sur les dernières années, la tendance a d'ailleurs été à l'allongement de ces semaines réservées à l'un des parents pour imposer un meilleur partage dans le couple (le pays est passé de 5 à 15 semaines entre 2005 et 2018 suite à des réformes successives)¹¹.

L'Autriche s'appuie sur un dispositif similaire. En effet, le congé dure jusqu'aux 24 mois de l'enfant, mais il n'est rémunéré que 18 mois si seule la mère le prend. Si le père y recourt pour une part, alors l'indemnisation peut durer 24 mois. On retrouve donc cette « pénalité » sur la durée globale sans un recours au dispositif du père.

Le Luxembourg prévoit deux congés parentaux : un pour chaque parent. Le premier congé parental doit être pris par l'un des parents consécutivement au congé de maternité. A défaut, le droit au premier congé parental et le droit à l'indemnité sont perdus. L'autre parent peut prendre le deuxième congé parental jusqu'aux 6 ans de l'enfant. Si l'un des parents renonce au congé parental, il ne peut pas transférer son droit à l'autre pour que celui-ci prenne les 2 congés parentaux. La durée du congé varie de 4 à 6 mois pour un congé à temps plein et peut varier de 8 à 12 mois pour un congé à mi-temps. Dans le cas de la Belgique, la durée du congé parental est de 4 mois minimum par enfant et par parent, mais peut s'étendre jusqu'à 20 mois selon la formule retenue : à temps plein (4 mois), à mi-temps (8 mois), à 1/5ème (20 mois avec 1 jour par semaine). Ce droit est propre à chaque parent et est perdu s'il n'est pas pris. En Islande, le congé parental dure 9 mois. Sur cette période, 3 mois sont réservés à la mère, 3 mois au père et les 3 mois restant sont partageables entre les deux parents. Là encore, ces mois « réservés » pour un parent sont perdus s'ils ne sont pas pris. Pour le Luxembourg comme pour la Belgique et l'Islande, le non-partage implique donc de fait une réduction de la durée globale du congé parental dans la mesure où les droits ne sont pas transférables d'un parent à l'autre.

En Allemagne, les parents peuvent prendre un congé parental d'éducation non rémunéré pouvant aller jusqu'à 3 ans. La mère et le père peuvent se répartir ce congé entre eux. Une demande d'allocation peut être faite lors du recours à ce dispositif. Si un seul parent prend un

¹¹ Depuis, le 1^{er} juillet 2018, chaque parent dispose de 15 semaines de congés non transférables. Les semaines restantes peuvent être partagées entre les deux parents.

congé parental, il peut obtenir une allocation parentale pour 12 mois maximum. En revanche, si le second parent prend également un congé parental, cette durée est prolongée à 14 mois au total. Le Portugal s'appuie sur une mesure assez similaire. Une allocation est proposée pour une période comprise entre 120 et 150 jours pour le père ou la mère et sa durée peut être prolongée de 30 jours en cas de partage du congé¹². La Suède combine à la fois ce système de pénalité et de bonus. Concrètement, le congé parental suédois, est composé de 12 mois à partager entre les deux parents et de 2 mois pour chacun d'entre eux. Le congé est rémunéré à hauteur de 80 % du salaire perçu. En revanche, si les parents partagent, à part égale, la partie commune du congé, ils peuvent bénéficier d'un surcroît d'indemnisation pouvant aller jusqu'à 1 500 euros sur toute la durée du congé.

Il importe également de préciser, qu'en Europe, les dispositifs de congés parentaux sont essentiellement adressés aux mères et tous ne tiennent pas compte du père. Certains pays ne proposent que le congé paternité et ne prévoient pas de congé parental dédié aux pères. Les pays ne prévoyant pas de congé parental pour les pères sont encore nombreux. On peut citer le Danemark, l'Espagne, la Finlande, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, la Roumanie, le Royaume-Uni ou encore la Slovénie.

Le graphique 1 ci-dessous permet de donner un aperçu des différences existantes entre pays réservant une partie du congé parental aux pères. Sont considérées ici comme « réservées » les périodes de congé indemnisées que doit obligatoirement prendre le père pour que l'indemnisation associée au congé ne soit pas perdue pour le ménage¹³. Ainsi, pour la France, sont seulement pris en compte les 6 mois spécifiquement réservés aux pères suite la naissance d'un premier enfant. En revanche, les 12 mois supplémentaires d'indemnisation obtenus en cas de partage du congé parental entre les deux parents après la naissance d'un enfant de rang 2 ou de rang supérieur ne sont pas pris en compte car ils ne sont pas strictement réservés aux pères. En effet, un père peut en théorie bénéficier d'un congé parental indemnisé de deux ans. En moyenne, il ressort que la durée réservée aux pères est proche de 14 semaines (environ 3 mois). La France et le Luxembourg se démarquent par des durées plus longues, tandis que l'Allemagne ou la Suède affichent les durées les plus courtes (Collombet, 2021). La France, en particulier,

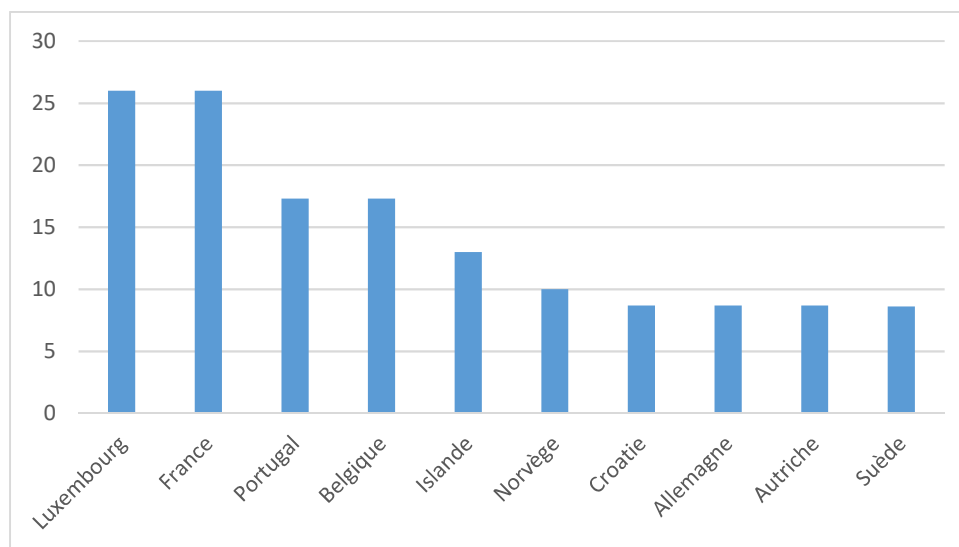
¹² Il convient de noter que cette période de 120 à 150 jours peut être prise en même temps par le père et la mère.

¹³ On ne prend donc pas en compte les périodes de congé parental ouvertes en droit aux pères mais transférables à la mère et qui en conséquence ne leur sont pas adressées dans les faits.

propose 6 mois pour l'enfant de rang 1 et 12 mois à partir de l'enfant de rang 2. Ainsi, si l'indemnisation prévue n'est pas parmi les plus généreuses, le dispositif s'avère néanmoins être parmi les plus favorables en termes de durée proposée aux pères.

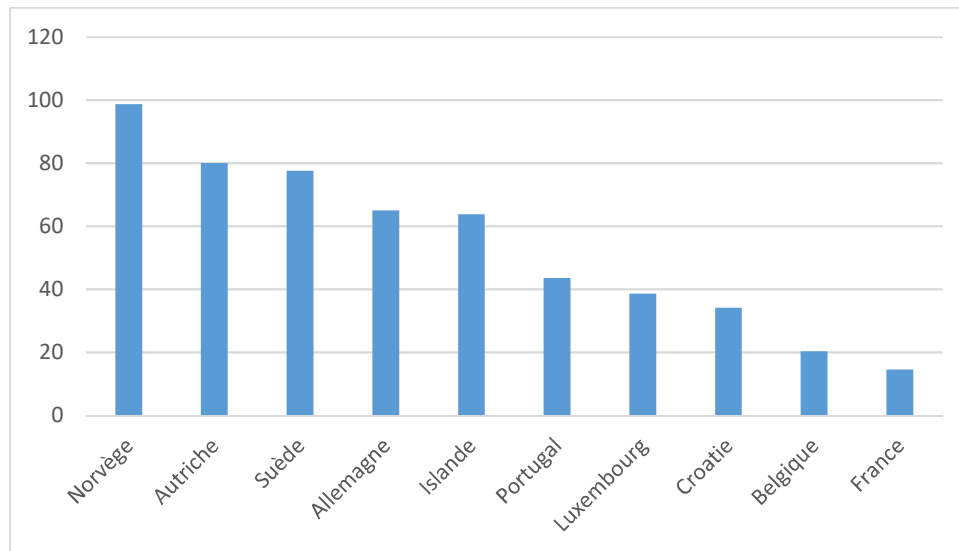
Plus généralement, il apparaît que les pays avec les périodes indemnisées les plus longues (Luxembourg, France, Portugal et Belgique) sont aussi ceux dans lesquels l'indemnisation est en moyenne faible voire très faible (voir Graphique 2). Les pays dans lesquels cette période est plus courte offrent, en revanche, un taux d'indemnisation plus élevé (Suède, Norvège ou Allemagne). Or, une faible rémunération est susceptible de rendre l'incitation à prendre un congé parental plus faible que dans les pays avec un taux d'indemnisation plus élevé (en dépit d'une durée plus courte). C'est l'une des pistes pouvant expliquer le faible recours des pères au dispositif français, dans la mesure où leurs revenus restent en moyenne plus élevés que ceux de la mère.

Graphique 1 : Durées des congés réservés ou adressés de fait aux pères en Europe en nombre de semaines (congé de paternité exclu)



Source : HCFEA 2019 (p.61).

Graphique 2 : Taux moyens d'indemnisation du congé parental (exprimés en pourcentage du revenu)



Source : HCFEA 2019 (p.61).

1.4. Les conséquences des réformes du congé parental

1.4.1. Arguments théoriques

1.4.1.1. Des réformes qui impactent plus fortement le comportement des femmes

Les effets théoriques attendus du congé parental sur les situations d'emploi futures des parents concernés ne sont pas évidents et peuvent dépendre de différents paramètres. D'un point de vue purement économique, les parents en activité à l'arrivée d'un nouvel enfant arbitrent entre s'occuper de leur enfant tout en bénéficiant d'un congé parental indemnisé (s'ils y ont droit) et continuer à travailler tout en trouvant une solution de garde. La décision de prendre ou non un congé parental indemnisé peut être comparée à la décision de travailler dans les modèles de spécialisation des activités au sein des familles, basés sur les avantages comparatifs (Becker, 1981). Dans ces modèles, la décision de travailler est fondée sur un compromis rationnel effectué par les couples (hétérosexuels) qui conduit généralement à une spécialisation dans le travail domestique et parental pour les femmes et à une spécialisation dans le travail marchand pour les hommes.

De même, les femmes seront plus susceptibles de prendre un congé parental que les hommes puisqu'elles reçoivent un salaire inférieur en moyenne. Le coût d'opportunité relatif à

la décision d'arrêter de travailler est donc moindre pour elles, dans la mesure où la pénalité financière est moins forte. En outre, les normes sociales relatives à la parentalité sont encore très importantes et les mères sont plus fréquemment considérées comme plus aptes aux activités de « care », même si la France a une position relativement plus progressiste que d'autres pays européens sur ce sujet. Une analyse récente sur la France (Périver et Verdugo, 2021) a montré que, même lorsqu'il serait rentable pour les pères de bénéficier d'une indemnité de congé parental (à taux partiel), ils ne la demandent généralement pas. Cela peut être lié à un manque de connaissances sur le dispositif mais peut aussi être perçu comme un renoncement à un avantage considéré comme « féminin ».

Pour des raisons tant économiques que sociologiques, les congés parentaux sont donc encore majoritairement pris par les mères dans tous les pays développés. En France, environ 94% des bénéficiaires de l'indemnisation du congé parental sont des mères en 2017 (Laporte et Legendre, 2018). Par conséquent, les réformes du congé parental impactent principalement les comportements des mères sur le marché du travail.

1.4.1.2. Effets des réformes sur l'emploi et le revenu des mères

D'une manière générale, des réformes conduisant à un congé parental plus généreux soit en améliorant son indemnisation en termes de durée ou de montant, soit en allongeant sa durée de protection, soit en faisant les deux conjointement, incitent les mères à interrompre leur carrière plus fréquemment et plus longtemps. En effet, une plus grande générosité du congé parental contribue à réduire le coût d'opportunité de l'interruption de carrière.

Par conséquent, toute réforme rendant le dispositif de congé parental plus généreux affecte négativement l'emploi pendant la période prolongée de congé parental: le retour à l'emploi est retardé et les taux d'emploi des mères seront alors plus faibles. A l'inverse, une réforme qui rendrait le congé parental moins généreux augmenterait le coût d'opportunité de l'interruption de carrière et aurait donc des effets positifs sur l'emploi des mères. Ces effets, que l'on peut qualifier de « court terme », car observés uniquement au cours de la période modifiée par la réforme, peuvent être considérés comme directs et sont probablement attendus par les décideurs politiques lors de la mise en place de telles réformes.

En revanche, les effets à moyen terme de mesures visant à réformer le congé parental sur le statut d'emploi des mères sont théoriquement ambigus. Deux effets opposés peuvent potentiellement se produire. D'une part, une extension (respectivement une réduction) de la

durée du congé peut encourager (respectivement décourager) la continuité de l'emploi des mères avec des effets positifs (respectivement négatifs) à long terme sur les taux d'emploi. Supposons, par exemple, qu'une mère ne souhaite pas reprendre le travail avant que son enfant ait deux ans. Un congé parental de moins de deux ans incitera cette mère à quitter l'emploi qu'elle occupait avant la naissance de son enfant, contrairement à un congé parental de plus de deux ans. D'autre part, une extension (respectivement une réduction) du congé parental incite à passer plus (respectivement moins) de temps hors du travail. Ce délai peut conduire certaines mères à ne pas reprendre le travail même à la fin de leur congé parental. Cet impact négatif sur les taux d'activité à long terme pourrait être dû à une dépréciation du capital humain réduisant les possibilités d'emploi des mères, à un renforcement de la gestion genrée des tâches domestiques et parentales lors du congé ou encore à une volonté plus forte de passer davantage de temps avec leur enfant.

De plus, toute réforme du congé parental qui encourage l'interruption de carrière des mères aura des effets négatifs sur leurs revenus à court terme. Durant la période d'interruption, les revenus sont effectivement généralement plafonnés à hauteur du montant de l'indemnisation prévue par le dispositif. La perte de revenus est directe et s'observe de façon automatique sur la période au cours de laquelle la mère bénéficie du dispositif. A l'inverse, une réforme conduisant à un congé parental plus court va encourager un retour en emploi plus précoce et aura alors des effets positifs sur les revenus du travail à court terme.

Outre cet aspect mécanique et automatique, la modification de la durée d'interruption de carrière engendrée par une réforme du congé parental est également susceptible d'avoir des effets à plus long terme sur les revenus des mères. En effet, une interruption de carrière plus longue (respectivement plus courte) conduit à une plus (respectivement moins) grande réduction de capital humain et donc potentiellement des revenus du travail.

1.4.1.3. Effets des réformes sur le recours aux modes de garde

Les réformes des congés parentaux, en impactant le taux d'emploi des mères, sont susceptibles d'affecter également leur taux de recours aux modes de garde. Il existe en effet une littérature abondante ayant analysé les déterminants de l'offre de travail et du recours aux modes de garde des mères (pour une synthèse de cette littérature concernant la France, voir Perraudin et Pucci, 2007).

Des congés parentaux rendus plus longs peuvent contribuer à réduire la demande de modes de garde puisque, durant la période prolongée de congé parental, l'enfant pourra être gardé par le parent en congé. En revanche, dans le cadre de réformes conduisant à un congé parental plus court, la demande de modes de garde peut augmenter dans la mesure où le parent, initialement en congé parental, reprend une activité et doit faire garder son enfant.

Ainsi, dans le cadre spécifique de l'entrée en vigueur de la PreParE, la réduction d'un an de la durée d'indemnisation en cas de non partage du congé parental, peut avoir des conséquences sur la demande de modes de garde. La mère qui retourne en emploi, à la fin de la perception de la PreParE, doit alors trouver une structure d'accueil ou un mode de garde pour garder l'enfant pendant les heures travaillées. Par conséquent, si un effet est attendu sur l'emploi, il doit donc aussi l'être sur la demande de modes de garde. Pour autant, un retour à l'emploi sans recours à un mode de garde peut aussi vraisemblablement s'observer. Le parent concerné peut, par exemple, reprendre une activité partielle compatible avec celle du (de la) conjoint(e) et ne pas avoir besoin de faire garder son enfant ou alors privilégier des modes de garde informels comme l'accueil par les grands parents de l'enfant. Un décalage dans l'ampleur des effets mesurés, d'une part, sur l'emploi et, d'autre part, sur la demande de modes de garde est donc tout à fait envisageable. L'effet d'une telle réforme sur le recours aux modes de garde est donc susceptible d'être particulièrement important au cours de la troisième année après la naissance. En revanche, il est peu probable que la réforme modifie significativement le recours aux modes de garde au-delà de la période couverte par le congé parental.

1.4.2.4. Des effets différenciés selon les caractéristiques individuelles

On peut s'attendre à ce que les réformes du congé parental aient un impact différent selon les caractéristiques des ménages ou du parent concerné. Dans les faits, le recours au congé parental est fortement lié à la capacité des parents à concilier vies familiale et professionnelle. Dès lors, les ménages dont les caractéristiques facilitent cette conciliation seront moins enclins à mobiliser ce dispositif et seront *a priori* moins impactés par une réforme qui modifierait les durées de protection et/ou d'indemnisation.

On peut ainsi supposer que le nombre d'enfants à charge au moment d'une nouvelle naissance est un déterminant important de la prise d'un congé parental. En effet, les contraintes organisationnelles et la difficulté à concilier tâches familiales et emploi sont susceptibles de s'accroître avec le nombre d'enfants à charge. Par conséquent, les mères de famille nombreuse

peuvent décider de davantage recourir à un congé parental lors de l'arrivée d'un nouvel enfant. L'âge des enfants déjà à charge peut également influencer cette décision, plus particulièrement si l'un de ces enfants n'a pas encore l'âge d'être scolarisé. Dans ce cas, le recours au congé parental offre alors une possibilité de garder les deux enfants plus aisément et éventuellement à moindre frais (plutôt que de payer un mode de garde pour deux enfants). En résumé, une réforme du congé parental risque de concerner en premier lieu les familles nombreuses, plus particulièrement celles avec des enfants en bas âge. Un congé parental rendu plus généreux devrait ainsi contribuer à augmenter la durée d'interruption des mères appartenant à ce type de familles. L'effet d'un congé parental rendu moins généreux sur la durée d'interruption de carrière de ces mères est en revanche plus difficile à prévoir. Cet effet dépend de leur capacité à concilier leurs contraintes familiales avec un retour en emploi plus précoce.

En outre, l'effet d'une réforme du congé parental est indissociable des revenus antérieurs des mères, et plus généralement des revenus perçus par les membres du ménage, qui déterminent le coût d'opportunité de la prise du congé et de l'éventuelle non reprise d'emploi. Le niveau de revenu des mères perçu avant la naissance peut donc influencer leur décision de prendre ou non un congé parental. En réalité, les deux caractéristiques du congé parental que sont la protection de l'emploi et l'indemnisation peuvent être appréciées différemment selon le niveau de revenu des mères. L'indemnisation est plus susceptible d'aider les mères à faibles revenus pour lesquelles le taux de remplacement est relativement plus élevé et donc le coût d'opportunité moindre. En revanche, la protection de l'emploi est plus susceptible d'être valorisée par les mères à revenus élevés qui sont susceptibles d'accorder davantage d'importance à la poursuite de leur carrière professionnelle et pour lesquelles le taux de remplacement est faible.

L'emploi occupé et les caractéristiques qui lui sont associées peuvent aussi contribuer à faciliter l'organisation familiale et rendre le congé parental moins nécessaire ou moins attractif et ainsi influencer les effets d'éventuelles réformes de ce congé. Par exemple, il a été montré qu'en France, le secteur public offrait davantage de mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle que le secteur privé (Lanfranchi et Narcy, 2015), ce qui peut conduire à un moindre recours au congé parental de la part des agents de l'Etat. L'étude de Duvivier et Narcy (2015) montre en effet que les interruptions de carrière après une naissance sont moins fréquentes et moins longues dans le secteur public que dans le secteur privé. Dès lors, une réforme du congé parental est susceptible d'impacter davantage les mères occupant des emplois offrant peu de flexibilité d'horaires et/ou de mesures de conciliation. En effet, ce sont elles qui

s'orienteront plus fréquemment vers une interruption si elles souhaitent passer davantage de temps avec leur enfant.

1.4.1.5. Des effets différenciés selon le contexte local

D'une manière générale, le contexte local est un élément important des résultats observés sur le marché du travail. Différents travaux ont montré que le marché local du travail et les opportunités d'emplois qu'il propose peuvent déterminer les chances de trouver (ou retrouver) un emploi ou le salaire obtenu (Gobillon *et al.*, 2011 ; Combes *et al.*, 2012 ; L'Horty et Sari, 2019 ; Gagné et Sanch-Maritan, 2019). En outre, l'offre de travail des femmes est en général plus sensible aux variations de la conjoncture que celle des hommes (Hotchkiss et Robertson, 2012). Certaines études ont ainsi plus particulièrement montré que le taux de chômage influençait le retour en emploi des mères après la naissance de leur enfant (voir, par exemple, Pylkkänen et Smith, 2003). On peut donc faire l'hypothèse que la prise d'un congé parental et l'effet des réformes dont il peut faire l'objet peuvent différer selon les conditions locales du marché du travail, et plus particulièrement selon le taux de chômage.

Toutefois, la manière dont le taux de chômage peut influencer le congé parental n'est pas aisé à déterminer théoriquement. D'un côté, un chômage élevé peut encourager les mères à reprendre rapidement leur emploi par crainte de le perdre si elles considèrent que la prise d'un congé parental pourrait envoyer un mauvais signal à leur employeur. De même, la dépréciation de capital humain engendrée par l'interruption de carrière peut être plus particulièrement pénalisante au moment du retour à l'emploi dans un contexte de taux de chômage élevé. D'un autre côté, le chômage est susceptible d'avoir une influence inverse pour les mères qui envisagent le congé parental comme une période permettant de réaliser une transition professionnelle, par exemple lorsque les conditions de l'emploi occupé ne sont plus adaptées à la nouvelle configuration familiale. Or, cette transition professionnelle est facilitée dans un contexte de chômage faible ce qui peut rendre moins intéressant le fait de bénéficier du caractère protecteur de l'emploi du congé parental.

Au final, l'effet du taux de chômage sur la prise d'un congé parental est ambigu car il dépend de différents paramètres, notamment de la volonté des mères de changer ou non d'emploi suite à la naissance de leur enfant. Les effets de réformes du congé parental selon les conditions locales du marché du travail sont également difficiles à prévoir théoriquement. Dans le cas spécifique de l'effet de l'entrée en vigueur de la PreParE lors d'une naissance de rang 2

ou de rang supérieur, on peut envisager deux types de comportements des mères à la fin des deux ans de perception de la PreParE selon le taux de chômage local. Face à un chômage élevé, les mères désireuses de conserver leur emploi vont être davantage incitées à retravailler rapidement par crainte de perdre leur emploi. A l'inverse, celles souhaitant changer d'emploi et qui ont des difficultés à le faire en raison du contexte local défavorable peuvent souhaiter continuer de bénéficier d'une année supplémentaire de congé parental (même sans indemnisation) afin de concrétiser leur recherche d'emploi tout en gardant éventuellement la possibilité de retourner chez leur employeur précédent si elles ne trouvent pas de nouvel emploi.

Le contexte local peut également être caractérisé par la disponibilité des différents modes de garde qu'il propose. La décision d'interruption d'activité après la naissance est en partie déterminée par la capacité à trouver un mode de garde qui satisfera les parents. Obtenir une place en crèche ou trouver une assistante maternelle correspondant aux critères des parents facilite la reprise d'activité. Dès lors, l'offre locale de modes de garde peut être perçue comme un autre facteur permettant de concilier vies familiale et professionnelle. Les ménages localisés dans des territoires où cette offre est conséquente devraient donc avoir moins recours au congé parental, si la décision d'interruption est liée à des contraintes familiales et organisationnelles. Inversement, si l'offre est insuffisante, le congé parental devient l'une des options pour s'occuper des enfants.

Dans le cas de la France, différentes études ont déjà partiellement confirmé le lien entre la facilité à faire garder son enfant et le taux d'emploi des mères. Par exemple, Goux et Maurin (2010) ont montré que la possibilité de bénéficier de places à l'école pour les enfants de moins de trois ans (en « très petite section ») a un effet significatif sur l'emploi des mères, mais uniquement celles de familles monoparentales. Cependant, aucun effet n'est mis en évidence pour les familles biparentales. Dans un autre registre, Givord et Marbot (2015) démontrent qu'une augmentation de l'aide financière destinée à la garde d'enfants a des effets positifs sur le taux d'emploi des mères et notamment pour les mères de familles nombreuses. S'il ne s'agit pas ici d'une amélioration de l'offre en quantité, l'augmentation de l'aide accroît les capacités financières de garde pour les parents. En définitive, tout se passe comme si une facilité accrue à faire garder son enfant favorisait le retour à l'emploi des parents.

Dans ces conditions, on ne peut exclure qu'une réforme du congé parental induise des effets différenciés selon l'offre locale de modes de garde. Dans le cas spécifique de l'entrée en vigueur de la PreParE, la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental implique, pour les familles dans lesquelles la mère souhaite retravailler dès la fin de la

perception de la PreParE, de trouver un mode de garde pour la troisième année après la naissance. Si l'offre est insuffisante, cela peut finalement faire renoncer la mère à retourner plus précocement en emploi et à prolonger son congé parental d'une année même si elle ne perçoit plus d'indemnités.

1.4.2. Conséquences empiriques

Il existe une vaste littérature analysant les conséquences de la prise d'un congé parental à l'étranger et, dans une moindre mesure, en France. Une large partie s'est focalisée sur les effets de la durée du congé parental sur la situation des mères sur le marché du travail (sous-section 1.4.2.1). Une autre partie se concentre sur les effets du congé parental sur la performance scolaire des enfants, sur la santé des mères et de leurs enfants ainsi que sur la fécondité (sous-section 1.4.2.2). Une part importante de ces études se sont appuyées sur les réformes des congés parentaux pour en étudier les effets sur ces différentes dimensions.

1.4.2.1. Sur le marché du travail

En dehors de nos frontières, les études se sont particulièrement concentrées sur les effets des réformes du congé parental sur la durée d'interruption de carrière des mères et sur leur reprise d'activité. Lalive et Zweimüller (2009) évaluent ainsi l'effet d'une réforme autrichienne visant à étendre les durées de protection et d'indemnisation d'une à deux années pour les mères d'enfants nés après le 1^{er} juillet 1990. Les auteurs mettent notamment en évidence une baisse de la reprise d'activité après la fin du congé parental. Cette baisse serait de l'ordre de 10% sur le court terme et de 3 % sur le long terme. Une étude de Lalive *et al.* (2013) ainsi que celle de Schönberg et Ludsteck (2014) tentent d'aller plus loin dans l'analyse des effets des réformes du congé parental en distinguant durées d'indemnisation et de protection. L'analyse de différentes réformes leur permet en effet d'évaluer les conséquences sur la durée d'interruption de carrière des mères d'un rallongement, soit de la seule durée de protection, soit de la seule durée d'indemnisation. Lalive *et al.* (2013) montrent ainsi, pour l'Autriche, qu'augmenter simultanément ces deux durées d'une année allonge la durée d'interruption de carrière de 7,8 mois. Une même hausse de la seule durée d'indemnisation n'augmente la durée d'interruption

que de 3 mois. En outre, une réduction de 6 mois de la durée d'indemnisation avance le retour en emploi de 3,4 mois. Le comportement d'activité des mères semble donc être plus sensible à une réduction qu'à une augmentation d'un même montant de la durée d'indemnisation. L'étude de Schönberg et Ludsteck (2014) pour l'Allemagne révèle également qu'une augmentation simultanée des durées de protection et d'indemnisation se traduit par des interruptions de carrière plus longues sans que celles-ci ne se prolongent au-delà de la durée du congé parental. Par ailleurs, les auteurs ne mettent en évidence aucun effet significatif d'une hausse de la durée de protection, si celle-ci ne s'accompagne pas aussi d'une augmentation de la durée d'indemnisation.

Comme détaillé dans la section 1.2, le congé parental a connu, en France, trois réformes majeures depuis son instauration en 1977. Celles-ci ont fait l'objet de plusieurs évaluations, afin d'étudier leurs conséquences sur la durée d'interruption de carrière des mères et, dans une moindre mesure, sur leur salaire.

Toutes les études ayant évalué les effets de l'extension de l'APE, à partir du 1er juillet 1994, à tous les parents d'un deuxième enfant montrent que cette réforme s'est traduite par une forte hausse des congés parentaux pris par les mères de deux enfants. Ce recours massif aux congés parentaux est mis en évidence en comparant avant et après la réforme, les taux d'activité et d'emploi des mères de deux enfants dont le plus jeune est âgé de moins de 3 ans (Afsa, 1996 ; Allain et Sédillot, 1999 ; Bonnet et Labbé, 1999 ; Piketty, 1998), ou leur probabilité d'interrompre leur carrière (Pailhé et Solaz, 2006) ou encore leur durée d'interruption (Lequien, 2012).

Afsa (1996) montre, en exploitant les données issues des caisses d'allocations familiales, que la réforme a fortement réduit, à court terme, le taux d'activité des mères ayant un deuxième enfant âgé de 6 à 17 mois, puisqu'il s'élevait à 70 % en décembre 1994 et seulement à 44 % un an plus tard. En exploitant les données issues de différentes enquêtes *Emploi*, Allain et Sédillot (1998), Bonnet et Labbé (1999) et Piketty (1998) confirment cette forte réduction du taux d'activité des mères sur les trois années qui suivent l'entrée en vigueur de la réforme de l'APE. En outre, ces différentes études révèlent des profils de mères plus particulièrement affectées par cette réforme. Il s'agit tout d'abord de celles qui étaient au chômage au moment de la naissance de leur deuxième enfant. En effet, les chômeuses pouvaient trouver un avantage financier non négligeable à se retirer du marché du travail (Afsa, 1996). Le recours massif au congé parental a aussi davantage concerné les familles aux revenus modestes et les jeunes mères non qualifiées (Bonnet et Labbé, 1999).

L'exploitation des données issues de l'enquête « Familles & Employeurs » par Pailhé et Solaz (2006) montre un effet fortement positif de la réforme de l'APE sur la probabilité des mères d'interrompre ou de réduire leur activité professionnelle après une naissance. Cette probabilité s'élève à 35% avant la réforme contre presque 50% après. Enfin, Lequien (2012) propose une approche différente en utilisant l'extension de l'APE aux parents d'un deuxième enfant pour identifier l'effet causal de la durée d'interruption de carrière sur les salaires des mères. Il considère en effet comme exogène le changement dans la durée d'interruption occasionné par la réforme de l'APE. En exploitant le panel d'actifs salariés (DADS), l'auteur montre que cette réforme a incité les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant à interrompre leur carrière de 0,27 année supplémentaire et, par voie de conséquence, a engendré une progression salariale plus faible de l'ordre de 2,8%. Il en conclut alors qu'interrompre sa carrière d'une année supplémentaire suite à la naissance d'un enfant, conduirait les femmes à percevoir un salaire journalier inférieur de 10%, suite à leur retour sur le marché du travail. Néanmoins, l'absence d'information sur le nombre d'heures travaillées l'empêche de contrôler pour le fait que, suite à la réforme de l'APE, les mères pourraient également avoir réduit leur nombre d'heures travaillées. Si tel est le cas, on observerait alors une baisse du salaire journalier sans qu'il y ait pour autant de baisse du salaire horaire.

L'introduction du Complément Libre Choix d'Activité (CLCA) en 2004 a fait l'objet d'une seule évaluation de Joseph *et al.* (2013). Les auteurs cherchent à déterminer dans quelle mesure se sont modifiés le taux d'emploi et le salaire des mères d'un enfant suite à l'introduction de ce congé parental rémunéré de courte durée. Ils montrent qu'après 2004, plus de mères interrompent leur carrière après la naissance de leur premier enfant. Cependant, le taux d'emploi des mères d'un enfant à 12, 18 et 24 mois après la naissance est plus élevé après 2004 qu'avant. Cet effet positif du CLCA sur les taux d'emploi est plus prononcé pour les femmes faiblement éduquées que pour celles ayant des niveaux d'éducation élevés. Autrement dit, même si l'introduction d'un congé parental de courte durée rémunéré a incité davantage de mères à interrompre leur carrière, il a néanmoins encouragé un retour à l'emploi plus précoce. Pour les auteurs, cela s'expliquerait par le fait qu'un congé de courte durée donnerait suffisamment de temps aux mères pour, par exemple, trouver un système de garde pour leur enfant, leur permettant ensuite de revenir sur le marché du travail. En revanche, l'introduction du CLCA a eu un impact négatif et significatif sur le salaire mensuel des mères moyennement ou hautement qualifiées à 12, 18 et 24 mois après la naissance. Comme cela ne concerne que les mères ayant bénéficié d'un « CLCA partiel », les auteurs estiment que ces mères, incitées par le CLCA à passer à temps partiel pendant les 6 mois suivant la naissance, le restent

durablement même après l'arrêt du versement de l'allocation en considérant, finalement, que ce type d'horaire permet une meilleure conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

D'autres études n'évaluent pas directement les effets des réformes du congé parental mais s'efforcent d'analyser dans quelle mesure la durée du congé parental peut impacter le salaire des mères. À partir d'un échantillon de 9 pays de l'OCDE sur la période 1969-1993, Ruhm (1998) montre, que les femmes qui bénéficient de congés prolongés sont « pénalisées » par des salaires relativement plus bas que les autres. Thévenon et Solaz (2013) ont mené le même type d'analyse dans 30 pays de l'OCDE. En plus de mettre en évidence un effet négatif sur le taux d'emploi des femmes, les auteurs montrent un effet négatif sur leurs salaires, dans les pays pour lesquels les dispositifs excèdent deux années. Cet effet négatif tend à accroître les écarts de revenus entre hommes et femmes parmi les personnes embauchées à temps plein.

1.4.2.2. Hors du marché du travail

A l'étranger, de nombreuses études se sont appuyées sur des réformes de dispositifs de congés parentaux pour en étudier leurs conséquences sur le développement et les performances scolaires des enfants de parents en bénéficiant. Elles ne s'accordent pas sur l'effet d'un allongement de la durée du congé parental sur la performance scolaire des enfants.

Ainsi, Dustmann et Schönberg (2012) analysent les effets de trois expansions majeures du congé parental en Allemagne. Ils en concluent que ces réformes n'ont eu aucun impact sur la performance scolaire des enfants et sur leur situation professionnelle future. Ils montrent en effet que le niveau d'éducation, le nombre d'années d'éducation, le niveau de salaire et le fait d'occuper un emploi à temps plein à l'âge de 28 ans ne sont pas significativement différents selon que les enfants sont nés juste avant ou juste après chaque réforme. Le même type de résultat est mis en évidence dans d'autres pays. Au Canada, l'étude de Baker et Milligan (2010) montre qu'un allongement de la durée du congé parental de 25 à 50 semaines n'a eu aucune conséquence sur le développement des enfants mesuré jusqu'à leurs 3 ans. Il en va de même au Danemark où Rasmussen (2010) montre qu'à long terme le niveau d'éducation des enfants n'a pas été modifié par une hausse de 14 à 24 semaines du congé parental. Huebener *et al.* (2019) examinent les effets de changements substantiels dans l'indemnisation du congé parental payé sur le développement des enfants et les écarts de développement socio-économique. Les auteurs exploitent la réforme allemande de 2007 qui a à la fois élargi le congé payé la première année et supprimé le congé payé la deuxième année suivant la naissance de l'enfant. Leurs

estimations ne révèlent aucun effet des modifications des prestations du congé parental sur le développement de l'enfant (mesuré par ses compétences linguistiques, motrices ou sa stabilité socio-émotionnelle) dans les différents groupes socio-économiques, et par conséquent aucun effet sur les écarts de développement socio-économique entre les groupes.

Dans d'autres pays, il apparaît en revanche que les réformes allongeant la durée du congé parental ont eu un effet bénéfique sur les performances scolaires des enfants mais cela dépend fortement du niveau d'éducation des parents. Liu et Nordström Skans (2010) se concentrent sur une réforme suédoise de 1988 qui étend la durée de ce congé de 12 à 15 mois. Cette réforme n'a pas eu d'effet significatif sur les performances scolaires des enfants à l'âge de 16 ans, excepté pour les enfants de mères hautement qualifiées. Danzer et Levy (2018, 2020) trouvent le même type de résultats en Autriche lorsqu'ils évaluent les effets d'un allongement de la durée du congé parental de 12 à 24 mois sur les résultats scolaires des enfants à l'âge de 15 ans. À la différence de ces deux études, celle de Carneiro *et al.* (2015) montre qu'en Norvège, l'instauration d'un congé parental de 4 mois en 1977 a eu pour effet de faire baisser de façon significative le taux d'abandon scolaire pour les enfants des mères concernées (de l'ordre de 2 points de pourcentage). Mais, cet effet semble particulièrement vérifié pour les mères avec un faible niveau d'éducation. Enfin, Cools *et al.* (2015), en s'appuyant sur une réforme norvégienne de 1993 incitant directement les pères à prendre le congé parental, trouvent que les performances scolaires des enfants se sont améliorées dans les familles au sein desquelles le père est plus éduqué que la mère.

Une autre partie de la littérature s'est également attachée à vérifier les conséquences du congé parental sur des questions de santé (des parents et enfants) et de fécondité.

Par exemple, Ruhm (2000) et Tanaka (2005) vérifient dans quelle mesure la prise d'un congé parental peut influencer la santé des enfants. A partir d'échantillons respectifs de 16 pays de l'OCDE sur la période 1969-1994 et de 18 pays sur la période 1969-2000, les auteurs mettent en avant une relation négative entre la durée du congé parental et la mortalité infantile. Chatterji et Markowitz (2005), quant à eux, étudient les effets du congé parental sur la santé mentale des mères. À partir d'un échantillon de données sur des femmes américaines ayant eu un enfant en 1988, les auteurs montrent notamment que bénéficier d'une période de congé parental tend à diminuer les risques de dépression¹⁴. Bien que ces travaux ne constituent pas des exemples

¹⁴ Rappelons toutefois que dans le cas des Etats-Unis, l'absence de congé maternité peut influencer les résultats des études sur les effets du congé parental.

d'études visant à évaluer les effets de réformes du congé parental, ils permettent néanmoins de montrer l'importance du congé parental sur les bénéficiaires directs.

Lalive et Zweimüller (2009) montrent que l'allongement d'un à deux ans des durées de protection et d'indemnisation du congé parental autrichien a eu un effet bénéfique sur la fécondité des mères d'un enfant. Selon les auteurs, deux mécanismes expliquent ce résultat. D'une part, la probabilité de pouvoir enchaîner deux congés parentaux successifs après une deuxième naissance est plus élevée. D'autre part, l'existence d'un congé parental plus généreux incite certaines mères à faire un deuxième enfant alors qu'elles ne l'auraient pas fait avec un congé parental plus court. Pour la France, Piketty (2005) s'est intéressé aux répercussions de la réforme de l'APE de 1994 sur la fécondité. Il montre que la réforme a eu seulement un effet bénéfique sur la fécondité des mères d'un enfant, mais aucun effet significatif sur celle des mères de deux enfants.

Parmi les rares études qui se sont penchées sur le cas des pères, on peut citer celle d'Ekberg *et al.* (2013), qui évalue une réforme de 1995 en Suède qui réserve, parmi les 480 jours de congé parental, un mois aux pères. Si ces derniers choisissent de ne pas prendre ce mois, la durée du congé parental est réduite d'autant. Les résultats qu'ils obtiennent révèlent un fort recours des pères au congé parental après l'entrée en vigueur de cette réforme. Cependant, cela n'a pas eu comme conséquence une plus grande implication des pères dans le soin apporté aux enfants, mesuré par leur probabilité de s'absenter lorsque leur enfant est malade. Plus récemment, Tamm (2019) a analysé l'effet de la prise de congé parental par les pères sur le temps qu'ils consacrent à leurs enfants, aux tâches ménagères et sur leur offre de travail. Ses résultats montrent à l'inverse que même de courtes périodes de congé parental des pères peuvent avoir des effets durables sur l'implication des pères dans la garde des enfants et les tâches ménagères. En revanche, les effets sur l'offre de travail ne sont pas persistants dans le temps.

1.5. Les premières évaluations de la réforme

1.5.1. Des premières tentatives menées par la CNAF mais sans groupe de contrôle

En exploitant les fichiers administratifs produits par la CNAF, une première étude montre que la diminution du nombre de familles bénéficiant de l'indemnisation du congé parental, observée depuis 2006, s'est très nettement accentuée entre décembre 2014 et décembre 2017 (Laporte et Legendre, 2018). Ce nombre est ainsi passé de 479 600 familles à 271 900, soit une réduction de 43,3%. Il en résulte qu'en décembre 2017, seulement 14% des enfants âgés de moins de 3 ans avaient au moins un parent percevant une indemnisation contre un quart en décembre 2014. En comparant plus précisément l'évolution du nombre de bénéficiaires entre la génération ayant accueilli un nouvel enfant de rang 2 ou de rang supérieur en 2014 et celle en ayant accueilli un en 2015, les auteurs montrent que cette baisse peut être attribuée, non seulement à une réduction de la durée d'indemnisation, mais également à un moindre recours à cette indemnisation.

Il n'est toutefois pas possible d'attribuer cette baisse à la seule entrée en vigueur de la PreParE le 1^{er} janvier 2015. Une partie de cette baisse peut être le résultat de l'entrée en vigueur de la réforme de la Paje le 1^{er} avril 2014 dans le cadre de la loi de financement de la Sécurité sociale. Cette réforme supprime en effet la majoration du complément d'activité d'un montant équivalent à l'allocation de base¹⁵ pour les familles bénéficiant de ce complément mais dont les revenus sont trop élevés pour pouvoir bénéficier autrement de cette allocation. Elle a donc pu inciter certaines de ces familles à renoncer à prendre un congé parental indemnisé¹⁶. Comme cette réforme n'a pas concerné toutes les naissances survenues en 2014 mais uniquement celles survenues à compter du 1^{er} avril, elle peut en partie expliquer la baisse du nombre de bénéficiaires de l'indemnisation du congé entre les générations 2014 et 2015. En revanche, toutes les naissances survenues en 2015 sont, elles, concernées par la réforme de la Paje.

Cette étude analyse également les effets de la réforme sur la proportion de familles ayant, d'une part, effectivement partagé la prestation et, d'autre part, bénéficié du Complément du libre choix du mode de garde (Cmg)¹⁷ durant les mois qui suivent la fin de la perception de la

¹⁵ Cette allocation est versée mensuellement jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant.

¹⁶ Selon les chiffres de la CNAF, environ 50 000 familles bénéficiaient de cette majoration en décembre 2013.

¹⁷ Le complément de libre choix du mode de garde est versé par la Caisse d'allocations familiales (Caf). Il comprend la prise en charge partielle des frais de garde lorsque l'enfant est gardé par une assistante maternelle

PreParE. Pour ce faire, les auteurs comparent, en janvier 2018, la situation de deux groupes de familles. Le premier groupe correspond à des familles bénéficiant de la PreParE en décembre 2016 pour un benjamin né en 2015. Le deuxième groupe est constitué des familles percevant le CLCA en décembre 2015 pour un benjamin né en 2014. Il apparaît tout d'abord que la réforme n'a pas véritablement contribué à un meilleur partage du congé parental indemnisé au sein des familles puisque seulement 2,5% des familles ayant bénéficié de la PreParE ont partagé cette prestation, contre 0,8% pour le CLCA. Ensuite, en janvier 2018, 17% des familles ayant bénéficié de la PreParE à taux plein perçoivent le Cmg. Cette proportion est similaire à celle des familles ayant perçu le CLCA à taux plein, alors que leur nécessité de recourir à un mode de garde est moins forte. En effet, en janvier 2018, chaque enfant des familles ayant bénéficié du CLCA à taux plein est en âge d'être scolarisé, contrairement aux enfants des familles ayant perçu la PreParE à taux plein qui ne peuvent pas encore l'être. Par conséquent, cela suggère que l'entrée en vigueur de la PreParE a pu accentuer les difficultés des familles à trouver un mode de garde, plus particulièrement au cours de la troisième année suivant la naissance de l'enfant.

Une deuxième étude, également réalisée par la CNAF, s'intéresse aux sortants de la PreParE en comparant leur situation vis-à-vis de l'emploi avant et après la perception de cette prestation ainsi que leur recours aux différents modes de garde pendant et après cette perception (Laporte, 2018). Pour cela, l'enquête *Emblème* menée par la CNAF auprès de 6000 familles est mobilisée. Cette enquête porte sur les attentes, les besoins et les contraintes des parents suite à une nouvelle naissance. Cette étude exploite le volet de cette enquête qui interroge les familles ayant bénéficié de la PreParE en décembre 2016 au titre de leur enfant né en 2015 et ne percevant plus cette prestation en janvier 2018.

Les résultats obtenus révèlent que l'offre de travail des bénéficiaires de la PreParE s'est fortement réduite après la fin de sa perception. C'est particulièrement le cas pour les bénéficiaires de la PreParE à taux plein. La proportion de bénéficiaires ne travaillant pas à la fin de la perception a ainsi augmenté de 7 points de pourcentage, passant de 36% à 43%. Le recours au temps partiel s'est également renforcé : 26% des bénéficiaires occupaient un emploi à temps partiel avant la naissance contre 32% à la fin de la perception. Si l'on examine plus en détail le parcours des individus travaillant à temps plein avant de bénéficier de la PreParE à taux plein, on constate que seulement 45% d'entre eux reprennent un emploi à temps plein,

agréée, une garde à domicile, une association ou entreprise habilitée ou une micro-crèche. Son montant varie selon le nombre d'enfants à charge, l'âge de l'enfant et les ressources du ménage. Un minimum de 15 % de frais reste à la charge des familles.

24% optent pour un emploi à temps partiel et 31% ne reprennent pas d'activité. Concernant ceux qui travaillaient à temps partiel avant de recourir à la PreParE à taux plein, 60% conservent la même quotité travaillée alors que 30% ne retravaillent pas.

Le fait de recourir à la PreParE à taux partiel est nettement moins pénalisant pour l'emploi puisque, à la fin de la perception, presque tous les bénéficiaires continuent d'occuper un emploi¹⁸. Néanmoins, l'offre de travail s'est malgré tout réduite sous l'effet d'un recours très important au temps partiel, même après la fin de la perception de la prestation. La proportion de bénéficiaires travaillant à temps plein a été divisée par deux à la fin de la perception de la PreParE à taux partiel, passant de 78% à 38%. En d'autres termes, la prise d'un congé parental à temps partiel incite certains bénéficiaires, qui travaillaient à temps plein avant ce congé, à continuer à privilégier ce type de temps de travail même après la fin de ce congé, considérant finalement que ce nouveau mode d'organisation du travail leur permet de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle¹⁹. Toutefois, les bénéficiaires travaillant à temps plein avant privilégient, dans leur grande majorité, des temps partiels longs après la perception de la PreParE à taux partiel. Ils sont en effet 85% à opter pour une quotité travaillée supérieure ou égale à 80%. Globalement, en considérant l'ensemble des bénéficiaires de la PreParE à taux plein ou à taux partiel, 67% d'entre eux ont réduit leur offre de travail à l'issue de cette perception, soit en réduisant leur activité, soit en la cessant totalement.

Concernant l'évolution du recours aux différents modes de garde entre la période où les individus percevaient la PreParE et la période où ils ne la perçoivent plus, très peu de changements sont constatés parmi les familles ne percevant plus la PreParE à taux partiel. La tendance est ainsi à la conservation des modes de garde déjà utilisés durant la période où les familles ont réduit leur activité professionnelle. En revanche, nous constatons un recours plus important aux modes de garde formels (crèche et assistante maternelle) chez les bénéficiaires ayant perçu la PreParE à taux plein. Alors que 27% des familles avaient recours à ces modes de garde pendant la perception de la prestation (20% pour la crèche et 7% pour une assistante maternelle), elles sont 44% dans ce cas après la perception (25% pour la crèche et 19% pour une assistante maternelle). Le taux de recours à une assistante maternelle étant celui concerné par la plus forte augmentation, ce mode de garde semble avoir été privilégié par les familles sortants de la PreParE à taux plein, peut-être en raison des difficultés qu'elles ont pu rencontrer

¹⁸ Il est en effet nécessaire d'être en emploi afin de pouvoir bénéficier de la PreParE à taux partiel.

¹⁹ Ce type de phénomène a également été mis en évidence par Joseph *et al.* (2013) dans le cadre de l'évaluation des effets de l'introduction du CLCA en 2004 sur l'emploi et les salaires des mères d'un enfant.

pour trouver une place en crèche lorsque l'enfant est âgé de 2 ans. Boyer et Crépin (2018) montrent en effet qu'une majorité des familles estime que la crèche est le mode d'accueil le plus adapté pour faire garder un enfant âgé entre 2 et 3 ans.

Néanmoins, cette étude, faute de pouvoir comparer les familles ayant bénéficié de la PreParE avec celles ayant bénéficié du CLCA, ne permet pas de déterminer si les effets constatés en termes de situation vis-à-vis de l'emploi et de recours aux modes de garde sont effectivement le résultat de l'instauration de la PreParE ou bien si les différents effets mis en évidence s'observent également chez les sortants du CLCA.

1.5.2. Des premières évaluations avec groupe de contrôle se focalisant sur le taux de recours à la prestation

Les premières véritables évaluations de l'entrée en vigueur de la PreParE ont été réalisées en 2019 : l'une par Narcy et Sari (2021) et l'autre par le Haut Conseil de la Famille de l'Enfance et de l'Age (HCFEA). Ces deux évaluations cherchent à mesurer l'effet causal de la réforme sur le taux de recours au congé parental par les familles ayant au moins deux enfants à charge. Toutefois, ces deux études ne mesurent pas de la même manière ce taux de recours. Narcy et Sari (2021) considèrent ainsi l'effet de la réforme sur la probabilité qu'ont les mères de recourir à un congé parental à taux plein l'année suivant la naissance de leur deuxième enfant ou plus. En revanche, l'évaluation menée par le HCFEA se réfère au taux de recours des familles à l'indemnisation à taux plein ou à taux partiel. Or, ces deux mesures ne se recoupent pas totalement puisqu'il est possible d'être en congé parental sans percevoir l'indemnisation, et inversement²⁰.

En outre, ces deux études ne mobilisent pas les mêmes données, ni ne mettent en œuvre la même stratégie d'identification de l'effet causal de la réforme. Narcy et Sari (2021) mobilisent l'enquête *Emploi* en continu pour les années allant de 2013 à 2016 et mettent en œuvre une méthode combinant régression sur discontinuité et doubles différences. Le principe général de cette méthode est de comparer la probabilité qu'ont les mères vivant en couple de prendre un congé parental à temps plein selon qu'elles ont donné naissance à un enfant de rang 2 ou de rang supérieur juste après la réforme (entre janvier et juin 2015) ou juste avant (entre

²⁰ Le HCFEA (2019) a montré que 17% des parents en congé parental à temps plein ne percevaient pas le complément d'activité.

juillet et décembre 2014) de telle sorte que l'on puisse penser, sous certaines conditions qu'il est nécessaire de préalablement valider, que ces mères ne diffèrent que par le fait d'être concernées ou non par la réforme²¹. L'évaluation menée par le HCFEA (2019) repose sur l'exploitation des fichiers administratifs produits par la CNAF. Elle compare, à l'aide de la méthode des doubles différences, le taux de recours à l'indemnisation du congé parental des familles en couple avec au moins deux enfants à charge observé en décembre d'une année au titre d'un enfant rentrant dans sa deuxième année selon que ces familles sont concernées ou non par la réforme. Les familles monoparentales avec au moins deux enfants à charge, par définition non concernées par la réforme, sont utilisées comme groupe de contrôle.

En dépit de leurs différences en termes de méthodes et de données, ces deux évaluations s'accordent sur l'existence d'un effet négatif de l'entrée en vigueur de la PreParE sur le taux de recours des mères et des familles en couple avec deux enfants ou plus au congé parental ou à l'indemnisation qui lui est associée. Narcy et Sari (2021) montrent ainsi que cette réforme a réduit d'environ 10 points de pourcentage la probabilité qu'ont les mères de recourir à un congé parental à temps plein l'année suivant la naissance de l'enfant. En outre, les mères les plus particulièrement affectées par cette réforme sont celles qui ne disposent pas des ressources nécessaires pour prendre une troisième année de congé parental sans indemnisation ainsi que celles anticipant les plus grandes difficultés à pouvoir trouver un mode de garde durant l'année précédant la scolarisation. L'évaluation menée par le HCFEA (2019) révèle, quant à elle, que la réforme a contribué à réduire le taux de recours à l'indemnisation à taux plein ou à taux partiel de 4,3 points de pourcentage.

Ces deux premières évaluations des effets de la PreParE souffrent néanmoins d'un certain nombre de limites concernant soit la méthodologie mise en œuvre, soit les données mobilisées. Dans l'évaluation menée par le HCFEA (2019), les données administratives issues des fichiers de la CNAF sont quasi-exhaustives puisque toutes les familles ayant au moins deux enfants à charge de moins de 20 ans bénéficient des allocations familiales. En revanche, choisir les familles monoparentales comme groupe de contrôle pour neutraliser les effets de la conjoncture est contestable dans la mesure où ces effets n'affectent pas de la même manière couples et familles monoparentales. L'évaluation développée par Narcy et Sari (2021) mobilise une méthode permettant d'éliminer le maximum de biais mais s'appuie en revanche sur des données de moins bonne qualité, l'enquête *Emploi* ne permettant de travailler que sur de plus petits échantillons et sur la base de variables déclaratives.

²¹ Cette méthode sera également mise en œuvre dans le cadre de ce projet et sera donc décrite en détails dans la section 2.1.

Une évaluation récente menée par Périvier et Verdugo (2021) surmonte ces limites en appliquant la méthodologie mise en œuvre par Narcy et Sari (2021) aux données quasi-exhaustives de la CNAF. Cette quasi-exhaustivité leur permet d'identifier l'effet causal de la réforme sur le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental et les revenus d'activité de chaque parent en distinguant ceux ayant donné naissance à un enfant le mois juste avant l'entrée en vigueur de la PreParE (décembre 2014) et ceux ayant donné naissance au cours du mois qui suit (janvier 2015). Les résultats obtenus révèlent que la réforme est loin d'avoir atteint son objectif affiché d'amélioration du partage du congé parental entre les deux parents. En effet, le taux de recours par les pères à un congé parental indemnisé n'a que très faiblement augmenté et ce quel que soit le rang de naissance de l'enfant. La hausse la plus significative est observée pour le taux de recours à l'indemnité perçue à taux partiel au cours de la troisième année suivant une naissance de rang 2 ou de rang supérieur. Ce taux est passé de 1 à 1,8% (contre 0,7 à 0,9% pour les naissances de rang 1). Les auteurs estiment qu'outre la faiblesse du montant de l'indemnisation, d'autres raisons expliquent le très faible recours des pères à la partie du congé parental qui leur est désormais destinée. L'une de ces raisons réside dans la stigmatisation dont les pères sont susceptibles de faire l'objet lorsqu'ils décident de prendre un congé parental. Selon les auteurs, deux résultats complémentaires illustrent ce phénomène de stigmatisation. D'une part, l'effet le plus important de la réforme concernant le recours des pères au complément d'activité est observé chez ceux travaillant à leur compte. Le recours au complément d'activité à taux plein ou à taux partiel a en effet augmenté de 2,2 points de pourcentage chez cette catégorie de travailleurs. Or, ces travailleurs n'ayant pas besoin d'informer leur employeur de leur prise d'un congé parental sont moins susceptibles d'être stigmatisés. D'autre part, les pères recourant le plus au congé parental indemnisé suite à la réforme habitent au sein des départements se caractérisant déjà avant la réforme par les taux de recours masculins les plus élevés. Les auteurs en concluent à l'existence d'effets de pairs au sein des départements dans lesquels le processus de stigmatisation entourant la prise d'un congé parental par les pères est le moins prononcé.

Concernant l'effet de la réforme sur le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental des mères, celui-ci chute au cours de la troisième année suivant la naissance d'un enfant de rang 2 ou de rang supérieur. La proportion de mères percevant au moins un mois l'indemnité entre le 30^e et le 36^e mois suivant la naissance a ainsi diminué de 14,9 points de pourcentage pour le recours à taux plein et de 13,6 points de pourcentage pour le recours à taux partiel. Ce moindre recours des mères au congé parental se traduit assez logiquement par une augmentation

de leurs revenus au cours de la 3^e année suivant la naissance comparativement à celles non concernées par la réforme et qui restent donc plus fréquemment en congé parental indemnisé au cours de cette troisième année. Comme cette réforme n'a que très peu modifié le comportement des pères, elle a ainsi contribué à réduire les inégalités de revenus entre les femmes et les hommes au cours de cette troisième année.

1.5.3. Apports par rapport aux premières évaluations

L'évaluation menée dans le cadre de ce projet utilise les mêmes données que Périvier et Verdugo (2021) et adopte la même stratégie d'identification (voir section 2.1.1). Toutefois, elle s'en distingue sur différents points.

Premièrement, bien que la première analyse menée a pour objectif de confirmer les résultats obtenus par Périvier et Verdugo, elle se fonde néanmoins sur un échantillon d'étude légèrement différent qui nous permet de mieux centrer l'analyse sur les mères éligibles au congé parental indemnisé. Nous apportons également des résultats complémentaires en examinant s'il existe un profil de mères et de pères plus particulièrement affecté par l'entrée en vigueur de la PreParE. Nous vérifions également si cette réforme a eu des effets différenciés selon les conditions locales du marché du travail et de l'offre de modes de garde.

Deuxièmement, au-delà des effets de la réforme sur le recours de chaque parent à une troisième année de congé parental indemnisé, nous étudions également si la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental que cette réforme a engendrée a impacté la situation des mères sur le marché du travail. Nous distinguons les effets de la réforme sur leur situation d'emploi, non seulement à court terme, c'est-à-dire au cours de la troisième année suivant la naissance, mais également à plus long terme, c'est-à-dire entre le 3^{ème} et le 6^{ème} anniversaire de l'enfant. Nous évaluons également dans quelle mesure cette réduction d'une année de la durée d'indemnisation a contribué à augmenter le taux de recours des familles aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la troisième année suivant la naissance.

Troisièmement, concernant les effets de la réforme sur la situation des mères sur le marché du travail et le taux de recours aux modes de garde, nous examinons si ces effets ont pu être différents, d'une part, selon certaines caractéristiques des mères et du ménage et, d'autre part, selon les conditions locales du marché du travail et de l'offre de modes de garde collectifs et individuels.

II. Méthodologie et données de l'étude

2.1. L'analyse empirique

2.1.1. La stratégie d'identification

Cette étude a un triple objectif. Tout d'abord, elle cherche à déterminer dans quelle mesure l'entrée en vigueur de la PreParE a modifié le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental des mères et des pères au cours de la troisième année suivant la naissance de leur deuxième enfant ou plus. Ensuite, elle évalue les conséquences qu'a pu avoir la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental (pris à taux plein ou à taux partiel), induite par la réforme, sur la situation sur le marché du travail des mères observée à court et moyen terme. Enfin, notre étude cherche à déterminer dans quelle mesure cette réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a pu influencer le taux de recours aux modes de garde au cours de la troisième année suivant la naissance. En effet, si les mères qui ont dû renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé décident de retourner en emploi, se pose alors la question de la garde de leur enfant qui n'a pas encore l'âge d'être scolarisé. Ces deuxième et troisième objectifs ont des implications sur la méthode d'évaluation retenue. On peut en effet considérer l'entrée en vigueur de la PreParE comme un choc exogène pouvant potentiellement modifier la durée d'interruption de carrière des mères suite à la naissance d'un enfant. Elle permet ainsi de comparer les comportements sur le marché du travail et le taux de recours aux modes de garde entre des mères ayant eu des interruptions de carrière de durées différentes, sans que ces différences ne soient le résultat de facteurs endogènes.

Pour atteindre ces deux objectifs, la stratégie d'identification retenue se fonde sur le principe de la méthode de régression sur discontinuité. Cette stratégie a été plusieurs fois mobilisée dans la littérature ayant évalué l'effet des réformes du congé parental sur la situation des mères sur le marché du travail à l'étranger (voir, par exemple, Lalive et Zweimüller, 2009 ; Dustmann et Schönberg, 2012 ; Lalive *et al.*, 2014 ; Guertzgen et Hank, 2018) et en France (Lequien, 2012) ainsi que sur la santé et les résultats scolaires des enfants (Danzer et Lavy, 2018 ; Danzer *et al.*, 2020). Elle a également été utilisée, dans le cas spécifique de la réforme de 2015, par Narcy et Sari (2021) ainsi que par Périvier et Verdugo (2021) qui ont évalué l'effet de cette réforme sur le recours au congé parental.

La méthode de régression sur discontinuité peut être mise en œuvre dès lors qu’il existe une variable de sélection qui a un impact discontinu sur la probabilité d’être traité. Dans le contexte de notre étude, le traitement (noté T) correspond au fait de pouvoir potentiellement bénéficier de la PreParE (et non plus du CLCA) en cas de congé parental et la variable de sélection (notée N) correspond à la date de naissance de l’enfant. Nous sommes ici dans le cas d’une discontinuité franche (*sharp design*) puisque la probabilité d’être traité prend la valeur 1 pour toutes les familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus après la date d’entrée en vigueur de la réforme et 0 pour toutes celles ayant donné naissance avant cette date. Si on note t_0 la date d’entrée en vigueur de la réforme, on a donc $E(T|N = t_0 + \epsilon) = 1$ et $E(T|N = t_0 - \epsilon) = 0$. Dans ce cas, pour identifier l’effet causal de la réforme sur une variable de résultat Y , il suffit de calculer la différence suivante :

$$E(Y|T = 1) - E(Y|T = 0) = E(Y|t_0 \leq N \leq t_0 + \epsilon) - E(Y|t_0 - \epsilon \leq N < t_0) \quad (1)$$

En effet, on peut considérer que, pour un ϵ suffisamment petit et sous certaines conditions dont il faut vérifier préalablement la validité (voir section suivante), la seule chose qui distingue les familles concernées par la réforme et celles qui ne le sont pas est la date de naissance de leur deuxième enfant ou plus. Nous pouvons alors supposer qu’elles possèdent sensiblement les mêmes caractéristiques observables et inobservables. Les données mobilisées étant quasi-exhaustives, elles nous permettent de choisir un ϵ particulièrement petit. En effet, pour analyser les effets de la réforme, nous comparons la situation des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus le mois juste avant l’entrée en vigueur de la réforme (groupe de contrôle) avec celle des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus le mois juste après (groupe traité).

2.1.2. Vérification des conditions de validité de la stratégie d'identification

Afin que la stratégie d'identification adoptée puisse permettre d'évaluer précisément l'effet causal de l'entrée en vigueur de la PreParE sur le taux de recours à cette prestation, la situation des mères sur le marché du travail et le taux de recours aux modes de garde, il faut s'assurer que plusieurs conditions soient satisfaites. Malheureusement, parmi ces conditions, les données mises à disposition par la CNAF dans le cadre de cette étude (voir section suivante) ne permettent pas de vérifier parfaitement l'une de ces conditions, à savoir l'absence d'effets saisonniers. Néanmoins, l'étude menée par Périvier et Verdugo (2021) a pu précisément le faire puisqu'elle s'est appuyée sur les fichiers mensuels Allnat produits par la CNAF pour les années 2015 et 2016, fichiers auxquels nous n'avons pu avoir accès.

2.1.2.1. Validité de l'hypothèse de randomisation locale

La mise en œuvre de la stratégie d'identification suppose d'abord de s'assurer de la validité de l'hypothèse de randomisation locale. Concrètement, autour du seuil considéré (ici, le 1^{er} janvier 2015), le traitement (être concerné ou non par l'entrée en vigueur de la PreParE) est supposé affecter les individus de manière parfaitement aléatoire. Par conséquent, il faut que la réforme et les modifications qu'elle a entraînées n'aient pas été anticipées par les parents, de telle manière qu'ils n'aient pu planifier la naissance de leur enfant en fonction de la date d'entrée en vigueur de la réforme. Cette hypothèse est réaliste pour les trois raisons suivantes. Premièrement, la conception d'un enfant n'est pas un événement qui peut être totalement planifié par les futurs parents. Deuxièmement, cette réforme a été votée en août 2014, soit seulement 5 mois avant son entrée en vigueur. Par conséquent, tous les enfants nés en décembre 2014 et en janvier 2015 ont déjà été conçus à cette date. Néanmoins, cette réforme a commencé à être débattue à l'Assemblée Nationale en janvier 2014. Il est malgré tout difficile de concevoir que des couples aient pu décider, dès le début de l'année 2014, d'anticiper cette réforme en décidant de faire un enfant sans avoir de certitude, ni sur son effectivité, ni sur sa date exacte d'entrée en vigueur. Troisièmement, l'analyse des données issues de l'état civil réalisée par Périvier et Verdugo (2021) ne révèle aucun pic conjoncturel de naissances au cours des derniers jours du mois de décembre 2014 qui aurait pu laisser penser qu'un certain nombre de mères (plus particulièrement celles pour lesquelles une césarienne est prévue) ont délibérément avancé

leur date d'accouchement²² afin de ne pas voir leur durée d'indemnisation réduite par l'entrée en vigueur de la PreParE.

L'absence manifeste de « manipulation » de la date de naissance de l'enfant de la part des parents permet de considérer cette réforme comme une forme d'expérimentation naturelle dans laquelle le traitement est aléatoire pour les familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014 et en janvier 2015. Ces familles sont donc supposées avoir exactement les mêmes caractéristiques observables et inobservables, quel que soit le mois de naissance de leur enfant. Le tableau **A1**, présenté en annexe, confirme le fait que ces familles sont extrêmement similaires concernant les caractéristiques que les données mobilisées nous permettent de comparer. Nous constatons ainsi que l'âge des parents et le nombre d'enfants à charge à la naissance sont parfaitement similaires selon que les familles ont donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 ou en décembre 2014. Il en va de même pour les revenus perçus par les mères, les pères et le foyer au cours des deux années précédant cette naissance. Enfin, ces familles sont soumises au même contexte local puisque leur commune de résidence ne diffère pas significativement en termes de taux de couverture des modes d'accueils formels des enfants de moins de trois ans et qu'elles appartiennent à des zones d'emploi se caractérisant par des taux de chômage similaires²³.

2.1.2.2. Absence d'effets saisonniers

Une deuxième condition sur laquelle repose la validité de la stratégie d'identification mise en œuvre est qu'il ne doit pas exister d'éventuels effets saisonniers pouvant impacter nos différentes variables de résultat. Selon que l'enfant naît en début ou en fin d'année, les conséquences ne sont pas les mêmes notamment en termes de scolarisation et donc de problématiques de garde d'enfant. En effet, un enfant né en janvier entrera en petite section de l'école maternelle à l'âge de 3 ans et 9 mois tandis qu'un enfant né en décembre y entrera à l'âge de 2 ans et 9 mois environ. Si les problématiques d'organisation familiale diffèrent dans

²² Des études laissent en effet à penser que ce type de comportement peut survenir (Dickert-Conlin et Chandra, 1999, Leigh, 2009).

²³ Ces variables décrivant le contexte local ne sont pas directement disponibles dans les fichiers d'allocataires produits par la CNAF. Le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence est issu du site Caf DATA (<http://data.caf.fr/dataset/taux-de-couverture-global>). Le taux de chômage de la zone d'emploi provient des données du recensement de l'Insee (<https://www.insee.fr/fr/statistiques/6454652?sommaire=6454687>). Ces deux sources de données sont appariées avec les fichiers des allocataires de la CAF à l'aide du code Insee propre à chaque commune (voir section 2.2.1 pour les détails).

ces deux cas, les choix en termes de prise de congés parentaux et de durée peuvent être affectés avec des conséquences possibles en termes d'emploi et de recours aux modes de garde.

Pour examiner s'il existe des effets saisonniers, il faudrait idéalement pouvoir comparer la situation des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus selon que cette naissance a eu lieu en décembre 2013 ou en janvier 2014, c'est-à-dire au cours des mêmes mois de l'année mais sans que ces mères puissent être potentiellement concernées par la réforme de 2015 (Narcy et Sari, 2021 ; Périvier et Verdugo, 2021). En outre, pour que cette comparaison puisse constituer un effet « placebo » des effets de l'entrée en vigueur de la PreParE, il faut s'assurer qu'aucune réforme majeure, notamment dans le domaine des politiques familiales ou de l'emploi, ne soit intervenue entre décembre 2013 et janvier 2015 ayant pu influencer le coût d'opportunité de recourir à un congé parental. Narcy et Sari (2021) ont montré que c'était effectivement le cas.

Malheureusement, les données mises à disposition ne permettent pas de systématiquement mettre en œuvre ce test « placebo ». En effet, elles ne permettent un suivi mensuel des familles bénéficiant d'au moins une des prestations versées par la CAF qu'à partir de décembre 2016 (*cf.* section suivante). Par conséquent, pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 ou décembre 2014, ce suivi n'est possible qu'à partir du 23^{ème} ou 24^{ème} mois après la naissance. Cette absence de suivi mensuel au cours des deux premières années de l'enfant ne pose pas de problème particulier pour évaluer les effets de la réforme puisque celle-ci est supposée modifier le comportement des familles principalement à partir du deuxième anniversaire de l'enfant. Périvier et Verdugo (2021) ne montrent en effet aucune modification du comportement des parents de deux enfants ou plus en termes de taux de recours à l'indemnité associée au congé parental au cours des deux premières années de l'enfant.

En revanche, pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2014 ou en décembre 2013, leur suivi mensuel ne peut se faire qu'à partir du 35^{ème} ou 36^{ème} mois après cette naissance. Il n'est donc pas possible de comparer leur comportement sur le marché du travail et leur taux de recours aux modes de garde au cours de la troisième année suivant la naissance. Néanmoins, les études de Narcy et Sari (2021) ainsi que de Périvier et Verdugo (2021) révèlent que le mois de naissance de l'enfant n'influence pas significativement le taux de recours au congé parental.

Nous confirmons cette absence d'effets saisonniers en estimant des effets « placebo » à chaque fois que les données mobilisées nous le permettent.

Tout d'abord, pour étudier si le mois de naissance de l'enfant peut impacter la manière de recourir au congé parental, nous exploitons le fichier Fileas pour l'année 2015. Nous comparons alors le taux de recours des mères et des pères à l'indemnité associée au congé parental (perçue à taux plein ou à taux partiel) en décembre 2015 selon que la naissance du deuxième enfant ou plus a eu lieu en décembre 2013 ou en janvier 2014. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau **A2** en annexe et ne révèlent aucune différence significative selon le mois de naissance. Par conséquent, le mois de naissance de l'enfant n'impacte pas le taux de recours au congé parental des parents, en tout cas quand il est examiné à cette échéance (soit durant le 24^{ème} mois pour les naissances survenues en décembre 2013 et le 23^{ème} pour celles survenues en janvier 2014). Ce résultat est parfaitement conforme à l'étude de Périvier et Verdugo (2021).

Ensuite, les données mobilisées permettent de calculer un effet « placebo » concernant l'influence du mois de naissance sur la situation des mères sur le marché du travail à moyen terme (soit entre le 3^e et le 6^e anniversaire de l'enfant). En effet, les données mobilisées permettent le suivi mensuel de la situation d'emploi des mères au cours de cette période pour celles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2013 ou en janvier 2014. Les résultats obtenus et présentés dans la colonne « placebo » du tableau **8** de la section 3.2.1 ne révèlent aucun effet significatif du mois de naissance. Or, il est difficile d'envisager l'existence d'effets saisonniers à court terme sans que ces derniers ne s'observent à moyen terme.

Enfin, nous examinons si le mois de naissance a un effet sur le recours à un mode de garde formel au cours de la troisième année après la naissance. Pour ce faire, nous mettons en œuvre un test « placebo » différent des deux précédents puisqu'il consiste à comparer le taux de recours à un mode de garde formel de la part des familles n'ayant pas du tout pris de congé parental suite à la naissance de leur deuxième enfant ou plus selon que cette naissance a eu lieu en décembre 2014 ou en janvier 2015. On peut en effet considérer que ces familles peuvent faire l'objet d'un test « placebo », dans la mesure où le comportement de celles potentiellement concernées par la réforme n'a pas été significativement modifié par celle-ci (Narcy et Sari, 2021 ; Périvier et Verdugo, 2021). Les résultats obtenus et présentés dans la colonne « placebo » du tableau **15** de la section 3.3.1 montrent qu'au sein de ces familles, le mois de naissance n'impacte pas significativement leur probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance.

2.1.2.3. Pas d'autre réforme entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015

La dernière condition qu'il est nécessaire de vérifier est qu'aucune autre réforme entrée en vigueur le 1^{er} janvier 2015 n'a pu impacter les différentes variables de résultat. En effet, si tel était le cas, un changement observé à partir de janvier 2015 ne pourrait être attribué avec certitude à la mise en place de la PreParE. Plus particulièrement, il faut s'assurer qu'aucune autre réforme majeure, notamment dans le domaine des politiques familiales ou de l'emploi, n'est intervenue le 1^{er} janvier 2015 ayant pu influencer le coût d'opportunité de recourir au congé parental.

Sur le marché du travail, toute mesure contribuant à modifier la rémunération des salariés est susceptible de biaiser l'évaluation de l'effet de la réforme sur la rémunération des mères, mais également son effet sur la probabilité de recourir au congé parental puisqu'une modification de la rémunération des mères affecte leur coût d'opportunité d'interrompre leur carrière. Le Smic est ainsi revalorisé au 1^{er} janvier de chaque année. Toutefois, cette revalorisation n'a été que de +0,9% au 1^{er} janvier 2015 et vraisemblablement insuffisante pour faire renoncer certaines familles à recourir au congé parental. Au 1^{er} janvier 2015 ont aussi été mis en place des allègements de cotisations sociales pour les salariés rémunérés entre 1 et 1,3 Smic (avec la mise en place du Pacte de responsabilité et de solidarité). Cette réforme s'est traduite par une hausse de salaire de l'ordre de 4% pour un salarié rémunéré à taux plein au Smic et de l'ordre de 1% pour un salarié à plein temps percevant 1,2 Smic. Il est toutefois difficile de penser que cette réforme ait massivement pu faire renoncer les familles au congé parental. D'une part, cette réforme ne concerne qu'une proportion limitée de familles ayant deux enfants ou plus. D'autre part, elle touche des familles pour lesquelles le coût d'opportunité du congé parental est le plus faible. Par conséquent, pour les inciter à y renoncer, ces hausses de salaire auraient dû être plus conséquentes. En revanche, cette réforme est susceptible de biaiser l'évaluation de l'effet de l'entrée en vigueur de la PreParE sur les revenus d'activité des parents.

Ensuite, concernant la politique familiale, des changements dans l'offre des modes d'accueil des jeunes enfants au cours de notre période d'observation peuvent potentiellement biaiser l'évaluation menée. En effet, si les parents ne parviennent pas à trouver un mode de garde satisfaisant pour leur enfant, le choix peut être fait de privilégier le congé parental pour remédier à cela. Toutefois, le suivi de l'offre des modes d'accueil des jeunes enfants sur la

période 2013-2017²⁴ ne révèle aucune modification majeure dans l'évolution de l'offre des modes d'accueil individuels ou collectifs. De même, aucune réforme n'est intervenue conduisant à modifier les montants des aides associées à la garde des enfants.

Enfin, la décision de recourir ou non à un congé parental peut être influencée par des mesures modifiant, non seulement le montant de son indemnisation, mais également le montant des prestations familiales indexées sur le niveau de revenu des familles. En effet, ces prestations peuvent augmenter pendant la durée du congé parental en raison de la baisse de revenu engendrée par ce congé. Deux réformes ont eu lieu en 2014 qui ont contribué à modifier ces montants mais uniquement pour les familles les plus aisées. La première réforme réduit le montant du CLCA et du COLCA²⁵ du montant de l'allocation de base de la Paje pour les familles non éligibles à cette allocation. Avant cette réforme, le CLCA et le COLCA étaient majorés du montant de cette allocation pour tous les bénéficiaires de telle sorte que toutes les familles percevaient le même montant global de prestation en cas de prise d'un congé parental. La deuxième réforme divise par deux le montant de l'allocation de base pour les familles dépassant un certain plafond de revenus. Elle passe de 184,62 euros à 92,31 euros mensuels pour les ménages les plus aisés. Néanmoins, comme ces deux réformes sont entrées en vigueur le 1^{er} avril, elles ne conduisent pas à biaiser l'évaluation des effets de la PreParE.

2.1.3. Evaluation de l'effet de la réforme sur le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année suivant la naissance

Le premier objectif de notre étude est de déterminer dans quelle mesure la réforme de 2015 a, d'une part, contraint les mères de deux enfants et plus à devoir renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé et, d'autre part, encouragé au contraire les pères à y recourir. Pour ce faire, nous estimons l'effet de la naissance d'un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 plutôt qu'en décembre 2014 sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité (en distinguant la perception à taux plein et à taux partiel), au cours de la troisième année après la naissance. Bien que les familles ayant donné naissance en janvier 2015 ne soient pas

²⁴ Rapport du Haut Conseil de la Famille, de l'Enfance et de l'Age (HCFEA) intitulé « L'accueil des enfants de moins de trois ans », le 10 avril 2018.

²⁵ Le Complément Optionnel de Libre Choix d'Activité (COLCA) permet aux parents donnant naissance à un troisième enfant ou plus et interrompant totalement leur activité professionnelle de bénéficier d'un congé parental plus court mais mieux rémunéré. En effet, par rapport au CLCA, l'aide financière est presque deux fois supérieure mais ne peut être perçue que jusqu'au premier anniversaire de l'enfant.

suffisamment différentes de celles ayant donné naissance en décembre 2014 (*cf.* tableau **A1**) pour significativement biaiser l'évaluation de l'effet causal de la réforme, nous avons quand même choisi de tenir compte de l'effet de certaines caractéristiques des parents et de leur famille. Cette prise en compte a un double intérêt. D'une part, elle nous permet de neutraliser l'influence d'éventuels effets de composition qui pourraient malgré tout persister. D'autre part, elle permet d'analyser la manière dont ces différentes caractéristiques peuvent influencer la probabilité de percevoir l'indemnité associée au congé parental au-delà du 24^{ème} mois après la naissance. Plus formellement, nous estimons le modèle de régression binomiale suivant :

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 T_i + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{1,i} \quad (2)$$

Où $Y_i = 1$ si le parent i a perçu au moins un mois l'indemnité au cours de la troisième année suivant la naissance et $Y_i = 0$ s'il ne l'a jamais perçue. T_i correspond à la variable de traitement avec $T_i = 1$ si la naissance a eu lieu en janvier 2015 et $T_i = 0$ si elle a eu lieu en décembre 2014. X_i est un vecteur de caractéristiques des parents et de leur famille mesurées avant la naissance et qui peuvent affecter la variable de résultat Y . Plus précisément, les différentes caractéristiques incluses dans X_i sont : le rang de naissance de l'enfant, l'âge du benjamin à la naissance, l'âge des parents à la naissance, leur appartenance ou non au secteur public, leurs revenus d'activité perçus en 2014 ainsi que ceux perçus par leur ménage.

Dans cette première analyse, nous souhaitons également étudier s'il existe un profil de mères qui ont dû plus particulièrement renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé et, au contraire, un profil de pères qui y ont eu davantage recours. Nous cherchons également à déterminer dans quelle mesure l'effet de la réforme sur le taux de recours à l'indemnité associée au congé parental a pu être influencé par le contexte local du marché du travail et des modes de garde. Pour cela, nous introduisons dans le modèle (2) un terme d'interaction entre la variable de traitement T et la variable reflétant la caractéristique considérée (ou plusieurs termes d'interaction si la caractéristique considérée correspond à une variable qualitative à plus de deux modalités). Plus formellement, si l'on souhaite évaluer si la réforme a impacté différemment la variable de résultat Y selon que les parents présentent ou non la caractéristique X^1 , nous estimons le modèle suivant :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \mu X_i^1 + \delta T_i \times X_i^1 + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Où $X_i^1 = 1$ si le parent i possède la caractéristique X^1 et $X_i^1 = 0$ s'il ne l'a possédée pas. $\hat{\delta}$ mesure l'effet différencié de la réforme selon la caractéristique X^1 . $\hat{\beta}$ mesure l'effet de la réforme parmi la population de parents ne possédant pas la caractéristique X^1 et $\hat{\beta} + \hat{\delta}$ parmi celle la possédant.

2.1.4. Evaluation de l'effet de la réforme sur la situation sur le marché du travail des mères et sur le taux de recours aux modes de garde

Le deuxième objectif de notre étude est d'étudier les effets de la réforme, et plus particulièrement de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental, qu'elle a induite en cas de non partage, sur la situation sur le marché du travail des mères de deux enfants et plus. Pour ce faire, nous considérons trois variables différentes qui reflètent cette situation : le retour en emploi salarié²⁶, le nombre de mois passés en emploi salarié et les revenus annuels d'activité perçus.

En outre, l'impact de la réforme sur ces trois variables est étudié à deux horizons temporels différents : au cours de la troisième année suivant la naissance (effet de court terme) et entre le 3^{ème} et 6^{ème} anniversaire de l'enfant (effet de moyen terme). Cette distinction est importante car, à la différence des effets de court terme qui sont plutôt prévisibles, ceux à plus long terme sont plus ambigus. Ces derniers dépendent en effet de la manière dont les mères réagissent suite à la prise d'un congé parental plus court. D'un côté, ce congé parental peut favoriser leur retour en emploi car il conduit à une dépréciation moins importante de leur capital humain. D'un autre côté, il peut entraîner une sortie (temporaire ou définitive) du marché du travail des mères qui souhaitent rester avec leur enfant pour une durée supérieure à celle permise par le congé parental indemnisé. Plus précisément, les effets de court terme correspondent à l'effet de la réforme sur :

- (i) la probabilité d'observer au moins un mois d'emploi salarié au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance, afin de déterminer dans quelle mesure la réforme a pu favoriser le retour en emploi des mères;
- (ii) le nombre de mois passés en emploi salarié au cours de cette troisième année ;

²⁶ Plus de 95% des mères qui retravaillent à la fin de leur congé parental occupent un emploi salarié.

(iii) les revenus d'activité perçus au cours de cette période, c'est-à-dire ceux perçus en 2017.

Les effets de long terme correspondent à l'effet de la réforme sur ces mêmes types de variables mais déterminées entre le 3^{ème} et 6^{ème} anniversaire de l'enfant. Néanmoins, concernant l'effet à long terme sur les revenus, les données mobilisées ne nous permettent de considérer que ceux perçus au cours de l'année 2018.

Le troisième objectif est de déterminer dans quelle mesure l'entrée en vigueur de la PreParE a pu influencer le taux de recours aux modes de garde ouvrant le droit au Complément du libre choix du mode de garde (Cmg)²⁷. Pour les mères ne pouvant plus prétendre à une troisième année de congé parental indemnisé et décidant de retourner en emploi, la question de la garde de leur enfant se pose à partir de son deuxième anniversaire. Dès lors, nous évaluons l'effet de la réforme sur le taux de recours aux modes de garde uniquement à court terme. Plus précisément, nous considérons la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la troisième année suivant la naissance (entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois).

Pour atteindre les deuxième et troisième objectifs, nous estimons, dans un premier temps, des modèles avec des spécifications analogues à celles des modèles (2) et (3) précédemment décrits. Un modèle de régression binomiale est estimé lorsque l'on considère l'effet de la réforme sur la probabilité d'être en emploi et sur le recours au Cmg. Ce sont des modèles de régression linéaire qui sont estimés lorsque son effet sur le nombre de mois en emploi et les revenus est étudié. Toutefois, dans ces modèles, nous évaluons l'effet d'intention de traiter (ITT – *Intention to treat effect*). Cet effet compare la situation d'emploi des mères et leur taux de recours au Cmg selon le mois de naissance de leur deuxième enfant ou plus (janvier vs. décembre). Cette comparaison a pour inconvénient de ne pas se limiter aux seules mères véritablement concernées par la réduction de la durée d'indemnisation du congé parental induite par la réforme, c'est-à-dire les mères qui, en l'absence de réforme, auraient choisi de prendre un congé parental indemnisé de plus de deux ans. Nous estimons néanmoins cet effet afin de comparer nos résultats avec ceux obtenus par différentes études françaises et étrangères qui se trouvent contraintes d'estimer cet effet, faute de pouvoir clairement distinguer clairement les

²⁷ Les données mobilisées ne nous permettent de considérer que les modes de garde ouvrant le droit au Cmg, c'est-à-dire les assistantes maternelles, les gardes à domicile et certains types de structure de gardes (associations, entreprises agréées, micro-crèches).

mères bénéficiant d'un congé parental ou non (voir notamment : Bonnet et Labbé, 1999 ; Joseph *et al.*, 2013 ; Lequien, 2012 pour la France ; Lalive et Zweimüller, 2009 ; Lalive *et al.*, 2014 ; Schönberg et Ludsteck, 2014 ; Ginja *et al.*, 2020 sur réformes étrangères). Or, les données que nous mobilisons, en identifiant précisément les mères qui bénéficient ou non d'un congé parental, permettent d'estimer un effet plus précis que l'ITT. Il s'agit de l'effet local du traitement (LATE – *Local average treatment effect*) qui mesure l'effet causal de la réforme sur la seule population de mères pour lesquelles cette réforme a véritablement induit un changement de comportement (les « *compliers* »).

Pour estimer cet effet local du traitement, nous mettons en œuvre la méthode des doubles moindres carrés ordinaires. Cette méthode d'estimation permet de tenir compte d'éventuelles différences de caractéristiques observables qui pourraient persister malgré l'hypothèse de randomisation locale, sur laquelle repose le principe de la méthode de régression sur discontinuité. Cette méthode procède en deux étapes. La première consiste à estimer l'impact de la réforme (reflété par le fait d'avoir un enfant né en janvier 2015 plutôt qu'en décembre 2014) sur la probabilité de ne pas percevoir d'indemnité associée à la prise d'un congé parental à taux plein ou à taux partiel au cours de la troisième année suivant la naissance :

$$D_i = \alpha_2 + \beta_2 T_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_{2,i} \quad (4)$$

Où $D_i = 1$ si la mère n'a pas perçu d'indemnité à taux plein ou à taux partiel au cours de la troisième année et $D_i = 0$ si elle l'a perçu au moins un mois. T et X correspondent aux variables précédemment décrites. Cette première étape permet d'obtenir la probabilité prédite \widehat{D}_i , dont l'effet sur la variable de résultat considérée est estimé dans une deuxième étape²⁸ :

$$Y_i = \alpha_3 + \beta_3 \widehat{D}_i + \gamma_3 X_i + \varepsilon_{3,i} \quad (5)$$

Lorsque la variable de résultat Y_i considérée est dichotomique (probabilité d'être en emploi et probabilité de recourir au Cmg), nous estimons des modèles de probabilité linéaire. $\widehat{\beta}_3$ correspond à l'effet local du traitement (LATE). Son estimation revient à endogénéiser l'effet de ne pas recourir à une troisième année indemnisée de congé parental sur l'emploi et les

²⁸ Pour estimer l'effet de cette probabilité prédite sur la probabilité de retour en emploi, nous estimons un modèle de probabilité linéaire.

revenus des mères en utilisant comme instrument le fait d’être concerné ou non par la réforme, qui est reflété par le mois de naissance de l’enfant. Or, l’hypothèse de randomisation locale sous-jacente à la méthode de régression sur discontinuité mise en œuvre implique que l’instrument est bien indépendant de la variable de résultat. Concrètement, cela signifie que la réforme n’impacte la situation d’emploi des mères que par ses conséquences sur la durée d’indemnisation du congé parental pris.

Pour comparer l’effet local du traitement selon que la mère i présente ou non la caractéristique X^1 , nous estimons le modèle suivant :

$$Y_i = \alpha_4 + \beta_4 \widehat{D}_i + \mu_4 X_i^1 + \delta_4 D_i \times \widehat{X}_i^1 + \gamma_4 X_i + \varepsilon_{4,i} \quad (6)$$

Où \widehat{D}_i et $\widehat{D}_i \times \widehat{X}_i^1$ sont obtenus à partir de l’estimation de modèles dans lesquels les variables explicatives correspondent à T_i , X_i^1 , $T_i \times X_i^1$ et X_i .

2.2. Données mobilisées et échantillon d’étude

2.2.1. Les fichiers administratifs de la CNAF

Pour évaluer les effets de l’entrée en vigueur de la PreParE le 1^{er} janvier 2015, nous mobilisons, d’une part, les fichiers des Prestations Légales et de l’Action Sociale (FILEAS) pour les années 2015 et 2016 et, d’autre part, les fichiers ALLSTAT-FR6 pour les années allant de 2017 à 2020. Ces fichiers sont produits par la Direction des stratégies, des études et de la recherche (Dser) de la CNAF et sont exploités via le Centre d’Accès Sécurisé aux Données (CASD). Il s’agit de fichiers administratifs qui renseignent sur la situation de toutes les familles qui perçoivent au moins l’une des prestations versées par la CAF au mois considéré. Ces prestations couvrent trois grands domaines : l’accompagnement des familles dans leur vie quotidienne (ex : allocations et prestations familiales), le logement (ex : APL) et la solidarité envers les personnes fragiles (ex : AAH, RSA, prime d’activité...).

Les fichiers FILEAS sont annuels et décrivent la situation au 31 décembre de chaque année de toutes les familles allocataires au cours de ce mois. Les fichiers ALLSTAT-FR6 sont en revanche mensuels et permettent ainsi de décrire la situation de toutes les familles

allocataires pour chaque mois de l'année considérée. Concernant ces derniers, il en existe de trois types correspondant à trois délais différents d'appréciation des droits : à un mois de recul (FR1), à deux mois de recul (FR2) et à six mois de recul (FR6). Nous avons choisi de mobiliser les fichiers de type FR6 car la qualité des informations sur les allocataires et leurs droits aux prestations augmentent avec le délai d'appréciation de ces droits. En effet, plus les fichiers sont tardifs, plus ils ont de chance d'intégrer les allocataires qui ont fait leur demande de droits au-delà de la date limite.

Un identifiant unique et anonyme (composé du numéro de la CAF de l'allocataire et de son numéro matricule crypté) est attribué à chaque dossier allocataire permettant leur suivi statistique d'un fichier à l'autre à la double condition que la famille considérée continue de percevoir au moins une des prestations versées par la CAF et qu'elle n'ait pas déménagé dans un autre département. En effet, un changement de CAF engendre une modification de l'identifiant.

Dans l'optique de notre étude, ces fichiers présentent plusieurs avantages. Le premier est qu'ils permettent de suivre l'ensemble des familles ayant au moins deux enfants à charge de moins de 20 ans. Ces familles bénéficient en effet des allocations familiales sans conditions de ressources²⁹. Cela nous permet ainsi de disposer d'échantillons suffisamment importants pour être en mesure d'évaluer les effets de la réforme en comparant les familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus le mois juste après la réforme avec celles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus le mois juste avant. Périvier et Verdugo (2021) ont en effet montré, en se référant aux données issues de l'état civil, que plus de 99% des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014 ou en janvier 2015 sont présents dans les fichiers administratifs de la CNAF (soit environ 62 000 familles).

Le deuxième avantage est que les données mobilisées permettent de ne pas limiter l'analyse des effets de la réforme au seul taux de recours à l'indemnité associée au congé parental (perçue à taux plein ou à taux partiel) mais d'étudier également ses conséquences en termes de retour à l'emploi et de revenus. Toutes ces variables sont en effet disponibles dans les différents fichiers, tout comme l'année et le mois de naissance de chaque enfant permettant de mettre en œuvre la stratégie d'identification. Il faut cependant noter que les revenus de chaque parent ainsi que ceux perçus par le ménage sont également connus mais avec un décalage de deux ans : les données de l'année t permettent ainsi de connaître les revenus perçus au cours de l'année $t-2$. Elles nous permettent également d'étudier les conséquences de la

²⁹ Seul le montant des allocations familiales est conditionné au niveau de ressources des ménages.

réforme sur le recours à certains modes de garde formels. La réduction de la durée d'indemnisation du congé parental est en effet susceptible de modifier la demande de modes de garde de la part des ménages concernés, plus particulièrement au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance. Cependant, les données produites par la CNAF ne fournissent qu'une information sur les recours aux modes de garde donnant droit au Cmg, c'est-à-dire les assistantes maternelles agréées, les gardes à domicile et certains types de structure de garde collective (associations, entreprises agréées, micro-crèches). L'effet de la réforme sur le recours à une crèche ne pourra donc pas être étudié.

Le dernier avantage est de disposer de certaines informations concernant les mères et leur famille permettant d'étudier si la réforme a eu des effets différenciés selon les caractéristiques suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, régime de protection sociale des parents (secteur public ou non), revenus d'activité des parents et revenus perçus par le ménage l'année précédant la naissance. En outre, nous disposons du code Insee de la commune de résidence de chaque famille permettant d'enrichir les données produites par la CNAF d'informations supplémentaires reflétant le contexte local du marché du travail et l'offre de modes de garde des communes.

Comme indicateur local du marché du travail, nous retenons le taux de chômage communal issu des données du recensement de l'Insee. La mesure du chômage considérée est donc celle au sens du recensement de la population³⁰ et non celle du BIT³¹. Comme la recherche d'emploi des individus ne se limite pas à leur commune de résidence, nous avons choisi de construire un indicateur du taux de chômage au niveau de la zone d'emploi qui correspond à une moyenne pondérée des taux de chômage communaux de chaque zone d'emploi.

En revanche, pour la disponibilité locale des modes de garde, nous avons choisi de rester au niveau de la commune de résidence dans la mesure où le mode de garde est le plus souvent recherché à proximité du domicile. Nous considérons donc le taux de couverture des modes de garde de la commune de résidence issu des données produites par la CNAF. Les modes de garde en question sont les modes d'accueil « formels » identifiés par la CNAF pouvant accueillir des enfants de moins de 3 ans : c'est-à-dire des places auprès d'assistantes maternelles, en

³⁰ Les chômeurs au sens du recensement de la population sont les personnes (de 15 ans ou plus) qui se sont déclarées chômeurs (inscrits ou non à Pôle Emploi) sauf si elles ont, en outre, déclaré explicitement ne pas rechercher d'emploi, et d'autres personnes (âgées de 15 ans ou plus) qui ne se sont déclarées spontanément ni en emploi, ni au chômage, mais qui ont néanmoins déclaré rechercher un emploi.

³¹ En outre, d'autres indicateurs auraient pu être utiles pour décrire la situation du marché du travail local, tel que le halo du chômage, mais cet indicateur n'est pas disponible au niveau de la zone d'emploi ou de la commune de résidence.

Etablissement d'accueil de la Jeune Enfance (collectif, familial et parental, micro-crèches) ou en école maternelle.

Cet enrichissement permet ainsi d'examiner si l'entrée en vigueur de la PreParE a différemment modifié le comportement des familles selon les conditions locales du marché du travail et de l'offre de modes de garde collectifs et individuels.

2.2.2. Limites des données mobilisées

Bien que les données mobilisées offrent plusieurs avantages pour évaluer les effets de la réforme, elles présentent néanmoins certaines limites dans le cadre de notre étude.

La première limite résulte du champ couvert par les fichiers de la CNAF, à savoir les familles percevant au moins l'une des prestations versées par la CAF. Par conséquent, une famille intègre les fichiers administratifs de la CNAF dès lors qu'elle se met à percevoir l'une de ces prestations. Alors qu'il est possible de connaître la situation de chaque famille après la naissance de leur deuxième enfant – cette naissance donnant droit de fait aux allocations familiales à condition qu'au moins deux enfants soient âgés de moins de 20 ans – leur situation avant cette naissance n'est pas connue pour une partie de ces familles. Il s'agit des familles ayant seulement un enfant à charge et ne bénéficiant pas de l'une des prestations versées par la CAF. Ces familles ont des caractéristiques particulières, notamment des niveaux élevés de revenus les rendant inéligibles à ces prestations. Par exemple, l'allocation de base de la Paje destinée aux parents d'un enfant de moins de trois ans est versée sous conditions de ressources. Par conséquent, parmi les familles ayant un enfant de moins de 3 ans et non éligibles à une autre prestation que l'allocation de base, il n'est pas possible de connaître la situation de celles pour lesquelles les revenus excèdent le plafond d'éligibilité à l'allocation de base avant que ces dernières ne donnent naissance à leur deuxième enfant. L'analyse menée ne permet donc pas de tenir compte de la situation des familles avant la naissance de leur deuxième enfant, cette prise en compte introduirait en effet un biais de sélection trop important.

La deuxième limite réside dans le mode de suivi des allocataires d'un fichier à l'autre. Ce suivi n'est en effet plus possible dès lors qu'une famille déménage dans un autre département. Nous surmontons en partie cette limite et récupérons donc une partie des familles qui ont déménagé en réalisant un deuxième appariement basé sur un nouvel identifiant que nous créons (voir section 2.3.3).

La troisième limite concerne le processus de mise à jour de certaines caractéristiques des allocataires, notamment leur situation d'activité. En effet, ces caractéristiques ne sont actualisées que si elles sont utiles au calcul des prestations. Néanmoins, dans le cadre de notre évaluation, plusieurs éléments suggèrent que ces éventuels problèmes d'actualisation ne contribuent pas à biaiser significativement les effets de la réforme sur l'emploi des mères. Tout d'abord, nous constatons une actualisation de la situation d'activité des mères lorsqu'elles sont en congé parental à temps plein puisqu'elles sont environ 98% à être déclarées sans activité³². Ensuite, si l'on considère les mères concernées par la réforme en congé parental à temps plein en décembre 2016 et qui ne le sont plus en janvier 2017, plus des trois quarts ont actualisé leur situation d'activité à la fin de l'année 2017. Cette proportion est identique si l'on considère la situation d'activité à la fin de l'année 2018 des mères non concernées par la réforme en congé parental à taux plein en novembre 2017 et qui ne le sont plus en décembre 2017. Enfin, s'il existe une certaine proportion de mères qui n'actualise jamais leur situation d'activité, il n'y a aucune raison de penser que cette proportion diffère significativement selon le mois de naissance de l'enfant. Par conséquent, ce biais éventuel d'actualisation affectera de la même manière les mères qu'elles appartiennent au groupe traité ou au groupe de contrôle. En revanche, les éventuels délais d'actualisation peuvent contribuer à biaiser l'effet de la réforme sur le nombre de mois passés en emploi. En effet, ce qui distingue les mères traitées et non traitées décidant de retourner en emploi à l'issue d'un congé parental à temps plein n'est pas un comportement d'actualisation différent, mais une actualisation de leur situation d'activité qui intervient à des moments différents du temps. Les mères traitées sont ainsi en proportion plus nombreuses à devoir procéder à cette actualisation à partir du deuxième anniversaire de l'enfant alors que celles non traitées le sont à partir du troisième anniversaire. Or, si des mères actualisent avec un certain délai leur situation d'activité, cela conduira potentiellement à sous-estimer l'effet de la réforme sur le nombre de mois passés en emploi à court terme mais à le surestimer à moyen terme. Néanmoins, le même nombre de mois moyen passés en emploi salarié entre le 3^{ème} et le 6^{ème} anniversaire après la naissance par les mères pour lesquelles on observe au moins un mois d'emploi au cours de cette période est parfaitement identique entre les mères traitées et non traitées (soit 30,8 mois). Cela suggère que, au moins à moyen terme, il n'y a pas de délais d'actualisation différents entre ces deux groupes de mères.

La quatrième limite concerne l'absence de variables permettant d'apprécier les conditions dans lesquelles les mères retournent en emploi à l'issue d'un congé parental. Les données

³² Plus précisément, 38% sont déclarées en « cessation d'activité pour enfant », 57% en « congé sans solde » et 3% « sans activité ».

mobilisées ne nous permettent notamment pas de déterminer la quotité travaillée, ni de savoir si la mère retourne chez le même employeur. En d'autres termes, nous pouvons évaluer si la réforme a été bénéfique concernant la probabilité des mères de retourner en emploi mais sans être en mesure de déterminer si ce retour s'est traduit par une réduction du temps de travail et/ou par un changement d'employer engendrant une perte de capital humain spécifique.

Les deux dernières limites identifiées tiennent au fait de ne disposer, pour les années antérieures à 2017, que de fichiers annuels ne permettant pas un suivi mensuel de la situation de chaque allocataire. Une comparaison mois par mois entre les familles concernées par la réforme (naissance d'un deuxième enfant ou plus en janvier 2015) et celles non concernées (naissance d'un deuxième enfant ou plus en décembre 2014) n'est donc possible qu'à partir du 24^{ème} mois après la naissance de l'enfant. Avant ce 24^{ème} mois, cette comparaison n'est possible que pour le seul mois de décembre 2015, c'est-à-dire 12 mois après la naissance pour les familles non concernées par la réforme et 11 mois après pour les familles concernées. Cette absence de suivi mensuel durant les deux premières années suivant la naissance occasionne une première limite qui résulte du fait de ne pas pouvoir analyser les effets de la réforme sur le taux de recours au complément d'activité au cours de cette période. Une deuxième limite réside dans l'impossibilité de prendre en compte parfaitement les éventuels effets saisonniers dans la manière dont les familles peuvent recourir au congé parental selon que la naissance est survenue en fin ou en début d'année (voir section précédente).

La CNAF met néanmoins à disposition une autre source de données. Il s'agit de l'Echantillon National des Allocataires (ENA). Cet échantillon est constitué annuellement en effectuant un tirage au 1/26^e au sein de l'ensemble des familles ayant perçu au moins l'une des prestations versées par la CAF au cours de l'année civile considérée. La règle de tirage consiste en effet à ne sélectionner que les familles dont le conjoint le plus âgé (ou la personne célibataire pour les familles ne vivant pas en couple) est né à l'une des 14 dates suivantes : 10 janvier, 24 janvier, 3 mars, 17 mars, 10 avril, 24 avril, 1^{er} juin, 15 juin, 6 août, 20 août, 13 septembre, 27 septembre, 4 novembre et 18 novembre. Pour chaque année considérée, la situation des familles sélectionnées est décrite pour chaque mois. La mobilisation de l'ENA pour les années 2015 et 2016 permet de connaître le recours à l'indemnité associée au congé parental perçue à taux plein ou à taux partiel de janvier 2015 à décembre 2016 pour environ 1/26^e des familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014 ou en janvier 2015. Néanmoins, les limites de constitution de l'ENA (notamment, l'existence de doublons) ainsi que la considération d'un champ différent de celui couvert par les fichiers ALLSTAT-FR6 ne permettent pas un suivi cohérent des taux de recours à la PreParE ou au CLCA entre ces deux

sources de données. En effet, l'exploitation de l'ENA pour les années 2015 et 2016 conduit à des écarts de taux de recours à l'indemnité perçue à taux plein et à taux partiel par les parents ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014 ou en janvier 2015 très différents de ceux obtenus par Périvier et Verdugo (2021) à partir de l'exploitation des fichiers mensuels et exhaustifs Allnat pour la même période. Les fichiers Allnat qui correspondent aux fichiers ALLSTAT mais pour les années antérieures à 2017 ne sont malheureusement pas mis à disposition par la CNAF. Ces écarts trop importants constatés entre ces deux sources nous ont conduits à renoncer à mobiliser l'ENA.

2.2.3. Constitution de l'échantillon d'étude

A partir du fichier FILEAS pour l'année 2015, nous sélectionnons les familles vivant en couple et ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014 ou en janvier 2015. Comme nous souhaitons évaluer l'effet de la réforme sur l'emploi des mères en considérant notamment le nombre de mois passés en emploi entre le 3^{ème} et le 6^{ème} anniversaire de l'enfant, il est nécessaire de connaître leur situation d'emploi pour chaque mois de cette période. Par conséquent nous construisons un panel cylindré permettant de connaître la situation de chaque famille en décembre 2015 puis, mois par mois, de décembre 2016 à décembre 2020. Pour constituer ce panel cylindré, chaque fichier postérieur à l'année 2015 a été apparié à l'échantillon d'étude en suivant une procédure en deux étapes. La première étape consiste à réaliser un appariement avec le mois suivant en utilisant l'identifiant unique attribué à chaque allocataire. Néanmoins, ce premier appariement permet de récupérer uniquement les familles qui n'ont pas déménagé d'un mois sur l'autre (environ 95% des familles). Par conséquent, pour récupérer une partie de celles ayant déménagé, la deuxième étape consiste à les appairer en considérant un nouvel identifiant correspondant à la combinaison des dates de naissance du responsable de dossier et de son conjoint. Ce deuxième appariement qui n'est possible que pour les familles pour lesquelles cet identifiant est unique dans les deux fichiers faisant l'objet de l'appariement permet de récupérer à chaque fois environ 97% des familles non appariables lors de la première étape. Au final, deux catégories d'allocataires ne sont plus repérables d'un mois sur l'autre. Il s'agit, d'une part, d'allocataires ayant simultanément déménagé et changé de situation matrimoniale entre ces deux dates et, d'autre part, de couples dont la combinaison des dates de naissance n'est pas unique (soit environ 0,2% des familles).

Une restriction supplémentaire est réalisée concernant le panel cylindré. Contrairement à Périvier et Verdugo (2021), nous avons ainsi choisi de restreindre l'analyse aux seules familles n'ayant pas donné naissance à un nouvel enfant au cours des trois années suivant la naissance du dernier enfant. Ce choix permet d'être certain que le taux de recours des familles au complément d'activité, observé notamment au cours de la troisième année suivant la naissance, est le résultat de la naissance survenue en décembre 2014 ou en janvier 2015 et non pas d'une nouvelle naissance survenue entre temps. Il est plus particulièrement important de s'assurer de cela pour les familles ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en décembre 2014. En effet, si une nouvelle naissance est survenue entre janvier 2015 et décembre 2016, la perception du complément d'activité observée au cours de l'année 2017 est le résultat de cette nouvelle naissance et non pas de celle survenue en décembre 2014. Autrement dit, les familles perçoivent la PreParE et non le CLCA. On les considère ainsi à tort comme non concernées par la réforme. Cette restriction ne contribue pas en outre à introduire un biais de sélection puisque nous avons préalablement vérifié que la réforme n'avait eu aucune influence significative sur la probabilité de donner naissance à un nouvel enfant au cours des trois années après son entrée en vigueur. Cette absence d'effet de la réforme sur la fécondité est également trouvée par Périvier et Verdugo (2021).

Enfin, nous avons choisi de restreindre l'analyse aux seules familles dont la mère a perçu des revenus d'activité au cours des deux années précédant la naissance (c'est-à-dire en 2013 et 2014). Ce choix se justifie par la volonté d'éviter, autant que possible, de prendre en compte dans l'analyse des mères qui ne sont pas éligibles au complément d'activité à taux plein ou à taux partiel. Pour être éligible à cette prestation, il faut en effet avoir validé au moins 8 mois de cotisations vieillesse au cours des 4 années précédant la naissance d'un enfant de rang 2 et au cours des 5 années pour la naissance d'un enfant de rang 3 ou de rang supérieur. En outre, pour être éligible au complément d'activité à taux partiel, il faut par définition être en emploi au moment de la naissance de l'enfant. Ainsi, cette restriction permet d'exclure une partie des mères sans emploi au moment de la naissance et qui sont donc de fait inéligibles au complément d'activité à taux partiel. Au final, notre échantillon d'étude comprend 33 577 familles dont 16 675 ont donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 et 16 902 en décembre 2014.

III. Quels effets de la réforme sur le recours au congé parental indemnisé, le retour à l'emploi des mères et le recours aux modes de garde ?

Les résultats obtenus portent sur les effets de la réforme sur le taux de recours à une troisième année de congé indemnisé (section 3.1), sur la situation des mères sur le marché du travail en distinguant les effets à court et moyen terme (section 3.2) et sur le taux de recours aux modes de garde formels donnant droit au Cmg au cours de la troisième année suivant la naissance (section 3.3). Pour chacune de ces trois analyses, nous estimons un effet global ainsi que des effets différenciés, tout d'abord selon certaines caractéristiques de la mère, du père et du ménage puis selon des variables caractérisant le contexte local en termes de modes de garde et de taux de chômage (taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de trois ans et taux de chômage de la zone d'emploi à laquelle appartient la commune).

3.1. Une forte chute du recours au congé indemnisé pour certaines mères et un effet quasi-nul sur le recours des pères la troisième année

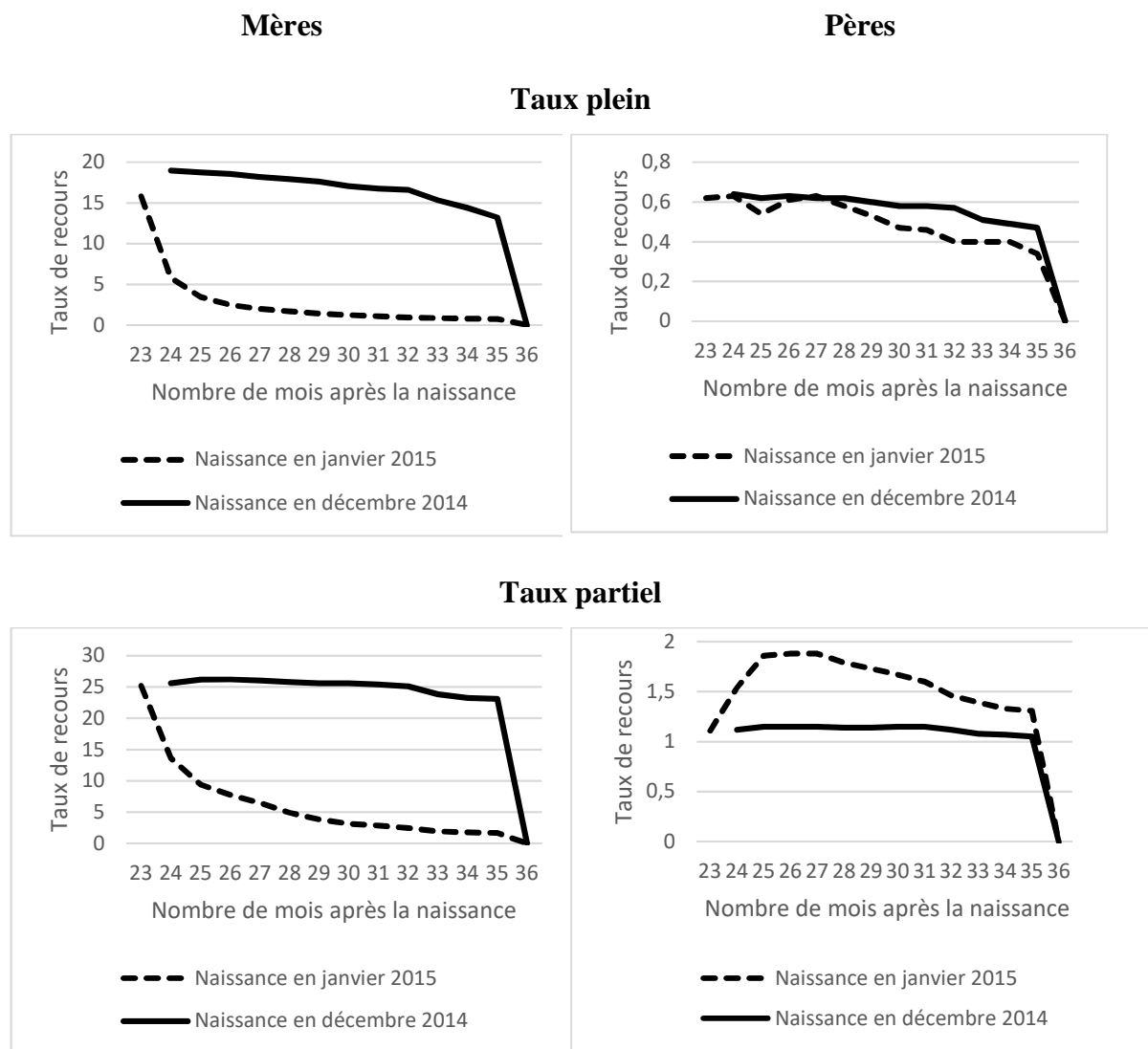
3.1.1. Effet global

Comme l'entrée en vigueur de la PreParE s'est traduite par l'impossibilité pour chaque parent d'un enfant de rang 2 ou supérieur de prendre un congé parental indemnisé de plus de 24 mois, il est particulièrement intéressant d'analyser comment cette réforme a pu modifier le recours des familles à cette indemnisation au-delà de ces 24 mois. En d'autres termes, il convient de déterminer dans quelle mesure cette réforme a réduit la prise d'un congé parental indemnisé par les mères au-delà des 2 ans de leur enfant. Il s'agit également d'évaluer dans quelle mesure la réforme a incité un certain nombre de pères à recourir au congé parental indemnisé entre les 2 ans et 3 ans de l'enfant.

Les graphiques présentés dans la figure 1 comparent ainsi, pour les mères et pour les pères, le taux de recours mensuel à l'indemnisation (CLCLA avant la réforme et PreParE après) au cours de la troisième année après la naissance selon que cette naissance est survenue juste avant la réforme (décembre 2014) ou juste après (janvier 2015). Les données mobilisées ne permettent d'observer ce taux de recours mois par mois qu'à partir de décembre 2016, ce qui

correspond au 24^{ème} mois après la naissance pour les naissances survenues en décembre 2014 et au 23^{ème} pour celles ayant eu lieu en janvier 2015.

Figure 1 : Taux de recours mensuel à l'indemnisation du congé parental pour les parents d'un enfant de rang 2 ou supérieur au cours de la 3^{ème} année après la naissance



Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

L'entrée en vigueur de la PreParE se traduit naturellement par une chute très importante dans la prise du congé parental indemnisé pour les mères au cours de la troisième année suivant la naissance, à taux plein comme à taux partiel. Après l'entrée en vigueur de la réforme, l'indemnisation n'est en effet plus proposée la troisième année en cas de non partage. On observe donc que le taux de recours mensuel au congé parental indemnisé chute à partir du 24^{ème} mois après la naissance pour les mères concernées par la réforme alors qu'il reste relativement stable pour celles non concernées, ces dernières continuant de percevoir le CLCA

jusqu'au 3^{ème} anniversaire de leur enfant. Cette chute s'observe de manière similaire, que le recours à l'indemnisation s'effectue à taux plein ou à taux partiel. En parallèle, nous n'observons pas de recours plus important des pères à l'indemnisation au cours de la troisième année suivant la naissance, alors même qu'il s'agit de la seule manière d'en prolonger la perception après les deux premières années de l'enfant. Le taux de recours mensuel des pères au congé parental indemnisé n'a que très peu augmenté suite à la réforme : ils ne sont en effet que 2,5% environ à y recourir au cours de la troisième année suivant la naissance, taux plein et taux partiel confondus, contre environ 1,5% avant la réforme. En outre, si l'on décompose entre prise à taux plein et à taux partiel, on observe que cette augmentation ne s'observe que pour le recours au congé parental indemnisé à taux partiel. En d'autres termes, l'objectif affiché de la réforme d'un meilleur partage du congé parental n'a pas été atteint.

Les résultats présentés dans le tableau 1 complètent ceux illustrés par la figure 1. Deux modèles sont distingués. Dans le modèle (1), aucune caractéristique de la mère et de son ménage n'est prise en compte alors que, dans le modèle (2), l'effet de certaines de ces caractéristiques est contrôlé. L'ajout des variables de contrôle dans le second modèle ne modifie pas fondamentalement l'ampleur des effets, confirmant ainsi la validité de l'hypothèse de randomisation locale sur laquelle repose la méthode de régression sur discontinuité.

Tableau 1 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance

	Taux plein		Taux partiel	
	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (1)	Modèle (2)
Mères	-0,156*** (0,003)	-0,148*** (0,003)	-0,182*** (0,004)	-0,183*** (0,004)
Pères	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,011*** (0,001)	0,011*** (0,002)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les modèles estimés sont des modèles *probit*. A la différence du modèle (1) dans lequel aucune caractéristique n'est prise en compte, les caractéristiques suivantes sont considérées dans le modèle (2) : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent, revenus d'activité perçus par le parent en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014. Les effets présentés correspondent aux effets marginaux (calculés au point moyen dans le cas du modèle (2)). Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année après la naissance par les mères de deux enfants ou plus s'est réduite de 15,6 points de pourcentage après la réforme.

Les résultats révèlent que la proportion de mères percevant à taux plein au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la 3^{ème} année après la naissance (plus précisément, entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois³³) est inférieure d'environ 15 points de pourcentage (pp.) parmi celles concernées par la réforme que parmi celles non concernées. En ce qui concerne la perception de l'indemnité à taux partiel, la chute est encore plus marquée, d'environ 18 pp. Si l'effet de la réforme sur l'utilisation du congé parental indemnisé par les mères est donc très marqué, l'entrée en vigueur de la PreParE n'a que très peu augmenté la proportion de pères recourant au congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Cette légère hausse résulte en outre quasi-exclusivement d'une augmentation du taux de recours à taux partiel (+1,1 pp.).

Les résultats présentés sont très similaires à ceux obtenus par Périvier et Verdugo (2021) concernant la perception de l'indemnité à taux plein. Ils trouvent en effet que la proportion de parents recourant au congé parental indemnisé à taux plein entre le 30^{ème} et le 36^{ème} mois après la naissance a diminué de 14,9 pp. pour les mères et a augmenté de 0,2 pp. pour les pères. Concernant le recours à l'indemnité à taux partiel, nos résultats sont très proches concernant les pères : + 1,1 pp. contre +0,8 pp. En revanche, ils diffèrent par leur ampleur pour les mères. En effet, Périvier et Verdugo (2021) trouvent que le recours à taux partiel a été réduit de 13,6 pp. contre 18,1 pp. dans notre analyse. Cet écart s'explique par des échantillons d'étude différents. En effet, contrairement à leur étude, nous avons choisi d'exclure de l'analyse les mères n'ayant perçu aucun revenu d'activité au cours de deux années précédant la naissance. Cette restriction a pour objectif de se rapprocher de la population de mères éligibles à la prestation, dans la mesure où un certain nombre de trimestres de cotisation est exigé pour l'indemnisation au titre du congé parental. Elle contribue ainsi à faire augmenter le taux de recours à l'indemnité perçue à taux partiel en excluant les mères sans emploi au moment de la naissance et donc de fait inéligibles au congé parental indemnisé à taux partiel.

3.1.2. Effets différenciés selon certaines caractéristiques des parents et du ménage

Comme le suggère la littérature analysant les caractéristiques des mères interrompant leur carrière à la suite d'une naissance (voir, par exemple, Pailhé et Solaz, 2006, pour la France), l'entrée en vigueur de la PreParE est susceptible de ne pas avoir impacté toutes les mères de la

³³ Il n'est plus possible de percevoir l'indemnisation à partir du mois du 3^{ème} anniversaire de l'enfant.

même manière. Compte tenu du fait que le congé indemnisé n'est plus proposé la troisième année pour un même parent (et que le congé demeure massivement pris par les mères), s'il existe des profils de mères plus particulièrement affectées par la réforme, ceux-ci auront tendance à finalement refléter des taux de prise du congé la 3^{ème} année assez hétérogènes avant la réforme. Ainsi, si l'on constate une baisse du taux de recours au congé parental indemnisé plus importante pour une certaine catégorie de mères, cela suggérera le fait que cette catégorie recourait plus souvent à un congé de plus de deux années avant la réforme³⁴.

En outre, bien que les pères soient peu nombreux à recourir davantage à l'indemnisation après la réforme, il se peut néanmoins que ceux qui y recourent désormais aient des caractéristiques spécifiques.

Pour répondre à cette question, différentes analyses sont réalisées et présentées dans les tableaux **2** à **7**. Leurs commentaires s'appuient également sur les résultats présentés dans le tableau **A3** en annexe de ce rapport. Les deux premières colonnes de ce tableau permettent en effet de déterminer s'il existe, avant la réforme, un profil de mères plus particulièrement enclines à opter pour un congé parental indemnisé de plus de deux ans à temps plein (colonne 1) ou à temps partiel (colonne 2). Les deux dernières colonnes examinent si les pères qui recourent, après la réforme, à un congé parental indemnisé à taux plein (colonne 3) ou à taux partiel (colonne 4) au cours de la 3^{ème} année après la naissance présentent des caractéristiques spécifiques.

Le tableau **2** examine ainsi si la réforme a eu un effet différencié sur le taux de recours à l'indemnité perçue à taux plein ou à taux partiel des mères et des pères selon certaines de leurs caractéristiques (âge au moment de la naissance et appartenance au secteur public³⁵) et celles de leurs enfants (rang de naissance de l'enfant et âge du benjamin au moment de la naissance). Les résultats révèlent que, à la différence des pères, des profils spécifiques de mères semblent particulièrement impactés. Il apparaît en effet que les mères les plus affectées par le fait ne plus pouvoir recourir au complément d'activité à taux plein durant la 3^{ème} année suivant la naissance sont celles pour lesquelles les contraintes familiales sont les plus fortes au moment de l'arrivée du nouvel enfant. Il s'agit ainsi des mères ayant déjà au moins deux enfants à charge ainsi que

³⁴ Notons qu'il peut toutefois exister des situations où les mères mobilisent encore l'indemnisation la troisième année : ce sont les cas où elles ne l'ont pas mobilisé sur la totalité des deux premières années. Cela peut se produire si elles prennent le congé de manière fractionnée et/ou si le père a pris tout ou partie de son congé sur les deux premières années si bien qu'il reste encore à la mère des mois indemnisés (sur les 24 mois auxquels elle a droit).

³⁵ Chaque parent est considéré comme salarié du secteur public s'il relève du régime de protection sociale de la fonction publique.

celles ayant au moins un enfant de moins de 3 ans. En outre, le fait que les mères appartenant au secteur public soient moins impactées par la réforme que celles relevant d'un autre régime de protection sociale suggère que les mères occupant des emplois offrant les meilleures mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle sont celles ayant été les moins affectées par cette réforme. En effet, comme Lanfranchi et Narcy (2015) l'ont montré, le secteur public offre davantage de mesures de conciliation que le secteur privé ce qui explique pourquoi les interruptions de carrière y sont moins fréquentes et plus courtes (Duvivier et Narcy, 2015). En résumé, les mères les plus impactées par la réforme sont celles pour lesquelles les configurations familiales et/ou professionnelles au moment de l'arrivée d'un nouvel enfant les rendent les plus enclines à cesser totalement leur activité et le plus longtemps possible suite à cette naissance. Nous constatons également que les mères de deux enfants ou plus ayant moins de 32 ans (âge médian dans notre échantillon) ont été davantage affectées par la réforme, que le recours à l'indemnisation s'effectue à taux plein ou à taux partiel. Cela s'explique par le fait que les mères plus jeunes ont davantage tendance à interrompre leur carrière suite à la naissance d'un enfant que les mères plus âgées (Pailhé et Solaz, 2012).

Ces catégories de mères plus particulièrement impactées par la réforme correspondent assez logiquement à celles qui, avant l'entrée en vigueur de la PreParE, avaient davantage tendance à opter pour un congé parental indemnisé de plus de deux ans. Dans la même logique, les résultats présentés dans les deux dernières colonnes confirment que le recours au congé parental indemnisé par les pères concernés par la réforme n'est pas fortement influencé par leurs caractéristiques ou celles de leur ménage.

Toutefois, alors que la deuxième colonne du tableau **A3** révèle que les mères du public sont nettement plus nombreuses que celles du privé à opter pour un congé parental indemnisé à taux partiel de plus de deux ans (+12,6 pp.), elles ne sont pourtant pas davantage affectées par l'entrée en vigueur de la PreParE. Cela s'explique par le fait que, même après la réforme, la proportion de mères qui recourent à une troisième année de congé parental indemnisé à taux partiel est significativement plus élevée dans le public que dans le privé (+10,4 pp.). Il apparaît donc que la plus grande facilité qu'ont les mères du public à passer à temps partiel influence leur manière de recourir à un congé parental à temps partiel. Choisissent-elles davantage de ne pas réduire leur activité dès la fin de leur congé maternité ou bien recourent-elles davantage à un congé parental « fractionné » (cf. note de bas de page 29) ?

De même, alors que les pères du public concernés par la réforme sont significativement plus nombreux à prendre un congé parental à taux partiel (+2,1 pp.), il ne semble pas que ce soit la réforme qui ait occasionné ce recours plus important. En effet, les pères du public

optaient déjà davantage avant la réforme pour un congé parental à temps partiel que les pères du privé (+1,6 pp.).

Tableau 2 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon certaines caractéristiques des enfants et des parents

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
Rang de naissance				
Rang 2	-0,122*** (0,004)	-0,185*** (0,005)	0,002 (0,001)	0,011*** (0,002)
Rang 3 et plus	-0,217*** (0,006)	-0,179*** (0,008)	0,0005 (0,002)	0,010*** (0,003)
Différence	-0,095*** (0,008)	0,006 (0,009)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,003)
Age du benjamin à la naissance				
Au moins 3 ans	-0,148*** (0,004)	-0,183*** (0,005)	0,001 (0,001)	0,011*** (0,002)
Moins de 3 ans	-0,158*** (0,005)	-0,183*** (0,007)	0,002 (0,002)	0,011*** (0,003)
Différence	-0,010* (0,007)	0,000 (0,008)	0,001 (0,002)	0,000 (0,003)
Age médian du parent à la naissance (mères : 32 ans ; pères : 34 ans)				
< à l'âge médian	-0,165*** (0,005)	-0,199*** (0,006)	0,0003 (0,001)	0,012*** (0,002)
≥ à l'âge médian	-0,141*** (0,004)	-0,173*** (0,005)	0,002 (0,001)	0,011*** (0,002)
Différence	0,024*** (0,007)	0,026*** (0,008)	0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)
Salarié du secteur public				
Non	-0,159*** (0,003)	-0,185*** (0,004)	0,001 (0,001)	0,011*** (0,001)
Oui	-0,055*** (0,010)	-0,170*** (0,017)	-0,0001 (0,004)	0,014 (0,009)
Différence	0,104*** (0,010)	0,015 (0,017)	-0,001 (0,004)	0,003 (0,009)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les modèles estimés correspondent à des modèles *probit* dans lesquels la caractéristique considérée est interagie avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent, revenus d'activité perçus par le parent en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014. Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 21,7 pp. après la réforme pour les mères ayant donné naissance à un 3^{ème} enfant ou plus. Cette probabilité a diminué de 12,2 pp. pour les mères ayant donné naissance à un 2^{ème} enfant. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -9,5 pp.

Une autre hypothèse que nous souhaitons tester concerne un éventuel impact différencié de la réforme selon le niveau de revenus d'activité de chaque parent et les revenus bruts perçus par le ménage. Comme indiqué dans la partie sur la comparaison internationale des congés parentaux (1.3), l'indemnisation faible et forfaitaire du congé parental en France contribue à segmenter socialement son utilisation : les mères percevant des revenus élevés y recourent peu car le coût d'opportunité est pour elles trop important, tandis que les mères ayant de faibles revenus le mobilisent davantage. Les tableaux 3 à 5 comparent donc les effets de la réforme sur le taux de recours des mères et des pères à l'indemnité perçue à taux plein et à taux partiel selon les revenus des mères (tableau 3), des pères (tableau 4) et du ménage (tableau 5) perçus au cours de l'année 2014.

Le tableau 3 montre que, plus les revenus d'activité des mères sont élevés l'année avant la naissance, moins elles sont impactées par la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental pris à taux plein. En effet, la réforme fait baisser le taux de recours à l'indemnité perçue à taux plein la 3^{ème} année de seulement 1,8 pp. pour les mères les mieux rémunérées (Q4), tandis que cette baisse est de près de 30 pp. pour les mères les moins bien rémunérées (Q1). C'est plus particulièrement autour de la médiane que la différence se fait : les mères du deuxième quartile voient leur probabilité chuter de 22 pp. tandis que celles du 3^{ème} quartile voient leur probabilité baisser de 7 pp. En d'autres termes, cette réforme a d'autant moins affecté les mères que leur coût d'opportunité à cesser totalement leur activité est élevé. Ce dernier est effectivement de plus en plus fort à mesure que les revenus des mères s'élèvent puisque le montant de l'indemnité est faible et forfaitaire. Le tableau A3 en annexe montre en effet qu'avant la réforme, plus les revenus d'activité des mères sont élevés, moins elles sont enclines à opter pour un congé parental indemnisé de plus de deux ans.

La réforme a également réduit la prise du congé indemnisé à taux partiel, de manière différenciée selon le niveau de revenus des mères. Ce sont les mères ayant des revenus intermédiaires (Q2 et Q3) et, dans une moindre mesure, élevés (Q4) qui sont les plus impactées par la réforme : leur probabilité de recours baisse respectivement d'environ 22 pp. (Q2), 30 pp. (Q3) et 13 pp. (Q4). En revanche, les mères les moins bien rémunérées ne voient leur probabilité de recours baisser que de 9 pp. Ce résultat s'explique par le fait que le congé parental indemnisé à taux partiel est surtout pris par des mères ayant des revenus du travail plus élevés que celles le prenant à taux plein. Dans notre échantillon d'étude, les mères prenant un congé parental à temps partiel ont des revenus (perçus en 2014) 68,9% plus élevés que ceux des mères recourant

à un congé parental à plein temps. Les mères qui ne cessent que partiellement de travailler sont ainsi celles ayant un certain attachement à leur emploi et les ressources financières nécessaires pour assumer cette réduction d'activité, y compris pour financer un éventuel mode de garde si la réduction d'activité engendrée par le congé parental le nécessite. L'effet toutefois relativement moindre sur les mères les mieux rémunérées (Q4 par rapport à Q2 ou Q3) peut à nouveau s'expliquer par un coût d'opportunité de prise du congé (même à taux partiel) plus élevé pour elles. On peut également penser à un attachement plus important de ces mères à leur carrière, dans la mesure où une interruption de carrière peut s'avérer particulièrement pénalisant sur des postes plus qualifiés.

Tableau 3 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le revenu d'activité de la mère perçu en 2014 (par quartile)

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
<i>Quartiles :</i>				
Q1]0€ - 11819€]	-0,298*** (0,009)	-0,087*** (0,006)	-0,000 (0,001)	0,003** (0,001)
Q2]11819€ - 18388€]	-0,221*** (0,007)	-0,219*** (0,008)	0,004* (0,002)	0,009*** (0,002)
Q3]18388€ - 24378,5€]	-0,074*** (0,005)	-0,296*** (0,009)	0,004** (0,002)	0,019*** (0,004)
Q4 >24378,5€	-0,018*** (0,003)	-0,133*** (0,008)	-0,004 (0,003)	0,015*** (0,004)
<i>Différences :</i>				
Q4-Q3	0,056*** (0,006)	0,163*** (0,012)	-0,008 (0,003)	-0,004 (0,006)
Q4-Q2	0,203*** (0,008)	0,086*** (0,012)	-0,008 (0,003)	0,006 (0,005)
Q4-Q1	0,280*** (0,009)	-0,046*** (0,010)	-0,004 (0,003)	0,012** (0,005)
Q3-Q2	0,147*** (0,009)	-0,077*** (0,012)	0,000 (0,003)	0,011** (0,004)
Q3-Q1	0,224*** (0,010)	-0,209*** (0,011)	0,004 (0,002)	0,016*** (0,004)
Q2-Q1	0,077*** (0,011)	-0,132*** (0,010)	0,004 (0,002)	0,005 (0,003)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Le modèle estimé correspond à un modèle *probit* dans lequel chaque quartile de la distribution est interagi avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent et revenus perçus par le ménage en 2014. Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 29,8 pp. après la réforme pour les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent

au premier quartile. Cette probabilité a diminué 22,1 pp. pour celles appartenant au deuxième quartile. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 7,7 pp.

Du côté des pères, la prise du congé à taux plein augmente très légèrement (de 0,4 pp.) pour les pères dont la conjointe gagne des revenus intermédiaires (Q2 et Q3), mais la différence avec les autres sous-groupes (Q1 ou Q4) n'est pas significative, confirmant l'absence d'effet de la réforme sur la prise du congé à taux plein par les pères, quelle que soit la situation de leur conjointe en termes de revenus. La prise du congé à taux partiel, dont on a vu qu'elle était un peu plus fréquente chez les pères suite à la réforme concerne davantage les pères dont la conjointe gagne plus que le revenu médian (hausse de la prise entre 1,5 et 2 pp.) que ceux dont la compagne gagne moins que le revenu médian (hausse entre 0,3 et 0,9 pp.).

La comparaison des effets de la réforme selon les revenus du travail des pères donne des éléments complémentaires (tableau 4). Tout d'abord, il apparaît que la chute dans la prise du congé à taux plein par les mères, suite à la réforme, n'est pas très dépendante du revenu de leur conjoint : elle s'échelonne de -13,6 pp. (pour les mères dont les revenus du conjoint appartiennent à Q4) à -16,8 pp. (pour les mères dont les revenus du conjoint appartiennent à Q2). C'est donc davantage le revenu de la mère elle-même qui joue sur la prise du congé et donc sur l'effet de la réforme que celui du père.

En ce qui concerne la prise du congé à taux partiel par les mères, on trouve un résultat proche de celui concernant l'effet de leurs propres revenus : ce sont les femmes dont les conjoints ont des revenus intermédiaires qui sont les plus impactées par la réforme. Il est possible que ce résultat reflète en partie l'endogamie dans les couples. Ce seraient alors les couples gagnant tous les deux des revenus intermédiaires (Q2 et Q3) chez lesquels les femmes prendraient davantage le congé à taux partiel et qui seraient donc relativement plus affectées par la réforme : chute de 20 à 22 pp. (contre seulement -15 pp. environ pour les femmes dont les revenus du conjoint appartiennent au Q1 ou au Q4).

Les résultats concernant la prise du congé à taux plein par les pères ne changent pas. Il n'y a pas de différence dans l'effet de la réforme selon le niveau de revenu des pères : ils ne prennent pas le congé à taux plein et pas davantage suite à la réforme, quel que soit leur niveau de revenu. En revanche, on observe que la prise du congé à taux partiel chez les pères dépend en partie de leur propre niveau de revenu : ce sont les pères qui gagnent relativement moins bien leur vie sur lesquels la réforme a eu un effet plus positif en termes de prise du congé à taux partiel : l'effet est de l'ordre de +1,4 à +1,7 pp. pour les pères du Q1 au Q3 tandis que l'effet

n'est que de +0,4 pp. pour les pères de Q4. Cela reflète assez logiquement un effet revenu : le coût d'opportunité de la prise du congé à taux partiel est plus fort pour les pères dont les revenus sont plus élevés.

Finalement, les pères ayant le plus augmenté leur prise de congé parental à taux partiel sont ceux dont la conjointe affiche des revenus au-dessus de la médiane et qui, eux-mêmes, ne sont pas les mieux rémunérés. En d'autres termes, les pères les plus enclins à prendre un congé parental à taux partiel sont ceux dont les revenus de leur conjointe compensent leur perte de revenus générée par la réduction d'activité.

Tableau 4 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le revenu d'activité du père perçu en 2014 (par quartile)

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
<i>Quartiles :</i>				
Q1 [0€ - 17057€]	-0,146*** (0,006)	-0,156*** (0,008)	0,002 (0,003)	0,016*** (0,004)
Q2]17057€ - 22886€]	-0,168*** (0,006)	-0,206*** (0,009)	0,004* (0,002)	0,017*** (0,004)
Q3]22886€ - 31304€]	-0,152*** (0,007)	-0,218*** (0,008)	0,000 (0,001)	0,014*** (0,003)
Q4 >31304€	-0,136*** (0,008)	-0,154*** (0,008)	0,000 (0,001)	0,004*** (0,001)
<i>Différences :</i>				
Q4-Q3	0,016 (0,010)	0,063*** (0,011)	-0,000 (0,001)	-0,010*** (0,003)
Q4-Q2	0,032** (0,010)	0,052*** (0,012)	-0,004 (0,002)	-0,014*** (0,004)
Q4-Q1	0,010 (0,010)	0,001 (0,012)	-0,002 (0,003)	-0,013** (0,004)
Q3-Q2	0,016 (0,009)	-0,012 (0,012)	-0,003 (0,003)	-0,004 (0,005)
Q3-Q1	-0,006 (0,009)	-0,062*** (0,012)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,005)
Q2-Q1	-0,022*** (0,009)	-0,050*** (0,012)	0,002 (0,004)	0,001 (0,006)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Le modèle estimé correspond à un modèle *probit* dans lequel chaque quartile de la distribution est interagi avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent et revenus perçus par le ménage en 2014. Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 14,6 pp. après la réforme pour les mères dont les revenus du conjoint perçus en 2014 appartiennent au premier quartile. Cette probabilité a diminué 16,8 pp. pour celles dont les revenus du conjoint

appartiennent au deuxième quartile. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -2,2 pp.

Les résultats comparant l'effet de la réforme selon le revenu du ménage agrègent en quelque sorte les résultats trouvés selon le revenu des mères et le revenu des pères (tableau 5).

Pour les mères en congé à taux plein, on retrouve l'effet déjà observé en fonction de leur propre revenu. La réforme a d'autant plus fait baisser leur recours à une 3^{ème} année de congé parental indemnisé à taux plein que les revenus de leur ménage sont faibles. Cette baisse a en effet été cinq fois plus importante pour les mères appartenant aux ménages les plus modestes (-28,4 pp. pour Q1) que pour celles appartenant aux ménages les plus aisés (-5,6 pp. pour Q4). Ce résultat reflète à nouveau le fait qu'avant la réforme, ce sont les mères appartenant aux ménages les plus modestes qui étaient les plus enclines à recourir à un congé parental indemnisé à taux plein de plus de deux ans. La première colonne du tableau A3 qui estime, pour les mères, les déterminants de la prise d'un congé parental indemnisé à taux plein de plus de deux ans avant la réforme, révèle en effet une influence négative et significative du revenu du ménage sur cette prise.

Pour les pères, sans surprise les revenus du ménage n'ont aucune influence sur la prise du congé à taux plein. Sur le taux partiel, on retrouve un effet légèrement plus prononcé de la réforme sur les pères dans les ménages ayant des revenus intermédiaires, ce qui est cohérent en tant que combinaison des deux effets identifiés précédemment : l'effet était plus prononcé pour les pères dont les conjointes sont mieux rémunérées mais qui ont eux-mêmes des revenus bas ou intermédiaires, ce qui fait de ces ménages des ménages de revenu intermédiaire. Le partage du congé parental a donc finalement lieu le plus souvent au sein de familles dans lesquelles les revenus d'activité de la mère permettent le passage à temps partiel du père et où l'absence des revenus du père est moins pénalisante financièrement.

Au total, c'est surtout le revenu des mères qui joue sur leur propre prise du congé à taux plein (pas vraiment le revenu de leur conjoint) : plus leur revenu est faible, plus les mères prenaient le congé à taux plein, et plus elles ont donc été impactées par la réforme. La prise du congé à taux partiel des mères se produit surtout dans les ménages aux revenus intermédiaires et ce sont donc ces derniers qui ont été le plus impactés par la réforme. La réforme n'a eu aucun effet sur la prise du congé à taux plein par les pères et un très léger effet positif sur la prise à taux partiel. Cette augmentation de la prise du congé à taux partiel par les pères est concentrée

sur les pères dont la conjointe perçoit des revenus supérieurs à la médiane et qui eux-mêmes ne font pas partie des 25% les mieux rémunérés.

Tableau 5 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon les revenus du ménage perçus en 2014 (par quartile)

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
<i>Quartiles :</i>				
Q1 [0€ - 33248€]	-0,284*** (0,009)	-0,110*** (0,007)	0,001 (0,002)	0,007*** (0,002)
Q2]33248€ - 42743€]	-0,180*** (0,007)	-0,226*** (0,008)	0,004* (0,002)	0,013*** (0,003)
Q3]42743€ - 55910€]	-0,093*** (0,006)	-0,245*** (0,009)	0,001 (0,001)	0,019*** (0,004)
Q4 >55910€	-0,056*** (0,005)	-0,154*** (0,009)	-0,001 (0,001)	0,005* (0,003)
<i>Différences :</i>				
Q4-Q3	0,037*** (0,007)	0,091*** (0,012)	-0,002 (0,002)	-0,014*** (0,004)
Q4-Q2	0,124*** (0,009)	0,072*** (0,012)	-0,005 (0,002)	-0,009** (0,004)
Q4-Q1	0,228*** (0,011)	-0,044*** (0,012)	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,004)
Q3-Q2	0,087*** (0,009)	-0,019 (0,012)	-0,003 (0,003)	0,005 (0,005)
Q3-Q1	0,191*** (0,011)	-0,135*** (0,012)	0,000 (0,003)	0,011*** (0,004)
Q2-Q1	0,104*** (0,011)	-0,116*** (0,011)	0,003 (0,003)	0,006 (0,004)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Le modèle estimé correspond à un modèle *probit* dans lequel chaque quartile de la distribution est interagi avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent et revenus perçus par le parent en 2014. Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 28,4 pp. après la réforme pour les mères dont les revenus du ménage perçus en 2014 appartiennent au premier quartile. Cette probabilité a diminué 18 pp. pour celles dont les revenus du ménage appartiennent au deuxième quartile. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 10,4 pp.

3.1.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail

Les tableaux 6 et 7 comparent les effets de la réforme sur le taux de recours des mères et des pères au congé parental indemnisé à taux plein et à taux partiel au cours de la troisième année suivant la naissance selon deux caractéristiques du contexte local : le taux de couverture

des modes d'accueils formels des enfants de moins de trois ans de la commune de résidence et le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi.

Le développement de l'offre locale de modes de garde peut jouer sur le recours au congé parental indemnisé, dans la mesure où la garde et le congé sont des substituts partiels. Des études françaises ont effectivement montré que l'aide à la garde d'enfants, via la création de très petites sections en maternelle ou une hausse de l'aide financière pour l'accueil des enfants augmentait dans une certaine mesure le taux d'emploi des mères concernées (Goux et Maurin, 2010 ; Givord et Marbot, 2015). En France, le nombre de places de garde disponibles pour 100 enfants de moins de 3 ans peut être considéré comme insuffisant dans la mesure où seules 67% des familles désirant recourir à un mode d'accueil formel ont accédé au mode d'accueil souhaité (Boyer et Crépin, 2020)³⁶. Le nombre de places de garde disponibles est en outre très hétérogène selon les territoires. Les effets de la réforme sont donc analysés en distinguant les familles selon leur appartenance aux quartiles de l'indicateur du nombre de places de garde disponibles pour 100 enfants de moins de 3 ans de leur commune de résidence (tableau 6).

Il apparaît que les effets négatifs de la réforme sur le recours au congé à taux plein pour les mères sont plus marqués pour les mères résidant dans les communes où le taux de couverture est inférieur au taux de couverture médian. Cet effet peut s'expliquer par le fait que les mères habitant dans les communes où il y a peu de modes de garde recouraient relativement plus au congé indemnisé avant la réforme et c'est donc sur ce sous-groupe de mères que la baisse de la prise à taux plein a été la plus forte. Le tableau A3 met en effet en évidence un effet négatif et significatif du taux de couverture sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la troisième année suivant la naissance, pour les mères non concernées par la réforme. La chute du recours au congé à taux partiel est en revanche plus forte dans les territoires où les modes de garde sont plus développés (-22 pp. en Q4 contre entre -18 et -17 pp. dans les autres quartiles). Cela peut refléter le fait que la prise d'un congé parental à temps partiel est favorisée au sein des communes particulièrement bien dotées en modes d'accueil pour les enfants de moins de 3 ans (cf. tableau A3). Contrairement à la prise d'un congé parental à temps plein, celle à temps partiel nécessite de pouvoir recourir, au moins pour certaines familles, à un mode de garde pendant la période de temps passée en emploi.

Du côté des pères en revanche, la légère hausse de la prise du congé à taux partiel ne semble pas guidée par la présence plus ou moins importante de modes de garde sur le territoire

³⁶ Avec des disparités selon le mode de garde souhaité : 77 % des familles voulant confier leur enfant à une assistante maternelle ont pu le faire, mais seulement 49 % de celles souhaitant recourir à un accueil collectif (du type crèche).

(aucune différence significative entre les quartiles). Pourtant, les résultats présentés dans la dernière colonne du tableau **A3** montrent un effet positif et significatif du taux de couverture des modes d'accueil formes de la commune sur le recours par les pères concernés par la réforme à un congé parental à taux partiel. Cela signifie qu'avant la réforme, les pères les plus enclins à réduire leur activité professionnelle suite à une naissance résidaient plutôt dans des communes se caractérisant par une offre de modes de garde importante.

Tableau 6 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile)

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
<i>Quartiles :</i>				
Q1 [0% - 42,2%]	-0,168*** (0,007)	-0,161*** (0,009)	0,002 (0,002)	0,006** (0,003)
Q2]42,2% - 60,6%]	-0,164*** (0,006)	-0,174*** (0,007)	0,0001 (0,002)	0,010*** (0,003)
Q3]60,6% - 80,2%]	-0,137*** (0,006)	-0,183*** (0,007)	0,0005 (0,002)	0,011*** (0,003)
Q4 >80,2%	-0,133*** (0,007)	-0,223*** (0,010)	0,004 (0,002)	0,019*** (0,004)
<i>Différences :</i>				
Q4-Q3	0,004 (0,009)	-0,040*** (0,012)	0,003 (0,003)	0,008 (0,005)
Q4-Q2	0,031*** (0,009)	-0,049*** (0,012)	0,004 (0,003)	0,009 (0,005)
Q4-Q1	0,035*** (0,010)	-0,062*** (0,013)	0,002 (0,003)	0,013** (0,005)
Q3-Q2	0,027*** (0,008)	-0,008 (0,010)	0,000 (0,003)	0,001 (0,004)
Q3-Q1	0,031*** (0,009)	-0,022* (0,012)	-0,001 (0,003)	0,005 (0,004)
Q2-Q1	0,004 (0,009)	-0,013 (0,012)	-0,002 (0,003)	0,004 (0,004)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Le modèle estimé correspond à un modèle *probit* dans lequel chaque quartile de la distribution est interagi avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent, revenus d'activité perçus par le parent en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014 Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 16,8 pp. après la réforme pour les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au premier quartile. Cette probabilité a diminué 16,4 pp. pour celles dont le taux de couverture de la commune appartient au deuxième quartile. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 0,4 pp.

Nous examinons l'effet de la réforme selon le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi à laquelle les familles appartiennent (tableau 7). L'effet de la réforme sur la prise du congé à taux plein apparaît plus négatif pour les mères habitant dans les communes appartenant à une zone d'emploi où le taux de chômage est élevé. Ce résultat pourrait tout d'abord s'expliquer par une possible corrélation macroéconomique entre taux de chômage et niveau de revenu, c'est-à-dire que les mères à faibles revenus se trouvent davantage dans les territoires à fort taux de chômage et inversement. Or, on a vu que la réforme avait davantage impacté les mères les moins rémunérées (pour le congé à taux plein). Dans ce cas, le résultat sur l'effet du taux de chômage refléterait simplement cet effet lié au niveau de revenu déjà repéré. Néanmoins, l'estimation des déterminants de recours à un congé parental indemnisé à taux plein par les mères non concernées par la réforme (tableau A3 en annexe) ne semble pas corroborer cet effet revenu. En effet, les mères appartenant aux territoires où les taux de chômage sont les plus élevés (dernier quartile) ont une probabilité d'opter, au-delà de la deuxième année suivant la naissance, pour un congé parental indemnisé à taux plein de 2,4 pp. (significatif au seul de 1%) plus élevée que celle des mères résidant dans des territoires à plus faibles taux de chômage (appartenance aux trois premiers quartiles)³⁷. Cette différence de probabilités est en outre obtenue à niveaux de revenus de la mère et du ménage équivalents.

Ce recours plus important à un congé parental à temps plein au sein des zones d'emploi où le chômage est le plus élevé est difficile à interpréter. On peut éventuellement supposer que le congé parental est perçu par certaines mères comme un « refuge » face au risque de chômage ou encore comme un dispositif facilitant une transition professionnelle plus particulièrement en cas de tensions sur le marché du travail. On peut également penser qu'un fort taux de chômage peut aller de pair avec des conditions d'emploi et de travail plus difficiles qui pourraient là encore inciter les mères de jeunes enfants à opter pour un congé parental indemnisé plutôt que de rester dans un emploi de mauvaise qualité. On sait en effet que les mères dans des emplois de moins bonne qualité sont plus susceptibles de prendre un congé parental rémunéré (Domingo et Marc, 2012).

En ce qui concerne le congé à taux partiel des mères, cette fois, c'est dans les communes appartenant à une zone d'emploi où le taux de chômage est le plus faible que l'effet de la

³⁷ Cette différence de probabilités n'est pas présente dans le tableau A3 mais a été obtenue en estimant un modèle analogue à celui estimé dans la première colonne du tableau dans lequel nous avons remplacé le taux de chômage exprimé en continu par une variable dichotomique reflétant l'appartenance au dernier quartile du taux de chômage de la zone d'emploi (vs. les trois autres quartiles).

réforme est le plus fort. Comme précédemment, il ne semble pas que ce résultat s'explique par un effet richesse au niveau du territoire. En effet, les résultats présentés dans la deuxième colonne du tableau **A3** montrent qu'avant la réforme, à niveau de richesse équivalent, le taux de chômage de la zone d'emploi a un effet très fortement négatif sur la prise d'un congé parental à temps partiel. Dans les territoires où les conditions d'emploi sont plutôt favorables, les mères apparaissent davantage enclines à réduire leur activité professionnelle suite à la naissance d'un enfant. En d'autres termes, alors que la prise d'un congé parental pris à temps plein peut être considérée par certaines mères comme une alternative face au risque de chômage, le congé parental à temps partiel serait, au contraire, perçu comme un dispositif les exposant davantage à ce risque.

Enfin, le contexte local du marché du travail, appréhendé par le taux de chômage n'a pas d'effet différencié sur la prise du congé par les pères.

Tableau 7 : Effet de la réforme sur la probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance selon le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi (par quartile)

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
<i>Quartiles :</i>				
Q1 [0% - 12,1%]	-0,147*** (0,007)	-0,213*** (0,009)	0,0004 (0,002)	0,015*** (0,003)
Q2]12,1% - 13,4%]	-0,137*** (0,007)	-0,177*** (0,008)	0,001 (0,002)	0,011*** (0,003)
Q3]13,4% - 14,9%]	-0,145*** (0,006)	-0,182*** (0,008)	0,0007 (0,002)	0,010*** (0,003)
Q4 >14,9%	-0,177*** (0,007)	-0,163*** (0,008)	0,002 (0,002)	0,008** (0,003)
<i>Différences :</i>				
Q4-Q3	-0,032*** (0,009)	0,019* (0,012)	0,001 (0,002)	-0,002 (0,004)
Q4-Q2	-0,040*** (0,009)	0,014 (0,012)	0,001 (0,003)	-0,003 (0,004)
Q4-Q1	-0,030*** (0,010)	0,050*** (0,012)	0,001 (0,003)	-0,007 (0,004)
Q3-Q2	-0,008 (0,009)	-0,005 (0,011)	0,000 (0,003)	-0,001 (0,004)
Q3-Q1	0,002 (0,009)	0,031*** (0,012)	0,001 (0,003)	-0,005 (0,004)
Q2-Q1	0,010 (0,009)	0,036*** (0,012)	0,001 (0,003)	-0,004 (0,004)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Le modèle estimé correspond à un modèle *probit* dans lequel chaque quartile de la distribution est interagi avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge du parent à la naissance, appartenance au secteur public du parent, revenus d'activité perçus par le parent en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014. Les résultats présentés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois l'indemnité à taux plein au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance s'est réduite de 14,7 pp. après la réforme pour les mères dont le taux de chômage de la zone d'emploi appartient au premier quartile. Cette probabilité a diminué 13,7 pp. pour celles dont le taux de chômage appartient au deuxième quartile. L'effet différencié de la réforme entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 1 pp.

L'entrée en vigueur de la PreParE a eu pour principale conséquence de faire chuter la prise du congé indemnisé par les mères au cours de la 3^{ème} année après la naissance d'un enfant de rang 2 ou de rang supérieur, puisqu'elles n'y avaient légalement plus droit si elles avaient déjà pris deux ans de congé indemnisé. Se pose alors la question de ce qu'ont fait ces mères au cours de cette troisième année, en particulier compte tenu du fait que le congé parental n'a finalement été que très peu partagé.

Il est notamment important d'examiner dans quelle mesure cette réforme a pu avoir un effet positif sur le retour à l'emploi des mères, l'intensité de ce retour à l'emploi (nombre de mois) et sur leurs revenus. En effet, à la fin de perception de la PreParE, les mères en emploi avant leur congé parental sont confrontées à deux possibilités : retravailler avec un enfant qui n'a pas encore l'âge d'être scolarisé ou ne pas retravailler en restant par exemple en congé parental mais non indemnisé. Parmi celles qui retravaillent, se pose alors la question du mode garde qu'il est nécessaire de trouver et de financer. Il convient en outre d'examiner les conséquences à moyen terme que peut avoir un retour en emploi plus précoce des mères induit par la réforme sur le marché du travail. La section suivante a donc pour objectif d'évaluer l'effet de la réforme, non seulement à court terme mais également à moyen terme (quand l'indemnisation n'est plus possible pour aucune mère c'est-à-dire après le troisième anniversaire de l'enfant), sur le retour à l'emploi, l'intensité du retour à l'emploi (mesurée par le nombre mois passés en emploi salarié) et les revenus salariés des mères.

3.2. Un effet positif sur le retour vers l'emploi des mères la troisième année et au-delà

3.2.1. Effet global à court et moyen terme

Le tableau 8 présente l'effet de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental pris à taux plein ou à taux partiel sur la situation des mères sur le marché du travail à court et moyen terme. Trois variables caractérisant cette situation et deux périodes temporelles sont analysées. Les variables caractérisant la situation des mères sont :

- Le fait d'être en emploi salarié mesuré par le fait qu'elles aient travaillé au moins un mois sur une période donnée ;
- Le nombre de mois passés en emploi salarié sur cette même période ;
- Les revenus d'activité perçus sur cette période.

Ces variables sont analysées sur deux périodes temporelles distinctes : d'une part, la troisième année de l'enfant, appelée « court terme » et, d'autre part, les trois années suivantes (du début de la 4^{ème} année de l'enfant jusqu'à la fin de sa 6^{ème} année), appelée « moyen terme ».

Le tableau 8 distingue deux types d'effets. Le premier correspond à l'intention de traiter (ITT) qui compare la situation sur le marché du travail entre les mères ayant donné naissance à un enfant de rang 2 ou plus le mois juste avant l'entrée en vigueur de la réforme et celles

ayant donné naissance le mois juste après la réforme. Le deuxième effet correspond à l'effet local du traitement (LATE). Contrairement à l'ITT qui permet de mesurer un effet « macroéconomique » de la réforme, ce deuxième effet permet de déterminer dans quelle mesure cette réforme a pu modifier le comportement sur le marché du travail des mères qui ont effectivement dû réduire la durée d'indemnisation de leur congé parental. Pour la suite des résultats, à partir du tableau **9**, seuls les effets LATE sont présentés et commentés, les effets ITT étant disponibles en annexe (tableaux **A5** à **A10**).

Dans le modèle (1), les effets ITT et LATE sont estimés sans prise en compte des caractéristiques des mères et de leur ménage, tandis que, dans le modèle (2), ces effets sont obtenus en contrôlant l'effet de certaines de ces caractéristiques. Comme attendu, l'ajout des variables de contrôle ne modifie pas l'ampleur des effets, confirmant une nouvelle fois la validité de l'hypothèse de randomisation locale sur laquelle la méthode de régression sur discontinuité est fondée. Un dernier effet est estimé dans la dernière colonne du tableau **8** qui vise à vérifier l'éventuelle présence d'effets saisonniers qui pourraient biaiser nos estimations. Cet effet « placebo » compare ainsi la situation sur le marché du travail des mères ayant donné naissance à un enfant en décembre 2013 et en janvier 2014, c'est-à-dire exactement un an avant la réforme, à un moment où la législation sur l'indemnisation du congé parental n'a pas changé. Si des effets significatifs apparaissaient dans ce test « placebo », cela signifierait que le fait de donner naissance à un enfant en décembre plutôt qu'en janvier peut avoir un effet en soi sur la situation ultérieure des mères sur le marché du travail. Dans notre cas, les résultats du modèle placebo confirment l'absence d'effets saisonniers, dans la mesure où les effets de ce modèle sont tous non significatifs à moyen terme. Seul un effet « placebo » à moyen terme peut être obtenu à partir des données mises à disposition puisque ces dernières ne permettent un suivi mensuel de la situation des mères qu'à partir de décembre 2016. Néanmoins, il est difficile d'envisager des effets significatifs à court terme alors qu'il n'en existe pas à moyen terme.

Tableau 8 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères à court et moyen terme

	Court terme		Moyen terme		
	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (1)	Modèle (2)	Placebo
Probabilité d'être en emploi					
ITT	0,064*** (0,005)	0,066*** (0,005)	0,011*** (0,004)	0,011*** (0,004)	-0,002 (0,004)
LATE	0,198*** (0,014)	0,194*** (0,026)	0,035*** (0,012)	0,034*** (0,011)	
Nombre de mois en emploi					
ITT	0,755*** (0,052)	0,735*** (0,048)	0,359** (0,151)	0,325** (0,141)	-0,090 (0,143)
LATE	2,345*** (0,163)	2,283*** (0,149)	1,115** (0,470)	1,009** (0,438)	
Revenus					
ITT	1588*** (157,8)	1458*** (124,5)	348** (157,8)	230* (125,5)	24,0 (137,9)
LATE	4896*** (476,7)	4494*** (371,4)	1073** (484,6)	708* (384,4)	

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : ITT (*intention-to-treat*) mesure l'effet de l'intention de traiter c'est-à-dire l'effet sur l'emploi et les revenus des mères de donner naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 plutôt qu'en décembre 2014. Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal (calculé au point moyen dans le cas du modèle (2)). LATE (*local average treatment effect*) mesure l'effet de la réforme uniquement au sein de la population de mères ayant effectivement renoncé à une troisième année indemnisée de congé parental (*compliers*). Il est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet « placebo » consiste à comparer la situation d'emploi des mères et leurs revenus selon qu'elles ont donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2014 ou en décembre 2013.

Dans le modèle (1), aucune caractéristique de la mère, de son enfant ou de son ménage n'est prise en compte. Dans le modèle (2), les caractéristiques suivantes sont prises en compte : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La proportion de mères pour lesquelles on observe au moins un mois d'emploi salarié entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance est de 6,4 points de pourcentage plus élevée chez celles ayant donné naissance à un 2^e enfant ou plus en janvier 2015 que chez celles ayant donné naissance en décembre 2014. Les mères ayant dû renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé à temps plein ou à temps partiel en raison de la réforme ont une probabilité d'être en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance supérieure de 19,8 pp. par rapport à celle des mères n'ayant pas dû y renoncer.

Les résultats obtenus montrent des effets significatifs de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur la situation des mères sur le marché du travail, non seulement à court terme (entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance), mais également à moyen terme (entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). La réforme a ainsi contribué

à augmenter la probabilité de retour à l'emploi des mères ayant au moins deux enfants de plus de 6 pp. à court terme. Cette augmentation résulte d'une hausse de la probabilité de retour à l'emploi des mères ayant dû renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé de près de 20 pp. Le retour plus précoce en emploi de ces mères s'est traduit par une augmentation, au cours de la troisième année suivant la naissance, de leur expérience professionnelle d'environ 2,3 mois et de leurs revenus de 4500 euros. Cette hausse des revenus n'est toutefois pas nette des frais de garde. Par conséquent, dès lors que le retour en emploi s'accompagne d'un recours à un mode de garde payant, son effet est moins positif sur le revenu disponible du ménage. D'une manière générale, il faut souligner que, bien que cette réforme ait favorisé l'emploi des mères de deux enfants ou plus, une part importante d'entre elles est restée malgré tout sans emploi et sans l'indemnité associée au congé parental au cours de la troisième année après la naissance³⁸.

Au-delà de cet effet direct de court terme, il est intéressant d'observer les résultats à moyen terme, c'est-à-dire les trois années suivantes, à un moment où les possibilités d'indemnisation des mères concernées ou non par la réforme redeviennent identiques, dans le sens où ni les unes ni les autres ne peuvent plus prétendre à une indemnisation, à moins de donner naissance à un nouvel enfant. Nous constatons que la probabilité d'emploi des mères de deux enfants ou plus a également augmenté à moyen terme. En effet, les mères qui ont dû renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé ont une probabilité plus forte de 3,4 pp. d'être au moins un mois en emploi salarié sur cette période que celles qui ont pu y recourir. Elles connaissent également en moyenne une durée en emploi plus longue d'un mois sur cette période et des revenus (perçus en 2018) plus élevés de 700 euros. La non prise en compte du coût des modes garde, dans l'estimation des effets sur le revenu, est moins problématique à moyen terme car cela ne concerne potentiellement qu'une seule année sur l'ensemble des années considérées.

Ces effets de moyen terme révèlent que certaines mères, qui n'auraient pas repris d'emploi après trois ans de congé parental indemnisé, en reprennent un quand le congé indemnisé ne dure que deux ans. On peut interpréter ce résultat comme le fait que l'éloignement de l'emploi pendant une plus longue durée est défavorable au retour à l'emploi *ex post*. La réduction de trois à deux ans du congé parental indemnisé pour les mères a donc

³⁸ Si toutes les mères confrontées à la réduction de la durée d'indemnisation du congé parental étaient retournées en emploi à la fin de la perception de l'indemnité, l'effet local du traitement (LATE) s'élèverait à 100 pp., à condition que la situation d'emploi des mères ne prenant pas de congé parental n'ait pas été affectée par l'entrée en vigueur de la PreParE.

augmenté les chances de retour à l'emploi des mères non seulement à court terme, lors de la 3^{ème} année qui n'est plus indemnisée, mais aussi plus largement, via son effet sur la durée d'interruption.

L'importance de l'effet sur l'emploi observé à moyen terme dépend étroitement de celui observé à court terme. Il est en effet difficile d'envisager un effet positif de la réforme à moyen terme sans qu'il en existe un à court terme. A titre illustratif, parmi les mères concernées par la réforme et qui étaient en congé parental à temps plein en décembre 2016, 96,4% de celles qui sont retournées en emploi au cours de la 3^{ème} année après la naissance sont encore en emploi à moyen terme. Cette proportion ne s'élève qu'à 55,6% parmi celles n'étant pas retournées en emploi dès la fin de la perception de la PreParE.

3.2.2. Effets différenciés à court et moyen terme selon les caractéristiques de la mère et du ménage

Le tableau 9 présente les effets de la réforme sur l'emploi et les revenus des mères, selon quatre caractéristiques des enfants et des mères : le rang de naissance de l'enfant, l'âge du benjamin à la naissance, l'âge de la mère à la naissance (en-dessous ou au-dessus de la médiane de 32 ans) et l'appartenance de la mère au secteur public.

Concernant les effets à court terme, la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental pris à temps plein ou à temps partiel a eu un effet significativement plus important sur la probabilité d'emploi des mères ayant au moins 2 enfants à charge au moment de la naissance, sur celui des mères dont l'âge est inférieur à l'âge médian et sur celui des mères salariées du secteur privé. Alors que cet effet plus positif sur l'emploi a permis à ces catégories de mères d'accumuler davantage d'expérience professionnelle, il ne s'est pas traduit dans le même temps par une augmentation significativement plus élevée de leurs revenus. Cela s'explique par le fait que ces catégories de mères percevaient en moyenne des revenus plus faibles avant la naissance. En effet, si l'on compare leur revenus perçus en 2014, les revenus des mères avec au moins 3 enfants à charge étaient inférieurs de 12,3% à ceux perçus par les mères ayant seulement deux enfants à charge. Cet écart s'élevait à -27,9% pour les mères dont l'âge est inférieur à l'âge médian et à -19,3% pour les mères salariées du secteur privé. Par conséquent, leur reprise d'activité professionnelle, à l'issue de la fin de leur congé parental (ou leur reprise à temps plein pour celles qui étaient en congé parental à taux partiel), s'est traduite par des gains salariaux individuels moins élevés compensant

globalement le fait qu'elles soient plus fréquemment retournées en emploi.

Concernant les effets à moyen terme, ils sont positifs et significatifs sur la probabilité d'être en emploi uniquement chez les catégories de mères pour lesquelles les effets de court terme sont les plus élevés. Comme le révèle le tableau **A4** présenté en annexe, ce sont ces catégories de mères (mères avec au moins trois enfants, mères avec au moins un enfant âgé de moins de 3 ans, mères de moins de 32 ans, et mères salariées du privé) qui avaient, avant la réforme, les probabilités les plus élevées de ne plus être en emploi à partir du 3^{ème} anniversaire de l'enfant. C'est donc plus particulièrement chez ces catégories de mères que la prise d'un congé parental de deux ans plutôt que trois contribue à les maintenir davantage en emploi après la naissance d'un enfant de rang 2 ou de rang supérieur.

Tableau 9 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon certaines caractéristiques des enfants et de la mère

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
	Rang de naissance					
Rang 2	0,174*** (0,017)	0,021 (0,014)	2,066*** (0,193)	0,587 (0,569)	4263*** (483,0)	685 (500,2)
Rang 3 et plus	0,228*** (0,023)	0,056*** (0,019)	2,668*** (0,230)	1,761*** (0,678)	4903*** (573,9)	749 (595,5)
Différence	0,054* (0,028)	0,035 (0,024)	0,602** (0,301)	1,174 (0,886)	640 (750,6)	64 (778,3)
	Age du benjamin à la naissance					
Au moins 3 ans	0,184*** (0,017)	0,025* (0,014)	2,117*** (0,189)	0,578 (0,555)	4301*** (470,8)	367 (488,0)
Moins de 3 ans	0,211*** (0,023)	0,049*** (0,019)	2,561*** (0,242)	1,732*** (0,711)	4818*** (603,4)	1282** (625,5)
Différence	0,027 (0,028)	0,024 (0,024)	0,444 (0,307)	1,154 (0,902)	517 (764,9)	915 (793,0)
	Age de la mère à la naissance (âge médian = 32 ans)					
< à l'âge médian	0,224*** (0,019)	0,064*** (0,016)	2,714*** (0,212)	2,066*** (0,623)	4382*** (530,6)	615 (549,1)
≥ à l'âge médian	0,166** (0,038)	0,006 (0,016)	1,907*** (0,208)	0,114 (0,611)	4689*** (516,9)	892* (536,6)
Différence	-0,058** (0,027)	-0,058*** (0,022)	-0,807*** (0,296)	-1,952** (0,872)	307 (740,0)	277 (766,9)
	Salariée du secteur public					
Non	0,200*** (0,014)	0,035*** (0,012)	2,327*** (0,151)	1,012** (0,443)	4522*** (375,7)	622 (389,5)
Oui	0,087** (0,149)	0,017 (0,027)	1,515** (0,788)	0,952 (10,438)	3995** (1985,9)	2198 (2039,4)
Différence	-0,113*** (0,040)	-0,018 (0,030)	-0,812 (3,252)	-0,060 (2,361)	-527 (2020,4)	1576 (2075,6)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir la caractéristique considérée avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 17,4 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant et de 22,8 pp. pour celles ayant donné naissance à un enfant de rang 3 ou de rang supérieur. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 5,4 pp.

Si l'on distingue les effets de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur la situation d'emploi des mères selon leur niveau de revenus (tableau **10**), nous observons des effets positifs et significatifs à court terme essentiellement chez les mères dont les revenus sont inférieurs au revenu médian. Là encore, il importe de rappeler que les effets sur le revenu ne tiennent pas compte des dépenses supplémentaires engendrées par le recours à un mode de garde. L'effet positif sur l'emploi pour Q1 et Q2 est en effet trois fois plus élevé que pour Q3 alors qu'il est non significatif pour Q4. Ce sont donc les mères les moins bien rémunérées qui sont davantage retournées en emploi suite à l'entrée en vigueur de la PreParE, la troisième année après la naissance. Pour ces mères, l'absence d'indemnisation rend probablement trop coûteuse la poursuite d'un congé parental non indemnisé la troisième année. Pour les mères des quartiles supérieurs, la question de l'indemnisation la troisième année apparaît en revanche moins cruciale. L'arrêt de l'indemnisation de 400 euros mensuels la troisième année ne suffit ainsi pas à les inciter à retourner en emploi, dans la mesure où cette indemnisation est particulièrement faible.

A moyen terme, la réforme a également favorisé le retour vers l'emploi des mères dont les revenus sont inférieurs au revenu médian. Une partie d'entre elle ne serait en effet pas retournée en emploi après les trois ans de congé, en l'absence de réforme. Le tableau **A4** montre effectivement une influence positive et significative du niveau de revenus des mères non concernées par la réforme sur leur probabilité d'être en emploi entre le 3^{ème} et 6^{ème} anniversaire de leur enfant. Pour les mères appartenant à Q4, comme la réforme n'a pas modifié leur comportement à court terme, il est logique de ne pas observer d'effet sur leur probabilité de retour à l'emploi à moyen terme. Concernant celles appartenant à Q3, nous constatons que, bien que la réforme ait conduit certaines d'entre elles à interrompre leur activité deux ans plutôt que trois, cela n'a pas entraîné une hausse de leur probabilité d'emploi à moyen terme. En effet, ces mères sont très peu enclines à quitter le marché du travail même après la prise d'un congé parental de 3 ans.

Si nous montrons que la décision de retourner en emploi à court et à moyen termes dépend du revenu de la mère, il est clair que le revenu du ménage dans son ensemble doit aussi être considéré. C'est en effet la situation du ménage, plus que du seul parent concerné, qui conduit vraisemblablement à la décision de retourner ou non en emploi à la fin des deux années indemnisées. C'est ce que nous vérifions dans les tableaux **11** et **12**.

Les effets sur les revenus sont légèrement différents dans le sens où ils concernent toutes les mères quel que soit leur niveau de revenu antérieur et ne sont visibles qu'à court terme. Pour les mères des trois premiers quartiles, les effets positifs sur le retour à en emploi à court terme expliquent la perception de revenus plus élevés en moyenne. Concernant les mères du dernier quartile, nous constatons que la réforme a contribué à une hausse de leurs revenus au cours de la 3^{ème} année après la naissance alors que cette réforme n'a eu aucun effet significatif sur leur retour en emploi. Les revenus perçus par ces mères sont en effet suffisamment élevés pour que le retour en emploi de seulement quelques-unes permette d'obtenir un effet positif et significatif de la réforme sur leurs revenus.

Tableau 10 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus qu'elles ont perçus en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
<i>Quartiles :</i>						
Q1]0€ - 11819€]	0,257*** (0,029)	0,059** (0,027)	2,642*** (0,255)	0,930 (0,765)	3777*** (605,8)	46 (633,2)
Q2]11819€ - 18388€]	0,278*** (0,021)	0,039** (0,016)	3,443*** (0,223)	1,881*** (0,670)	5367*** (528,7)	820 (553,5)
Q3]18388€ - 24378€]	0,084*** (0,019)	0,021 (0,014)	1,242*** (0,258)	0,639 (0,773)	3328*** (611,8)	341 (640,1)
Q4 >24378€	0,032 (0,049)	-0,032 (0,045)	0,241 (0,606)	-1,549 (1,818)	3823*** (1412,7)	83 (1483,4)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,052 (0,052)	-0,053 (0,047)	-1,001 (0,660)	-2,188 (1,978)	495 (1541,3)	-258 (1617,5)
Q4-Q2	-0,246*** (0,053)	-0,071 (0,048)	-3,202*** (0,646)	-3,430* (1,936)	1544 (1507,0)	-737 (1581,9)
Q4-Q1	-0,225*** (0,057)	-0,091* (0,052)	-2,401*** (0,658)	-2,479 (1,972)	46 (1536,5)	37 (1612,0)
Q3-Q2	-0,194*** (0,028)	-0,018 (0,022)	-2,201*** (0,341)	-1,242 (1,022)	-2039*** (808,4)	-479 (846,1)
Q3-Q1	-0,173*** (0,018)	-0,037 (0,031)	-1,400*** (0,363)	-0,291 (1,088)	-449 (860,9)	295 (900,3)
Q2-Q1	0,021 (0,036)	-0,020 (0,016)	0,801** (0,339)	0,951 (1,017)	1590** (803,6)	774 (840,7)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 25,7 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au premier quartile et de 27,8 pp. pour celles appartenant au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 2,1 pp.

Les tableaux **11** et **12** présentent les résultats des effets de la réforme sur l'emploi et les revenus des mères selon, d'une part, le niveau de revenu du père (tableau **11**) et, d'autre part, le niveau de revenu du ménage (tableau **12**). Les résultats sont très similaires et assez proches de ceux sur l'effet selon les revenus des mères.

A court terme, plus leur conjoint et leur ménage gagnent des revenus élevés, moins la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a d'effet sur la probabilité des mères d'être en emploi et sur leur expérience professionnelle accumulée au cours de la troisième année suivant la naissance. On retrouve donc dans ces tableaux l'effet plus fort de la réforme sur le retour à l'emploi des mères des ménages les moins aisés, qui ne peuvent pas se permettre de rester en congé parental la troisième année sans percevoir d'indemnisation. D'une manière générale, la décision de retourner en emploi à court terme est donc fortement influencée par le revenu du ménage ou du conjoint. Cela vient confirmer l'importance du coût d'opportunité à interrompre sa carrière pour le parent concerné dans les arbitrages qui sont effectués. Pouvoir subvenir aux besoins familiaux avec le seul revenu du conjoint rend le fait de ne pas revenir sur le marché du travail moins « coûteux » pour le parent en congé parental.

A moyen terme, ce sont les mères dont les conjoints sont les moins rémunérés (Q1) et celles appartenant aux ménages les plus modestes (Q1) pour lesquelles subsiste un effet positif sur l'emploi, l'expérience professionnelle accumulée et les revenus. C'est en effet au sein des ménages les plus modestes que, avant la réforme, les mères avaient la probabilité la plus faible d'être en emploi après le 3^{ème} anniversaire de l'enfant (cf. tableau **A4**). La réforme, en réduisant la durée du congé parental pris à temps plein ou à temps partiel d'une année, a ainsi contribué à améliorer leur probabilité d'être en emploi à moyen terme.

Tableau 11 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
<i>Quartiles :</i>						
Q1 [0€ - 17057€]	0,293*** (0,031)	0,097*** (0,026)	3,116*** (0,307)	2,301** (0,903)	5645*** (768,3)	1702** (797,2)
Q2]17057€ - 22886€]	0,221*** (0,024)	0,018 (0,018)	2,663*** (0,267)	1,009 (0,784)	4185*** (670,0)	207 (693,8)
Q3]22886€ - 31304€]	0,147*** (0,023)	0,021 (0,019)	1,866*** (0,271)	0,980 (0,798)	4235*** (680,6)	446 (703,6)
Q4 >31304€	0,098*** (0,032)	-0,0003 (0,029)	1,305*** (0,354)	-0,578 (1,040)	4068*** (878,7)	765 (910,7)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,049 (0,039)	-0,021 (0,034)	-0,561 (0,443)	-1,558 (1,303)	-167 (1111,3)	319 (1150,7)
Q4-Q2	-0,123*** (0,040)	-0,018 (0,034)	-1,358*** (0,443)	-1,587 (1,303)	-117 (1105,7)	558 (1145,6)
Q4-Q1	-0,195*** (0,044)	-0,097** (0,039)	-1,811*** (0,468)	-2,879** (1,377)	-1577 (1167,2)	-937 (1210,5)
Q3-Q2	-0,074** (0,033)	0,003 (0,026)	-0,797** (0,380)	-0,029 (1,119)	50 (955,3)	239 (988,3)
Q3-Q1	-0,146*** (0,039)	-0,076** (0,032)	-1,250*** (0,410)	-1,321 (1,205)	-1410 (1026,2)	-1256 (1063,1)
Q2-Q1	-0,072* (0,039)	-0,079** (0,032)	-0,453 (0,407)	-1,292 (1,196)	-1460 (1019,4)	-1495 (797,2)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 29,3 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères dont les revenus perçus par le conjoint en 2014 appartiennent au premier quartile et de 22,1 pp. pour celles dont les revenus du conjoint appartiennent au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -7,2 pp.

Tableau 12 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
<i>Quartiles :</i>						
Q1 [0€ - 33248€]	0,335*** (0,097)	0,082*** (0,023)	3,636*** (0,254)	2,180*** (0,755)	5126*** (636,5)	1134* (661,6)
Q2]33248€ - 42743€]	0,198*** (0,022)	0,031* (0,017)	2,502*** (0,248)	1,219* (0,735)	4724*** (620,3)	407 (643,6)
Q3]42743€ - 55910€]	0,112*** (0,023)	0,027 (0,019)	1,366*** (0,288)	1,032 (0,854)	2911*** (720,6)	-60 (748,9)
Q4 >55910€	0,062 (0,040)	-0,028 (0,036)	0,807** (0,446)	-1,458 (1,323)	4458*** (1099,1)	690 (1142,8)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,050 (0,046)	-0,055 (0,041)	-0,479 (0,531)	-2,490 (1,575)	1547 (1314,3)	750 (1366,6)
Q4-Q2	-0,136*** (0,046)	-0,059 (0,040)	-1,614*** (0,509)	-2,677* (1,512)	-266 (1261,2)	283 (1310,8)
Q4-Q1	-0,273*** (0,048)	-0,110*** (0,043)	-2,749*** (0,514)	-3,638** (1,525)	-668 (1271,6)	-444 (1322,0)
Q3-Q2	-0,086*** (0,032)	-0,003 (0,025)	-1,136*** (0,380)	-0,187 (1,127)	-1813** (950,8)	-467 (987,5)
Q3-Q1	-0,223*** (0,036)	-0,054* (0,030)	-2,270*** (0,385)	-1,148 (1,141)	-2215** (961,8)	-1194 (999,7)
Q2-Q1	-0,137*** (0,035)	-0,051* (0,029)	-1,134*** (0,355)	-0,961 (1,053)	-402 (888,7)	-727 (922,9)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère et revenus d'activité perçus par la mère en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 33,5 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères dont les revenus du ménage perçus en 2014 appartiennent au premier quartile et de 19,8 pp. pour celles dont les revenus du ménage appartiennent au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -13,7 pp.

3.2.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail

Les deux derniers tableaux **13** et **14** présentent les effets de la réforme selon les caractéristiques contextuelles déjà analysées précédemment : la disponibilité des modes de garde et le taux de chômage de la zone d'emploi à laquelle appartient la commune de résidence.

L'effet de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur la probabilité des mères d'être en emploi à court terme n'apparaît pas comme étant fortement influencée par le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de trois ans (tableau **13**). Seules les mères des communes les mieux dotées en termes de modes de garde semblent avoir été moins impactées par la réforme que celles habitant dans les communes les moins bien dotées. Les premières voient leur probabilité de retour en emploi augmenter de 13,6 pp. et leur nombre de mois en emploi s'accroître de 1,8 mois, tandis que les secondes voient leur probabilité de retour à l'emploi augmenter de 22,2 pp. et leur nombre de mois en emploi s'accroître de 2,6 mois. Malgré un taux de couverture élevé, on peut penser qu'il existe, au sein de ces communes, un nombre de places disponibles plus restreint que dans les autres communes à la fin de la durée de perception de la PreParE. C'est en effet dans ces communes que les mères recourent le moins à un congé parental à temps plein et, à l'inverse, le plus à un congé parental à temps partiel (cf. tableau **6**). Par conséquent, il y a davantage de mères ayant sollicité un mode de garde dès la fin de leur congé maternité engendrant finalement un risque plus élevé de saturation de l'offre des modes de garde au cours de la troisième année après la naissance (les enfants ne pouvant pas encore être scolarisés au cours de cette période). Au final, au sein des communes les mieux dotées en modes de garde, il se pourrait que les sortantes de la PreParE se trouvent paradoxalement confrontées à de plus grandes difficultés dans leur recherche d'un mode de garde ce qui réduit leur probabilité d'être en emploi à court terme comparativement aux mères appartenant à des communes moins bien dotées en modes de garde.

L'absence d'effets différenciés à moyen terme du taux de couverture sur la situation d'emploi peut s'expliquer par le fait qu'au-delà des trois ans de l'enfant, l'offre locale de mode de garde n'est plus un avantage ni un désavantage. En effet, passé cet âge, les problématiques de garde ne sont plus une préoccupation majeure pour la grande majorité des familles puisque les enfants sont scolarisés. Il n'y a donc pas de raison d'observer d'importants effets différenciés en fonction de l'offre des communes. Le tableau **A4** en annexe montre en effet que le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes de garde n'a aucune

influence sur la probabilité qu'ont les mères d'être en emploi au-delà du troisième anniversaire de l'enfant.

Les effets de la réforme sur les revenus ultérieurs suivent une logique très similaire à celle observée pour la situation d'emploi, lorsque l'on examine les effets différenciés selon le taux de couverture de la commune. En effet, l'augmentation la plus forte est observée pour les mères résidant dans les communes où le taux de couverture est le plus faible. Il tend à diminuer à mesure que l'on considère des quartiles de communes avec des taux de couverture plus élevés. De façon mécanique, l'effet mesuré sur les revenus semble d'autant plus fort que ne l'est initialement celui sur le retour à l'emploi et le nombre de mois travaillés. L'écart est de plus de 5 000 euros pour les mères situées dans des communes où le taux de couverture est parmi les plus faibles et descend à environ 3 000 euros pour celles dans les communes où le taux est parmi les plus élevés. Il convient également de noter que comme pour les effets sur l'emploi, les effets sur le revenu ne sont pas mis en évidence à moyen terme. On n'observe un effet que pour les communes du Q1 sans que celui soit vraiment interprétable.

Les résultats sur les effets de la réforme sur l'emploi et les revenus des mères selon le taux de chômage de leur zone d'emploi sont présentés dans le tableau **14**. Nous observons des effets positifs et significatifs sur l'emploi à moyen terme des mères vivant dans les zones d'emploi où le chômage est faible (Q1) ainsi que sur celui des mères vivant, au contraire, dans les zones d'emploi où le chômage est élevé (Q4). En d'autres termes, il existe, dans ces zones, des mères pour lesquelles le renoncement à une troisième année de congé parental indemnisé les a incitées à retourner en emploi au bout de deux ans alors qu'elles ne l'auraient pas fait au bout de trois. Ces effets positifs observés à moyen terme sont en lien avec l'effet relativement fort de la réforme sur la probabilité d'emploi à court terme des mères habitant dans ces zones. L'effet important observé pour Q1 peut assez logiquement s'expliquer par le fait que de bonnes conditions locales du marché du travail favorisent le retour en emploi des mères concernées par la réforme. L'effet également élevé concernant Q4 peut quant à lui s'expliquer par la plus forte crainte de perdre son emploi dans des zones où le chômage est particulièrement élevé. Si les mères sortant de la PreParE considèrent qu'il peut être mal vu par leur employeur de rester en congé parental malgré l'absence d'indemnité, alors elles seront incitées davantage à retourner travailler dans les zones d'emploi où le risque de chômage est important.

Tableau 13 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
<i>Quartiles :</i>						
Q1 [0% - 42,2%]	0,222*** (0,031)	0,020 (0,026)	2,652*** (0,330)	1,416 (0,982)	5455*** (824,1)	1060 (855,7)
Q2]42,2% - 60,6%]	0,221*** (0,024)	0,059*** (0,020)	2,563*** (0,264)	1,810** (0,776)	4703*** (660,2)	274 (684,3)
Q3]60,6% - 80,2%]	0,186*** (0,026)	0,028 (0,022)	2,096*** (0,290)	0,796 (0,864)	4686*** (718,8)	1240* (742,0)
Q4 >80,2%	0,136*** (0,028)	0,020 (0,023)	1,783*** (0,321)	-0,302 (0,912)	3201*** (801,7)	473 (829,0)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,050 (0,038)	-0,008 (0,032)	-0,313 (0,432)	-1,098 (1,255)	-1485 (1076,1)	-767 (1111,1)
Q4-Q2	-0,085** (0,037)	-0,039 (0,031)	-0,780* (0,415)	-2,112* (1,198)	-1502 (1038,6)	199 (1075,0)
Q4-Q1	-0,086** (0,042)	0,000 (0,035)	-0,869* (0,460)	-1,718 (1,341)	-2253** (1150,0)	-587 (1191,6)
Q3-Q2	-0,035 (0,036)	-0,031 (0,030)	-0,467 (0,392)	-1,014 (1,161)	-17 (975,9)	966 (1013,0)
Q3-Q1	-0,036 (0,041)	-0,008 (0,034)	-0,556 (0,439)	-0,620 (1,308)	-769 (1093,7)	1155 (2380,9)
Q2-Q1	-0,001 (0,040)	0,039 (0,033)	-0,089 (0,423)	0,394 (1,253)	-752 (1056,5)	180 (1135,9)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 22,2 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au premier quartile. Cet effet est de 22,1 pp. pour celles dont le taux de couverture de la commune appartient au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -0,1 pp.

Tableau 14 : : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'emploi et les revenus des mères, à court et moyen terme, selon le taux de chômage pondéré de la zone d'emploi (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nombre de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
<i>Quartiles :</i>						
Q1 [0% - 12,1%]	0,203*** (0,026)	0,064*** (0,021)	2,631*** (0,291)	2,162*** (0,839)	5054*** (724,7)	1008 (755,1)
Q2]12,1% - 13,5%]	0,185*** (0,027)	0,015 (0,022)	2,012*** (0,300)	0,696 (0,870)	4017*** (750,7)	663 (777,6)
Q3]13,5% - 14,9%]	0,157*** (0,029)	0,020 (0,024)	1,795*** (0,308)	-0,107 (0,927)	4680*** (766,6)	1365* (792,5)
Q4 >14,9%	0,233*** (0,028)	0,042* (0,023)	2,744*** (0,295)	1,423* (0,877)	4506*** (735,6)	-19 (762,0)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	0,076** (0,040)	0,022 (0,034)	0,949** (0,426)	1,530 (1,277)	-174 (1062,6)	-1384 (1099,6)
Q4-Q2	0,048 (0,039)	0,027 (0,032)	0,732* (0,421)	0,726 (1,236)	489 (1051,0)	-682 (1088,7)
Q4-Q1	0,030 (0,038)	-0,022 (0,032)	0,113 (0,414)	-0,740 (1,214)	-548 (1032,6)	-1027 (1072,7)
Q3-Q2	-0,028 (0,039)	0,005 (0,033)	0,217 (0,431)	-0,803 (1,271)	662 (1073,2)	702 (1110,6)
Q3-Q1	-0,046 (0,039)	-0,044 (0,032)	-0,836** (0,424)	-2,269* (1,250)	-374 (1054,7)	357 (1094,4)
Q2-Q1	-0,018 (0,026)	-0,049 (0,022)	-0,619 (0,418)	-1,466 (1,208)	-1036 (1042,9)	-345 (1083,3)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme (période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance). MT désigne le moyen terme (période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance). Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Pour la probabilité d'être en emploi, un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 20,3 pp. la probabilité de retourner en emploi entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance pour les mères dont le taux de chômage de la zone d'emploi appartient au premier quartile. Cet effet est de 18,5 pp. pour celles dont le taux de chômage appartient au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -1,8 pp.

3.3. Un recours accru aux modes de garde formels mais également informels suite à la réforme

La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental suite à l'entrée en vigueur de la PreParE a incité un certain nombre de mères à retourner en emploi au deuxième anniversaire de leur enfant plutôt qu'à son troisième. Or, à cet âge, leur enfant n'est pas encore scolarisé ce qui pose la question de son mode de garde. L'objectif de cette sous-section est donc d'évaluer dans quelle mesure l'entrée en vigueur de la PreParE a pu influencer le taux de recours à un mode garde formel (hors crèche) au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance. Comme précisé antérieurement, les données produites par la CNAF permettent de connaître le recours des familles aux seuls modes de garde donnant droit au Cmg, c'est-à-dire les assistantes maternelles agréées, les gardes à domicile et certains types de structure de garde collective (associations, entreprises agréées, micro-crèches). Le recours à une crèche n'est donc pas observable à partir de ces données

Comme dans les analyses précédentes, nous examinons, dans un premier temps, l'effet en considérant l'ensemble des mères (section 3.3.1). Dans un deuxième temps, nous comparons cet effet, d'une part, selon certaines caractéristiques des mères et de leur ménage (section 3.3.2), et, d'autre part, selon le contexte local en termes de taux de couverture des modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans de la commune de résidence et le taux de chômage de la zone d'emploi (section 3.3.3).

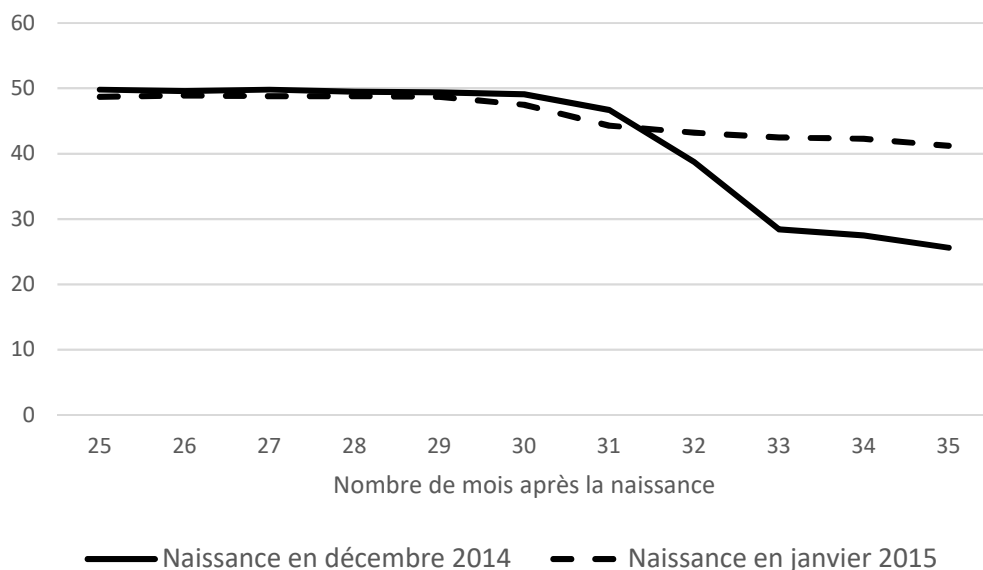
3.3.1. Effet global

Le tableau **15** présente l'effet de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental pris à taux plein ou à taux partiel sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les effets ITT et LATE sont distingués et, pour chacun de ces types d'effets, nous estimons deux modèles différents : le modèle (1) dans lequel aucune caractéristique de la mère et de son ménage n'est prise en compte et le modèle (2) dans lequel l'effet de certaines de ces caractéristiques est contrôlé. Pour la suite des résultats, à partir du tableau **17**, seuls les effets LATE sont présentés. Les effets ITT correspondants sont disponibles en annexe dans les tableaux **A11**, **A12** et **A13**. Le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance

correspond précisément à la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance.

Comme déjà évoqué dans la section 2.2.2, pour obtenir une évaluation non biaisée de l'entrée en vigueur de la PreParE sur la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance, il est nécessaire que le mois de naissance de l'enfant (janvier *vs.* décembre) n'influence pas cette probabilité. Pour tenir compte de ces éventuels effets saisonniers, il faudrait idéalement pouvoir comparer le taux de recours au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance entre les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2014 et celles ayant donné naissance en décembre 2013, c'est-à-dire aux mêmes mois mais au cours d'une période non concernée par la réforme. Malheureusement, les données mises à disposition par la CNAF ne permettent pas une telle comparaison. Néanmoins, étant donné que la réforme ne semble pas avoir significativement modifié le comportement des mères qui ne recouraient déjà pas au congé parental avant la réforme (Périver et Verdugo, 2021), il est possible d'examiner si le mois de naissance influence le recours au Cmg en considérant spécifiquement cette population de mères. Le graphique 3 ci-dessous compare ainsi le taux de recours au Cmg entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance parmi les mères n'ayant pas du tout été en congé parental à taux plein ou partiel après la naissance de leur deuxième enfant ou plus, selon que cette naissance est survenue en janvier 2015 ou en décembre 2014. Nous constatons que le taux de recours au Cmg est similaire durant les premiers mois qui suivent le deuxième anniversaire de l'enfant. Toutefois, pour les mères ayant donné naissance en décembre 2014, ce taux chute durant les 32^{ème} (août 2017) et 33^{ème} (septembre 2017) mois, révélant qu'une part importante de ces mères abandonnent leur mode de garde à l'approche ou au moment de l'entrée à l'école maternelle de leur enfant (scolarisation qui arrive une année plus tard pour les enfants nés en janvier 2015). En d'autres termes, le mois de naissance de l'enfant ne semble pas impacter significativement la probabilité de recourir au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance ce que confirme la non significativité de l'effet « placebo » présenté dans la dernière colonne du tableau **15**. Le mois de naissance de l'enfant influence seulement le nombre de mois durant lesquels les familles recourent à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de cette troisième année.

Graphique 3 : Taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance parmi les mères n’ayant pas recouru à un congé parental à temps plein ou à temps partiel



Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Les résultats présentés dans les deux premières colonnes du tableau **15** mettent en évidence un effet positif et significatif de l’entrée en vigueur de la PreParE sur le recours au Cmg au cours de l’année concernée par la suppression de l’indemnisation. La proportion de mères recourant au Cmg au cours de cette période est supérieure de 3,4 pp. par rapport à celles ayant donné naissance en janvier 2015 que parmi celles ayant donné naissance en décembre 2014. En effet, la probabilité des mères ayant dû renoncer à une 3^{ème} année de congé parental indemnisé de recourir au Cmg au cours de cette période est supérieure de 10,6 pp. à celle des mères n’ayant pas été contraintes d’y renoncer.

Tableau 15 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la troisième année après la naissance

	Probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg		
	Modèle (1)	Modèle (2)	Placebo
ITT	0,034*** (0,005)	0,034*** (0,006)	-0,010 (0,008)
LATE	0,106*** (0,017)	0,100*** (0,016)	-

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : ITT (*intention-to-treat*) mesure l'effet de l'intention de traiter c'est-à-dire l'effet sur la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg de donner naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 plutôt qu'en décembre 2014. Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* et l'effet présenté correspond à l'effet marginal (calculé au point moyen dans le cas du modèle (2)). LATE (*local average treatment effect*) mesure l'effet de la réforme uniquement au sein de la population de mères ayant effectivement renoncé à une troisième année indemnisée de congé parental (*compliers*). Il est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet « placebo » consiste à comparer le taux de recours au Cmg au cours de la 3^{ème} après la naissance entre les mères n'ayant pas du tout pris de congé parental à taux plein ou partiel selon qu'elles ont donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 ou en décembre 2014.

Dans le modèle (1), aucune caractéristique de la mère, de son enfant ou de son ménage n'est prise en compte. Dans le modèle (2), les caractéristiques suivantes sont prises en compte : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance est de 3,4 pp. plus élevée chez les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que chez celles ayant donné naissance en décembre 2014. Les mères ayant dû renoncer à une troisième année de congé parental indemnisé à taux plein ou à taux partiel ont une probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg plus élevée de 10,6 pp. par rapport à celle des mères n'ayant pas dû y renoncer.

Néanmoins, cette augmentation du taux de recours au Cmg est presque deux fois moins importante que l'augmentation de la probabilité d'emploi des mères à court terme (cf. tableau 8). Il existe donc un nombre important de mères qui retournent en emploi dès la fin de la perception de la PreParE sans disposer d'un mode d'accueil formel ouvrant droit au Cmg pour leur enfant. Trois principaux cas de figure sont alors envisageables.

Premièrement, les parents peuvent faire garder leur enfant dans une crèche, mode de garde formel qui n'ouvre pas droit au Cmg et que nous ne pouvons donc pas identifier dans nos données. Toutefois, le HCFEA (2019, p.199) estime que l'accès à une place en crèche est pratiquement impossible pour des enfants âgés d'au moins deux ans. Il reste cependant possible que certains parents puissent profiter d'une place en crèche à ce moment-là s'ils ont déjà commencé à faire garder leur enfant quelques heures par semaine dans une crèche pendant leur congé parental indemnisé et demandent alors une simple augmentation des heures de garde à cette structure, leur permettant de reprendre leur reprise d'activité. D'après les résultats de

l'enquête *Emblème* de la CNAF, il semblerait en effet qu'environ 20% des familles percevant la PreParE à taux plein utilisent une crèche comme mode de garde complémentaire pendant le congé (Laporte, 2019).

Deuxièmement, les parents peuvent opter pour un mode de garde informel (famille, amis, voisins...) à la fin de l'indemnisation s'ils sont tous deux à nouveau en emploi. Compte tenu de l'ampleur de l'écart entre l'effet de la réforme sur le retour en emploi et sur le recours au Cmg et du nombre a priori limité de places en crèche aux deux ans de l'enfant, il est probable que cette deuxième option soit relativement répandue. L'exploitation de l'enquête *Modes de garde et d'accueil des jeunes enfants* réalisée par la Drees révèle en effet que ce mode de garde est fréquent pour les enfants non encore scolarisés puisque 35% d'entre eux sont gardés par leurs parents eux-mêmes et 7% par des personnes extérieures, notamment les grands parents (Francou *et al.*, 2017). Le choix de ce mode de garde dépend, non seulement des préférences des familles et de leurs revenus, mais également de différents paramètres qui conditionnent sa disponibilité et sa durée de mobilisation. Plusieurs études montrent ainsi que les familles nombreuses ainsi que celles dont les parents sont peu diplômés ou appartenant à des catégories socioprofessionnelles populaires privilégient davantage la garde informelle. A l'inverse, les familles dans lesquelles les parents sont cadres ou profession intermédiaire recourent davantage à des modes d'accueil collectif comme les crèches (Francou *et al.*, 2017). Les caractéristiques de l'emploi occupé peuvent également influencer le recours à un mode de garde informel. Il peut, par exemple, être facilité au sein d'emplois avec des horaires atypiques (par exemple, le travail de nuit) ou se caractérisant par une présence sur le lieu de travail réduite (enseignants, professions concernées par le télétravail...). Enfin, si le temps de travail de l'emploi occupé n'est pas compatible avec la mobilisation d'un mode de garde informel, certaines mères peuvent décider de réduire leur offre de travail afin de le rendre compatible.

Troisièmement, dans le cas spécifique où le choix d'un mode de garde se pose après les deux ans de l'enfant (comme pour les mères à la fin de la durée de perception de la PreParE), une autre possibilité de « garde » doit également être mentionnée à savoir la scolarisation à deux ans. Cette possibilité peut d'ailleurs jouer sur la mobilisation d'une garde informelle au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance, le temps que l'enfant entre à l'école maternelle. Dans notre analyse, le retour en emploi des mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 et qui percevaient la PreParE à taux plein jusqu'en décembre 2016 peut être facilité par la possibilité de faire scolariser leur enfant en septembre 2017 plutôt qu'en septembre 2018. Cette durée plus courte entre la fin de la perception de la PreParE et l'entrée à

l'école maternelle (8 mois au lieu d'un an et 8 mois) peut permettre, pour certaines familles, de recourir plus facilement à une garde informelle au cours de cette période.

Cette scolarisation à deux ans est plus fréquente au sein des quartiers prioritaires de la politique de la ville (QPV) car des mesures spécifiques sont mises en place par l'Etat pour l'encourager afin de réduire les inégalités scolaires. En effet, à la rentrée scolaire de 2016, le taux de scolarisation précoce s'élevait à 20,9% au sein de ces quartiers contre 11,9% à l'échelle nationale. Le tableau **16** compare ainsi l'effet de la réforme sur le taux de recours au Cmg et l'emploi à court terme selon la présence ou non d'au moins un QPV au sein de la commune de résidence³⁹. Alors que la réforme a significativement davantage augmenté la probabilité d'emploi des mères vivant dans des communes avec au moins un QPV, elle ne s'est en revanche pas traduite par un taux de recours plus important de ces mères au Cmg au cours de cette période. C'est donc plus particulièrement au sein des communes avec au moins un QPV que les mères retournent en emploi sans recourir au Cmg. Outre, la probabilité plus élevée de pouvoir scolariser son enfant à deux ans au sein de ces communes, il existe d'autres explications de cette singularité : revenus plus faibles rendant plus difficile le financement d'un mode de garde formel, caractère plus urbain de ces communes... Néanmoins, si l'on estime les déterminants de la probabilité de recourir au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance en considérant les seules mères concernées par la réforme et en congé parental à temps plein en décembre 2016, nous trouvons que cette probabilité est significativement plus faible chez les mères habitant dans une commune avec au moins un QPV. Plus précisément, notamment à revenus de la mère et du ménage équivalents, cette probabilité est inférieure de 15,4 pp. à celle des mères vivant dans des communes sans QPV. Par conséquent, la possibilité de scolarisation plus précoce au sein des QPV contribue à expliquer (au moins en partie) le plus faible taux de recours au Cmg au sein de ces communes malgré un retour en emploi des mères très important.

Comme il est important de comparer l'effet de la réforme sur le recours au Cmg et son effet sur le retour à l'emploi des mères à court terme, nous présentons systématiquement ces deux effets dans les différents tableaux qui suivent.

³⁹ Le code Insee de la commune de résidence disponible dans les données permet de les enrichir avec la proportion des habitants de la commune de résidence vivant dans un QPV. Cette proportion concerne l'année 2018. Dans notre échantillon d'étude, 41,1% des familles vivent au sein d'une commune ayant au moins un QPV.

Tableau 16 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg et la probabilité d'emploi des mères au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon la présence de quartiers prioritaires de la politique de la ville (QPV)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi
	Présence d'un quartier prioritaire	
Non	0,124*** (0,030)	0,161*** (0,015)
Oui	0,042 (0,024)	0,278*** (0,023)
Différence	-0,082** (0,035)	-0,117*** (0,028)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 12,4 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance après la naissance pour les mères vivant dans une commune sans QPV et de 4,2 pp. pour celles vivant dans une commune avec au moins un QPV. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -8,2 pp.

3.3.2. Effets différenciés selon les caractéristiques de la mère et du ménage

Le tableau 17 compare l'effet de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental à taux plein ou à taux partiel sur le taux de recours au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon certaines caractéristiques des mères et de leurs enfants. Le premier constat est que, quelle que soit la catégorie de mères considérée, l'effet sur le taux de recours au Cmg est systématiquement moins important que celui sur l'emploi des mères à court terme (cf. colonne de droite). Par conséquent, pour chacune de ces catégories, une part importante des mères retourne en emploi, à l'issue de la perception de la PreParE, sans que leur enfant ne soit confié à un mode d'accueil formel ouvrant droit au Cmg. Ce phénomène apparaît néanmoins plus prononcé pour certaines catégories de mères. Alors que les mères ayant donné naissance à un enfant de rang 3 ou de rang supérieur retournent plus fréquemment en emploi que celles ayant donné naissance à un deuxième enfant, elles ne sont pourtant pas

significativement plus nombreuses à recourir au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance. Les études montrent en effet que les familles nombreuses privilégient davantage le recours à un mode de garde informel (Francou et *al.*, 2017). Cette différence peut également en partie s'expliquer par une scolarisation plus précoce de l'enfant au sein des familles nombreuses car celles-ci vivent plus fréquemment au sein de communes avec au moins un QPV (36% contre 29%). A l'inverse, les mères ayant déjà au moins un enfant de moins de 3 ans au moment de la naissance bénéficient plus souvent du Cmg que les mères dont le benjamin est âgé du plus de 3 ans alors qu'il n'existe pas de différence significative entre ces deux catégories de mères concernant leur probabilité d'emploi à court terme. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, plus l'âge du benjamin à la naissance est faible, plus il est susceptible d'avoir un mode de garde formel (ouvrant droit au Cmg) aux deux ans du nouvel enfant dont ce dernier peut alors éventuellement bénéficier. Les mères plutôt jeunes semblent également retourner plus fréquemment en emploi en bénéficiant du Cmg que les mères plus âgées. Enfin, alors que l'on observe un effet positif concernant la probabilité d'emploi à court terme des mères salariées du public, cette augmentation de l'emploi ne se traduit pas par un taux de recours au Cmg plus important. Il est ainsi possible que les mesures de conciliation vie familiale-vie professionnelle plus nombreuses offertes par le secteur public permettent un retour en emploi sans que les mères aient besoin de solliciter un mode de garde formel via le Cmg.

Tableau 17 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon certaines caractéristiques de l'enfant et de la mère

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
Rang de naissance		
Rang 2	0,102*** (0,021)	0,174*** (0,017)
Rang 3 et plus	0,096*** (0,024)	0,228*** (0,023)
Différence	-0,005 (0,032)	0,054* (0,028)
Age du benjamin à la naissance		
Au moins 3 ans	0,065*** (0,020)	0,184*** (0,017)
Moins de 3 ans	0,159*** (0,026)	0,211*** (0,023)
Différence	0,094*** (0,033)	0,027 (0,028)
Age de la mère à la naissance (âge médian = 32 ans)		
< à l'âge médian	0,166*** (0,023)	0,224*** (0,019)
≥ à l'âge médian	0,041* (0,023)	0,166** (0,038)
Différence	-0,125*** (0,032)	-0,058** (0,027)
Salariée du secteur public		
Non	0,104*** (0,016)	0,200*** (0,014)
Oui	0,035 (0,087)	0,087** (0,149)
Différence	-0,069 (0,088)	-0,113*** (0,040)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir la caractéristique considérée avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 10,2 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant et de 9,6 pp. pour celles ayant donné naissance à un enfant de rang 3 ou de rang supérieur. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -0,5 pp.

Si l'on distingue l'effet de la réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours au Cmg selon les revenus des mères (tableau **18**), nous constatons que les mères dont les revenus sont inférieurs au revenu médian sont celles qui y recourent le plus au cours de la 3^{ème} année après la naissance en lien avec leur retour en emploi plus fréquent. Parmi ces mères faiblement rémunérées, le retour en emploi de celles dont les revenus appartiennent au premier quartile semble s'effectuer moins fréquemment en lien avec le Cmg que celles dont les revenus appartiennent au deuxième quartile. En revanche, les mères du troisième quartile ne bénéficient pas davantage du Cmg alors que la réforme a contribué à ce qu'elles reviennent plus précocement en emploi. Or, parmi les mères pour lesquelles la réforme a augmenté la probabilité d'emploi à court terme, celles du troisième quartile sont les seules pour lesquelles le retour en emploi, à l'issue de la perception de la PreParE à taux plein, s'est traduit par une baisse très importante de leurs revenus. En effet, les revenus qu'elles perçoivent en 2017 sont presque 30% plus faibles à ceux qu'elles percevaient l'année avant la naissance. Cette perte de revenus importante suggère que leur retour en emploi s'est accompagné d'une réduction conséquente de leur offre de travail (passage à temps partiel) leur permettant ainsi de ne pas mobiliser un mode de garde formel via le Cmg.

Tableau 18 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance selon les revenus perçus par la mère en 2014 (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
<i>Quartiles:</i>		
Q1]0€ - 11819€]	0,162*** (0,026)	0,257*** (0,029)
Q2]11819€ - 18388€]	0,196*** (0,026)	0,278*** (0,021)
Q3]18388€ - 24378,5€]	-0,001 (0,030)	0,084*** (0,019)
Q4 >24378,5€	-0,090 (0,070)	0,032 (0,049)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	-0,089 (0,076)	-0,052 (0,052)
Q4-Q2	-0,286*** (0,074)	-0,246*** (0,053)
Q4-Q1	-0,252*** (0,074)	-0,225*** (0,057)
Q3-Q2	-0,197*** (0,039)	-0,194*** (0,028)
Q3-Q1	-0,163*** (0,039)	-0,173*** (0,018)
Q2-Q1	0,034 (0,036)	0,021 (0,036)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 16,2 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au premier quartile et de 19,6 pp. pour celles appartenant au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 3,4 pp.

Les résultats présentés dans le tableau 19 révèlent que la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental n'a pas affecté le taux de recours au Cmg de manière significativement différente selon les revenus perçus par le père. Pourtant, la réforme a d'autant plus favorisé le retour en emploi des mères que les revenus de leur conjoint sont faibles. Le

recours à une garde informelle est donc certainement plus fréquent au sein des familles où les revenus perçus par le père sont plutôt faibles.

Les effets différenciés sur le taux de recours au Cmg selon les revenus du ménage suivent exactement la même logique que celle mise en évidence selon les revenus de la mère, comme on peut le voir dans le tableau 20. En effet, c'est au sein des ménages les plus modestes (dont les revenus sont inférieurs au revenu médian) que le taux de recours au Cmg est le plus élevé en lien avec la forte hausse observée sur le retour à l'emploi des mères. En outre, les ménages les plus modestes (premier quartile) se caractérisent par un écart particulièrement important entre l'effet de la réforme sur leur probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année et leur probabilité d'être en emploi au cours de cette même période. La première probabilité augmente de 18,2 pp. alors que l'augmentation de la deuxième est plus de deux fois plus élevée, puisqu'elle s'élève à 33,5 pp.

De manière générale, le retour en emploi plus fréquent observé à court terme au sein des familles plutôt modestes et l'écart important entre retour en emploi et recours au Cmg peut renvoyer à différentes explications sans que l'on puisse réellement distinguer leur importance respective d'autant plus qu'elles sont susceptibles de se combiner.

Ces familles peuvent tout d'abord avoir des caractéristiques spécifiques les rendant plus enclines à recourir à un mode de garde informel. Premièrement, elles sont susceptibles de ne pas avoir les revenus suffisants pour financer un mode de garde formel, même en tenant compte de la perception du Cmg, ce qui les fait renoncer à cette prestation et opter pour la garde informelle. Deuxièmement, indépendamment de leur niveau de revenus, ces familles peuvent avoir des préférences plus fortes pour cette manière de faire garder les enfants. Plusieurs études montrent en effet que le recours à la garde informelle est privilégié par les parents issus de catégories socioprofessionnelles populaires, peu diplômés et plus souvent immigrés (voir, par exemple, Francou *et al.*, 2017). Troisièmement, au sein des ménages les plus modestes, les parents peuvent aussi occuper plus fréquemment des professions avec des horaires atypiques (par exemple, travail le soir ou de nuit) leur permettant de garder eux-mêmes leur enfant ou de ne solliciter que ponctuellement une garde informelle extérieure (familles, amis, voisins).

Ensuite, ces familles peuvent scolariser plus fréquemment leur enfant à deux ans dans la mesure où elles vivent plus souvent dans des communes avec des quartiers prioritaires de la politique de la ville dans lesquels l'Etat met en place des mesures facilitant la scolarisation à deux ans. 38,3% des familles dont la mère perçoit des revenus appartenant au premier quartile vivent dans ces communes et 41,1% de celles dont les revenus du ménage appartiennent également au premier quartile (contre 31,1% si l'on considère l'ensemble de l'échantillon). Là

encore, même si la scolarisation précoce n'intervient pas juste à la fin du congé parental indemnisé, une combinaison avec de la garde informelle peut avoir lieu le temps que l'enfant entre en maternelle.

Tableau 19 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
<i>Quartiles :</i>		
Q1 [0€ - 17057€]	0,102*** (0,032)	0,293*** (0,031)
Q2]17057€ - 22886€]	0,143*** (0,029)	0,221*** (0,024)
Q3]22886€ - 31304€]	0,107*** (0,030)	0,147*** (0,023)
Q4 >31304€	0,029 (0,039)	0,098*** (0,032)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	-0,078 (0,049)	-0,049 (0,039)
Q4-Q2	-0,114** (0,049)	-0,123*** (0,040)
Q4-Q1	-0,073 (0,050)	-0,195*** (0,044)
Q3-Q2	-0,036 (0,042)	-0,074** (0,033)
Q3-Q1	0,005 (0,043)	-0,146*** (0,039)
Q2-Q1	0,041 (0,043)	-0,072* (0,039)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 10,2 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères dont les revenus perçus par le conjoint en 2014 appartiennent au premier quartile et de 14,3 pp. pour celles dont les revenus du conjoint appartiennent au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 4,1 pp.

Tableau 20 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
<i>Quartiles :</i>		
Q1 [0€ - 33248€]	0,182*** (0,025)	0,335*** (0,097)
Q2]33248€ - 42743€]	0,119*** (0,028)	0,198*** (0,022)
Q3]42743€ - 55910€]	0,052 (0,032)	0,112*** (0,023)
Q4 >55910€	-0,016 (0,051)	0,062 (0,040)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	-0,068 (0,060)	-0,050 (0,046)
Q4-Q2	-0,135** (0,058)	-0,136*** (0,046)
Q4-Q1	-0,199*** (0,057)	-0,273*** (0,048)
Q3-Q2	-0,067 (0,043)	-0,086*** (0,032)
Q3-Q1	-0,130*** (0,041)	-0,223*** (0,036)
Q2-Q1	-0,063* (0,038)	-0,137*** (0,035)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note :. Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère et revenus d'activité perçus par la mère en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 18,2 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères dont les revenus du ménage perçus en 2014 appartiennent au premier quartile et de 11,9 pp. pour celles dont les revenus du ménage appartiennent au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -6,3 pp.

3.3.3. Effets différenciés selon le contexte local des modes de garde et du marché du travail

Les tableaux **21** et **22** présentent les effets de la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental suite à l'entrée en vigueur de la PreParE sur le taux de recours au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon les deux caractéristiques contextuelles déjà considérées dans les analyses précédentes. Le tableau **21** présente les effets selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans et le tableau **22** ceux selon le taux de chômage de la zone d'emploi de résidence.

Le taux de couverture de la commune de résidence ne semble pas influencer de manière significative la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Comme déjà évoqué, cela suggère que ce taux de couverture ne reflète qu'imparfaitement les conditions de l'offre de modes de garde lorsque les familles souhaitent faire garder leur enfant à la fin de la perception de la PreParE, c'est-à-dire lorsqu'il est déjà âgé de deux ans. En effet, une part importante des modes de garde existant dans la commune a déjà été sollicitée par les familles ne recourant pas à un congé parental à taux plein et, dans une moindre mesure, par celles recourant à un congé parental à taux partiel. Le faible effet de la réforme sur le taux de recours au Cmg au sein des communes pourtant les mieux dotées en modes de garde confirme ce phénomène.

Comme pour le taux de couverture, il n'existe pas d'effets différenciés significatifs de la réforme sur le taux de recours au Cmg selon le taux de chômage de la zone d'emploi dans laquelle les mères résident. On peut toutefois noter que le retour en emploi semble s'effectuer plus fréquemment sans mode de garde formel ouvrant droit au Cmg au sein des zones d'emploi dans lesquelles le chômage est faible (Q1) ainsi qu'au sein de celles où, au contraire, le chômage est élevé (Q4). En effet, dans les deux cas, l'écart entre l'effet de la réforme sur l'emploi et celui sur la probabilité de percevoir le Cmg avoisine les 14 pp.

Tableau 21 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
<i>Quartiles :</i>		
Q1 [0% - 42,2%]	0,117*** (0,035)	0,222*** (0,031)
Q2]42,2% - 60,6%]	0,101*** (0,028)	0,221*** (0,024)
Q3]60,6% - 80,2%]	0,105*** (0,031)	0,186*** (0,026)
Q4 >80,2%	0,072** (0,034)	0,136*** (0,028)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	-0,033 (0,046)	-0,050 (0,038)
Q4-Q2	-0,029 (0,044)	-0,085** (0,037)
Q4-Q1	-0,045 (0,049)	-0,086** (0,042)
Q3-Q2	0,004 (0,042)	-0,035 (0,036)
Q3-Q1	-0,012 (0,047)	-0,036 (0,041)
Q2-Q1	-0,016 (0,045)	-0,001 (0,040)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme c'est-à-dire la période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance. MT désigne le moyen terme c'est-à-dire la période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance. Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 11,7 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères habitant dans une commune dont le taux de couverture appartient au premier quartile. Cet effet est de 10,1 pp. pour celles habitant dans une commune dont le taux de couverture appartient au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -1,6 pp.

Tableau 22 : Effet d'une réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental sur le taux de recours à un mode de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance selon le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg	Probabilité d'être en emploi (rappel)
<i>Quartiles :</i>		
Q1 [0% - 12,1%]	0,064** (0,031)	0,203*** (0,026)
Q2]12,1% - 13,5%]	0,144*** (0,033)	0,185*** (0,027)
Q3]13,5% - 14,9%]	0,090*** (0,033)	0,157*** (0,029)
Q4 >14,9%	0,099*** (0,031)	0,233*** (0,028)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	0,009 (0,046)	0,076** (0,040)
Q4-Q2	-0,045 (0,045)	0,048 (0,039)
Q4-Q1	0,035 (0,044)	0,030 (0,038)
Q3-Q2	-0,054 (0,047)	-0,028 (0,039)
Q3-Q1	0,026 (0,046)	-0,046 (0,039)
Q2-Q1	0,080 (0,045)	-0,018 (0,026)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : CT désigne le court terme c'est-à-dire la période comprise entre le 25^{ème} et le 35^{ème} mois après la naissance. MT désigne le moyen terme c'est-à-dire la période comprise entre le 36^{ème} et le 71^{ème} mois après la naissance. Les résultats correspondent à l'effet local du traitement (LATE) qui est estimé par la méthode des doubles moindres carrés ordinaires dans laquelle le mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014) joue le rôle d'instrument. Un modèle de probabilité linéaire est estimé lors de la deuxième étape.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec une variable dichotomique reflétant le fait de ne pas recourir à un mois de congé parental indemnisé au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a contribué à augmenter de 6,4 pp. la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année après la naissance pour les mères habitant dans une zone d'emploi dont le taux de chômage appartient au premier quartile. Cete effet est de 14,4 pp. pour celles habitant dans une zone d'emploi dont le taux de chômage appartient au deuxième quartile. La différence d'effets entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 8 pp.

Conclusion

La réforme de l'indemnisation du congé parental mise en œuvre en France en 2015 avait pour objectifs affichés, d'une part, de « favoriser le retour des femmes vers l'emploi » et, d'autre part, de « modifier la répartition des responsabilités parentales au sein du couple pour qu'elle ne joue plus systématiquement en défaveur des femmes »⁴⁰. Ce rapport d'évaluation, qui se concentre sur les effets de la réforme sur les parents vivant en couple et ayant au moins deux enfants à charge, montre que la réforme a en partie atteint le premier objectif tandis qu'elle a manqué le second.

Les pères ne s'emparent pas du dispositif, alors même qu'il s'agit de la seule manière de prolonger la perception de l'indemnité après les deux premières années de l'enfant. Seule une très légère hausse du recours au congé parental indemnisé à taux partiel est visible pour les pères lors de la troisième année (de 1,4% à 2,5% soit +1,1 pp.). Cette hausse infime n'a donc pas pu amener à une modification significative de la répartition des responsabilités parentales au sein des couples, telle que souhaitée dans les motifs de la loi. Le caractère forfaitaire et le niveau particulièrement bas de l'indemnité proposée au titre du congé parental en France, associé à des normes sociales relatives à la parentalité encore très genrées, explique certainement ce constat. La faible indemnisation du congé parental n'incite pas les pères à recourir au congé indemnisé, dans la mesure où leur coût d'opportunité est en moyenne plus fort que celui des mères, en lien avec leurs plus hautes rémunérations. Les réformes dans d'autres pays, en particulier la réforme allemande de 2007, montrent qu'une indemnisation plus élevée associée à une part réservée aux pères constitue une piste de réforme susceptible d'aboutir à un investissement plus important des pères dans l'éducation des très jeunes enfants.

Au cours de la troisième année de leur enfant, compte tenu du fait que les pères ne mobilisent pas le congé, deux possibilités s'offrent finalement aux mères : retourner en emploi ou rester en congé parental sans percevoir d'indemnités. Notre analyse montre que la réduction d'un an de la durée d'indemnisation du congé parental a augmenté la probabilité de retour à l'emploi des mères concernées de 20 points de pourcentage la troisième année. Si une

⁴⁰ Extrait de l'exposé des motifs de la loi n° 2014-873 du 4 août 2014 pour l'égalité réelle entre les femmes et les hommes.

augmentation plus massive aurait pu être souhaitée, on peut considérer que la réforme a donc en partie atteint son premier objectif.

En outre, l'analyse des effets de la réforme au-delà de la troisième année de l'enfant nous permet de montrer que la réforme a amené à une réduction des effets d'éloignement de l'emploi associés aux interruptions de carrière pour les mères. Les effets positifs qui persistent sur l'emploi au-delà de la troisième année (+3,4 pp.) démontrent en effet que s'arrêter de travailler deux ans plutôt que trois favorise le retour sur le marché du travail des mères. Autrement dit, certaines mères, qui n'auraient pas repris d'emploi après trois ans de congé parental indemnisé, en reprennent un quand le congé indemnisé ne dure que deux ans. Ces mères sont à la fois celles qui avaient la probabilité la plus élevée de quitter le marché du travail suite à une interruption de carrière de 3 ans et celles pour lesquelles la réforme a eu le plus d'impact sur leur probabilité d'emploi à court terme. Il s'agit à des mères de familles nombreuses, avec des enfants en bas âge, plus jeunes que l'âge médian et dont les revenus ainsi que ceux de leur ménage sont plutôt faibles. Ces résultats différenciés selon le niveau de revenu font écho à la dimension de « segmentation sociale » du congé parental français liée à son indemnisation faible et forfaitaire. Autrement dit, ce sont les mères les moins aisées qui recouraient le plus au congé parental de 3 ans avant la réforme qui ont été le plus affectées et qui sont donc le plus retournées en emploi.

Si nos résultats montrent un accroissement du retour à l'emploi des mères à la suite de la réforme, certaines des mères ne pouvant plus prétendre à une troisième année de congé parental indemnisé sont néanmoins restées hors de l'emploi la troisième année. Notre analyse apporte un éclairage sur cette question en interrogeant le rôle des modes de garde dans le recours au congé et le retour à l'emploi. Nous montrons que le retour plus précoce en emploi des mères concernées par la réforme a fait augmenter le taux de recours aux modes de garde donnant droit au Cmg (assistante maternelle, garde à domicile, micro-crèches) de 10 points de pourcentage au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance. Néanmoins, l'effet positif de la réforme sur ce taux de recours est presque deux fois moins important que celui observé sur la probabilité d'emploi des mères à court terme. Compte tenu du fait qu'il est relativement difficile d'obtenir une place en crèche pour un enfant de deux ans (HCFEA, 2019), on peut penser qu'un nombre non négligeable de mères ont certainement eu recours à des modes de garde informels (familles, amis, voisins) au cours de la 3^{ème} année après la naissance. Cette hypothèse est renforcée par le fait que les familles dans lesquelles les mères sont le plus retournées en emploi au cours de cette 3^{ème} année (mères de familles nombreuses, avec des enfants en bas âge, plus jeunes que l'âge médian et avec des revenus faibles) correspondent à celles identifiées dans la littérature comme

ayant tendance à privilégier les modes de garde informels (voir, par exemple, Francou et al., 2017).

L'accroissement de la demande de modes de garde formels suite à la naissance montre donc l'importance, avec un congé parental plus court, de pouvoir proposer une offre adéquate de places en structures d'accueil et auprès d'assistantes maternelles, dans un contexte où l'offre de modes de garde est déjà insuffisante en France. En effet, seule la moitié des familles souhaitant recourir à un accueil collectif l'obtiennent (Boyer et Crépin, 2020). Une modification des conditions d'accès au congé parental ou de la générosité du dispositif ne doit donc pas être dissociée d'une réflexion plus large sur l'offre de modes de garde, au risque de pénaliser les familles dans des territoires où l'offre ne permet pas de choisir sereinement la façon dont l'enfant sera gardé sur ses premières années. En outre, une offre élargie de modes de garde contribuera vraisemblablement à favoriser encore davantage un retour en emploi des mères, non seulement à court terme, mais également à moyen terme.

Références bibliographiques

Afsa C. (1996), « L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation », *Recherches et Prévisions*, n°46, pp. 1-8.

Ai C. et Norton E. (2003), « Interaction Terms in Logit and Probit Models », *Economics Letters*, 80, pp. 123-129.

Allain L. et Sédillot B. (1999), « L'effet de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité des femmes », in *Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques* (dir. Majnoni D'Intignano B.), Conseil d'analyse économique, Paris, La Documentation française, pp. 177-184.

Bonnet C. et Labbé M. (1999), « L'activité des femmes après la naissance du deuxième enfant », *Recherches et Prévisions*, n°59, pp. 9-23.

Boyer D. et Crépin A. (2018), « Baromètre d'accueil du jeune enfant 2017 », *L'e-essentiel*, n°179, Cnaf.

Boyer D. et Crépin A. (2020), « Baromètre d'accueil du jeune enfant 2019 », *L'e-essentiel*, n°190, Cnaf.

Baker M. et Milligan K. (2010), « Evidence from Maternity Leave Expansions of the Impact of Maternal Care on Early Child Development », *Journal of Human Resources*, 45(1), pp. 1-32.

Carneiro P., Løken K. et Salvanes K. (2015), « A Flying Start? Maternity Leave Benefits and Long-Run Outcomes of Children », *Journal of Political Economy*, 123(2), pp. 365-412.

Chatterji P. et Markowitz S. (2005), « Does the Length of Maternity Leave Affect Maternal Health? », *Southern Economic Journal*, 72(1), pp. 16-41.

Collombet C. (2016), « Historique des congés parentaux en France. Une lente sortie du modèle de rémunération de la mère au foyer », *Revue des politiques sociales et familiales*, 122, pp. 111-122.

Collombet C. (2021), « Les dispositifs de congés parentaux et leur indemnisation en Europe : éléments de synthèse », Publication CAF, janvier 2021.

Combes P., Duranton G., Gobillon L. et S. Roux (2012), "Sorting and local wages and skill distributions in France", *Regional Science and Urban Economics*, 42(6), pp. 913-930.

Cools S., Fiva J. et Kirkebøen L. (2015), « Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents », *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), pp. 801-828.

Danzer N. et V. Lavy (2018), « Paid parental leave and children's schooling outcomes », *The Economic Journal*, 128(608), pp. 81-117.

Danzer N., Halla M., Schneeweis N. et M. Zweimüller, M. (2020), « Parental leave,(in) formal childcare and long-term child outcomes », *Journal of Human Resources*, 0619-10257R1.

Dickert-Conlin S. et Chandra A. (1999), « Taxes and the Timing of Births », *Journal of Political Economy*, 107(1), pp. 161-177.

Domingo P., Marc C. (2012), « Trajectoires professionnelles des mères : quels effets des arrêts et réductions d'activité ? », *Revue des politiques sociales et familiales*, 108(1), pp.87-96.

Dustmann C., Schönberg U. (2012), « Expansions in Maternity Leave Coverage and Children's Long-Term Outcome », *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3), pp. 190-224.

Ekberg J., Eriksson R. et Friebel G. (2013), « Parental leave – A policy evaluation of the Swedish “Daddy-Month” reform », *Journal of Public Economics*, 97, pp. 131-143.

Francou Q., Panico L; et A. Solaz (2017), « De la naissance à l'école maternelle : des parcours de mode d'accueil diversifiés », *Revue Française des Affaires Sociales*, n°2, pp. 123-147.

Gagné C. et Sanch-Maritan M. (2019), « City size and the risk of being unemployed. Job pooling vs. Job competition », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 77, pp. 222–238.

Gans J. et Leigh A. (2009), « Born on the first of July: an (un)natural experiment in birth timing », *Journal of Public Economics*, 93, pp. 246–263.

Givord P. et Marbot C. (2015), “Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies”, *Labour Economics*, 36, pp. 99-111.

Gobillon L., Magnac T. et Selod H. (2011), "The effect of location on finding a job in the Paris region", *Journal of Applied Econometrics*, 26(7), pp. 1079-1112.

Goux D. et Maurin E. (2010), “Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply”, *Labour Economics*, 17, pp. 951-962.

Guertzgen N. et Hank K. (2018), « Maternity Leave and Mothers' Long-Term Sickness Absence: Evidence From West Germany » *Demography*, 55(2), pp. 587-615.

Haut Conseil de la Famille, de l'Enfance et de l'Age (2018), « L'accueil des enfants de moins de trois ans », rapport du 10 avril.

Haut Conseil de la Famille, de l'Enfance et de l'Age (2019), « Voies de réforme des congés parentaux dans une stratégie globale d'accueil de la petite enfance », rapport, février.

Hotchkiss J.L., Robertson J.C. (2012), “Asymmetric labour force participation decisions”, *Applied Economics*, Vol.44, pp.2065–2073

Huebener, M., Kuehne D. et Spiess C. (2019): « Parental leave policies and socio-economic gaps in child development: Evidence from a substantial benefit reform using administrative data », *Labour Economics*, 61, 101754.

IGAS (2019), « Mission d'évaluation du congé parental d'éducation et de la prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE) », Rapport, avril.

Joseph O., Pailhé, A., Recotillet, I., et A. Solaz, (2013), « The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform », *Labour Economics*, 25, 63-75.

Koslowski, A., Blum, S., Dobrotić, I., Kaufman, G. et Moss, P. (2021), *17th International Review of Leave Policies and Related Research 2021*. DOI: 10.18445/20210817-144100-0.

Lalive R., Schlosser A., Steinhaeur A. et Zweimüller S. (2014), « Parental Leave and Mothers' Careers: The Relative Importance of Job Protection and Cash Benefits », *The Review of Economic Studies*, 81(1), pp. 219-265.

Lalive R. et Zweimüller S. (2009), « How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments », *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), pp. 1364-1402.

Lanfranchi J. et Narcy M. (2015), « What Are the Factors that Lead so Many Women to Choose a Job in Public and Nonprofit Sectors? Evidence from a French National Survey », *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 44 (1), pp. 47-74.

Laporte C. (2019), « Les sortants de la Prepara : retour à l'emploi et mode de conciliation familiale », *l'e-essentiel*, n°186, Cnaf.

Laporte C. et Legendre E. (2018), Bilan de la Prepara : Une prestation moins utilisée, rarement partagée et toujours peu attractive auprès des pères, *l'e-essentiel*, n° 183, Cnaf.

Lequien L. (2012), « The Impact of Parental Leave Duration on Later Wages », *Annals of Economics and Statistics*, 107/108, pp. 267-285.

L'Horty Y. et Sari F. (2019), "The role of spatial and skill mismatches: explaining long-term unemployment in Paris", *Regional Studies*, vol. 53(2), pp. 283-296.

Liu Q. et Nordstrom Skans O. (2010), « The Duration of Paid Parental Leave and Children's Scholastic Performance », *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1), pp. 1935-1682.

Math A. (2017), « Panorama des congés destinés aux parents en Europe », Document de travail, n° 03.2017, Ires, novembre.

Mayer M. et Le Bourdais C. (2019), « Sharing Parental Leave Among Dual-Earner Couples in Canada: Does Reserved Paternity Leave Make a Difference? », *Population Research and Policy Review*, 38(2), 215-239.

Meurs D., Pailhé A. et A. Solaz A. (2010), « Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France », *Annals of Economics and Statistics*, 99(100), pp. 15–46.

Meurs D., Pailhé A. et Ponthieux S. (2014), « Quels effets des enfants sur les rémunérations et carrières des mères ? ». *Regards croisés sur l'économie*, 15, pp. 197-210.

Narcy M. et Sari F. (2021), « Quel est l'effet d'une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'activité des mères ? Une évaluation de la réforme de 2015 », *Revue économique*, 72, pp. 185-213.

Pailhé, A. et Solaz, A. (2006), « Vie professionnelle et naissance: la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Population et sociétés*, n°426, pp. 1-4.

Péruvier H. (2017), « Réduire les inégalités professionnelles en réformant le congé paternité », *OFCE Policy brief*, n°11.

Péruvier H. et Verudgo G. (2021), « Can Parental Leave be Shared? », Sciences Po working paper n° 06.

Perraudin C. Et M. Pucci M. (2007), « Le coût des services de garde : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », *Dossiers solidarité et santé*, no 1.

Piketty T. (1998), « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français », *Économie & prévision*, 132(1), pp. 1-35.

Piketty T. (2005), « Impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France », in *Histoires de familles, histoires familiales* (dir. Lefèvre C., A. Filhon), Cahiers de l'Ined, n° 156, pp. 79-109.

Rasmussen A.W. (2010), « Increasing the length of parents' birth-related leave: The effect on children's long-term educational outcomes », *Labour Economics*, 17 (1), pp. 91-100.

Ruhm C. (1998), « The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe », *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), pp. 285-317.

Ruhm C. (2000), « Parental leave and child health », *Journal of Health Economics*, 19, pp. 931-960.

Schönberg U. et Ludsteck J. (2014), « Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers' Labor Market Outcomes after Childbirth », *Journal of Labor Economics*, 32(3), pp. 469-505.

Tamm M. (2019), « Fathers' parental leave-taking, childcare involvement and labor market participation », 59, pp. 184-197.

Tanaka C. (2005), « Parental Leave and Child Health across OECD Countries », *The Economic Journal*, 115(501), pp. 7-28.

Thévenon O. et Solaz A. (2013), « Labour Market Effects of Parental Leave Policies in OECD Countries », OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 141.

Combes P., Duranton G., Gobillon L. et S. Roux (2012), "Sorting and local wages and skill distributions in France", *Regional Science and Urban Economics*, 42(6), pp. 913-930.

Annexes

Tableau A1 : Caractéristiques des familles vivant en couple selon qu'elles aient donné naissance à un enfant de rang 2 ou de rang supérieur en janvier 2015 ou en décembre 2014

	Janvier 2015	Décembre 2014	Diff.	t-stat.	N
Age de la mère	32,4	32,4	0,0	0,23	33576
Age du père	34,8	34,8	0,0	0,51	33373
Nb. d'enfants à la charge	1,3	1,3	0,0	1,10	33576
<i>Régime de la mère :</i>					
Général	90,2%	90,9%	-0,7		
Secteur public	8,6%	8,0%	+0,6	1,79	33576
Autre	1,2%	1,1%	+0,1		
<i>Régime du père :</i>					
Général	89,7%	90,0%	-0,3		
Secteur public	5,9%	5,7%	+0,2	0,37	33576
Autre	4,4%	4,3%	+0,1		
<i>Revenu perçu par la mère en 2013 :</i>					
Revenu moyen	19321	19167	+154	1,06	
Q1	11961	11721	+240		
Médiane	18128	18004	+124	1,32	33576
Q3	23905	23646	+258		
<i>Revenu perçu par la mère en 2014 :</i>					
Revenu moyen	19623	19542	+81	0,53	
Q1	11961	11723	+238		33576
Médiane	18429	18344	+85	1,40	
Q3	24511	24264	+247		
<i>Revenu perçu par la père en 2013 :</i>					
Revenu moyen	25477	25313	+164	0,72	
Q1	16640	16500	+140		33576
Médiane	22424	22143	+281	1,74	
Q3	30279	30232	+47		
<i>Revenu perçu par la père en 2014 :</i>					
Revenu moyen	26425	26329	+96	0,40	
Q1	17167	16978	+189		33576
Médiane	23042	22705	+337	1,76	
Q3	31424	31145	+279		
<i>Revenu brut du foyer en 2013 :</i>					
Revenu moyen	47150	46871	+279	0,89	
Q1	32636	32390	+246		33576
Médiane	41872	41441	+431	1,70	
Q3	54175	53754	+421		
<i>Revenu brut du foyer en 2014 :</i>					
Revenu moyen	48917	48724	+193	0,56	
Q1	33343	33162	+181		33576
Médiane	43005	42489	+616	1,48	
Q3	56229	55668	+561		

Tableau A1 (suite)

<i>Caractéristiques de la zone d'emploi en 2016 :</i>					
Taux de chômage	13,9%	14,0%	-0,1	-1,42	33302
Taux d'emploi	63,9%	63,8%	+0,1	0,88	33302
<i>Taux de couverture des modes d'accueil formels en 2016 :</i>					
Au niveau de la commune	61,7%	61,6%	+0,1	0,23	33497
Au niveau de l'EPCI	59,9%	59,7%	+0,2	1,55	33483

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : EPCI : établissement public de coopération intercommunale. La colonne t-stat présente la statistique du test d'égalité mis en œuvre. Pour les variables qualitatives à plus de deux modalités, sont présentées la statistique du Khi deux de Pearson ainsi qu'entre parenthèses, la valeur de p. Pour la comparaison des distributions de revenus, la statistique présentée correspond à celle obtenue à partir du test des rangs signés de Wilcoxon.

Tableau A2 : Taux de recours à l'indemnité associée au congé parental en décembre 2015 selon le mois de naissance du deuxième enfant ou plus

	Mères		Pères	
	Taux plein	Taux partiel	Taux plein	Taux partiel
Naissance en janvier 2014	24,5%	17,4%	0,8%	0,7%
Naissance en décembre 2013	24,4%	17,4%	0,6%	0,7%
Différence	-0,1 (-0,366)	0,0 (0,132)	-0,2** (-2,211)	0,0 (0,001)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : La statistique du Khi deux de Pearson est présentée entre parenthèses, ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A3 : Déterminants de la probabilité d’observer au moins un moins de perception du complément d’activité entre le 25^e et le 35^e mois après la naissance

	Mères non concernées par la réforme		Pères concernés par la réforme	
	Tx plein	Tx partiel	Tx plein	Tx partiel
Naissance de rang 3 ou plus	0,096*** (0,006)	0,005 (0,008)	0,003*** (0,001)	-0,001 (0,003)
Le benjamin a moins de 3 ans à la naissance	0,012** (0,006)	-0,006 (0,007)	0,002* (0,001)	0,002 (0,002)
Age du parent à la naissance	-0,002*** (0,0007)	-0,002** (0,001)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)
Fonction publique	-0,120*** (0,014)	0,126*** (0,012)	-0,003 (0,003)	0,021*** (0,004)
Revenus perçus par le parent en 2014 (log)	-0,064*** (0,003)	0,089*** (0,006)	-0,0002 (0,0002)	0,001 (0,0005)
Revenus perçus par le ménage en 2014 (log)	-0,040*** (0,006)	0,001 (0,009)	-0,004*** (0,001)	0,002 (0,003)
Taux de couverture de modes d’accueils formels de la commune	-0,001*** (0,0001)	0,001*** (0,0001)	0,000 (0,001)	0,0001** (0,0001)
Taux de chômage de la zone d’emploi	-0,110 (0,086)	-0,585*** (0,110)	0,001 (0,022)	-0,074* (0,043)
N	16 763		16 458	

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l’hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A4 : Déterminants de la probabilité d’être en emploi entre le 3^{ème} et 6^{ème} anniversaire de l’enfant pour les mères non concernées par la réforme

	Probabilité d’être en emploi à moyen terme
Naissance de rang 3 ou plus	-0,034*** (0,006)
Le benjamin a moins de 3 ans à la naissance	-0,021*** (0,005)
Age de la mère à la naissance	-0,003*** (0,0006)
Fonction publique	0,173*** (0,015)
Revenus perçus par la mère en 2014 (log)	0,061*** (0,003)
Revenus perçus par le ménage en 2014 (log)	-0,026*** (0,005)
Taux de couverture de modes d’accueils formels de la commune	0,000 (0,0001)
Taux de chômage de la zone d’emploi	-0,128* (0,076)
N	16 763

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les coefficients estimés correspondent aux effets marginaux calculés au point moyen. Les écarts-types robustes à l’hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Tableau A5 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon certaines caractéristiques des enfants et des mères

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Rang de naissance						
Rang 2	0,053*** (0,005)	0,006 (0,004)	0,618*** (0,057)	0,176 (0,169)	1282*** (149,8)	206 (150,9)
Rang 3 et plus	0,083*** (0,008)	0,021*** (0,007)	0,999*** (0,086)	0,659*** (0,253)	1850*** (223,8)	282 (225,6)
Différence	0,030*** (0,010)	0,014* (0,008)	0,381*** (0,103)	0,483 (0,305)	568** (269,3)	76 (271,4)
Age du benjamin à la naissance						
Au moins 3 ans	0,057*** (0,005)	0,008* (0,004)	0,677*** (0,060)	0,185 (0,177)	1385*** (156,5)	118 (157,6)
Moins de 3 ans	0,070*** (0,007)	0,016*** (0,006)	0,836*** (0,079)	0,566** (0,232)	1585*** (205,6)	423** (207,3)
Différence	0,013 (0,009)	0,008 (0,008)	0,159 (0,099)	0,381 (0,292)	200 (258,3)	305 (260,4)
Age de la mère à la naissance (âge médian = 32 ans)						
< à l'âge médian	0,073*** (0,006)	0,021*** (0,005)	0,937*** (0,073)	0,714*** (0,215)	1513*** (189,9)	213 (191,4)
≥ à l'âge médian	0,052*** (0,006)	0,002 (0,005)	0,582*** (0,063)	0,035 (0,186)	1448*** (164,9)	275* (166,2)
Différence	-0,021** (0,009)	-0,019** (0,007)	-0,355*** (0,096)	-0,679** (0,285)	-65 (251,4)	62 (253,4)
Salariée du secteur public						
Non	0,065*** (0,005)	0,011*** (0,004)	0,773*** (0,050°)	0,336** (0,147)	1515*** (130,0)	208 (131,1)
Oui	0,027*** (0,010)	0,007 (0,007)	0,317** (0,165)	0,200 (0,488)	834** (430,7)	464 (433,5)
Différence	-0,038*** (0,011)	-0,004 (0,008)	-0,456*** (0,172)	-0,136 (0,510)	-681 (449,9)	256 (452,8)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir la caractéristique considérée avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de retourner en emploi à court terme mois est plus élevée de 5,3 pp. parmi les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant en janvier 2015 que parmi celles ayant donné naissance à un deuxième enfant en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 8,3 pp. si l'on considère les mères ayant donné naissance à un troisième enfant ou plus. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 3 pp.

Tableau A6 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus qu'elles ont perçus en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Q1]0€ - 11819€]	0,092*** (0,011)	0,022** (0,009)	0,956*** (0,093)	0,337 (0,277)	1365*** (225,8)	17 (324,7)
Q2]11819€ - 18388€]	0,115*** (0,009)	0,016** (0,007)	1,423*** (0,093)	0,778*** (0,277)	2221*** (225,7)	339 (229,5)
Q3]18388€ - 24378]	0,032*** (0,007)	0,008 (0,006)	0,446*** (0,093)	0,229 (0,277)	1195*** (225,8)	122 (229,7)
Q4 >24378€	0,005 (0,007)	-0,004 (0,006)	0,037 (0,093)	-0,236 (0,277)	602*** (228,2)	13 (232,6)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,027*** (0,010)	-0,012 (0,008)	-0,409*** (0,131)	-0,465 (0,392)	-593* (320,0)	-109 (326,8)
Q4-Q2	-0,109*** (0,011)	-0,020** (0,009°)	-1,386*** (0,131)	-1,014*** (0,391)	-1619*** (320,9)	-326 (326,7)
Q4-Q1	-0,087*** (0,011)	-0,026** (0,011)	-0,919*** (0,131)	-0,573 (0,392)	-763** (321,0)	-4 (326,9)
Q3-Q2	-0,083*** (0,011)	-0,008 (0,009)	-0,977*** (0,131)	-0,549 (0,392)	-1026*** (319,3)	-217 (324,7)
Q3-Q1	-0,060*** (0,013)	-0,014 (0,011)	-0,510*** (0,131)	-0,108 (0,392)	-170 (319,4)	-105 (324,9)
Q2-Q1	0,023* (0,014)	-0,006 (0,012)	0,467*** (0,131)	0,441 (0,392)	856*** (319,3)	322 (324,7)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au premier quartile, la probabilité de retourner en emploi à court terme est plus élevée de 9,2 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 11,5 pp. si l'on considère les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 2,3 pp.

Tableau A7 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus perçus par le père en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Q1 [0€ - 17057€]	0,085*** (0,009)	0,027*** (0,007)	0,968*** (0,095)	0,714*** (0,280)	1764*** (247,0)	531** (249,7)
Q2]17057€ - 22886€]	0,076*** (0,008)	0,007 (0,006)	0,954*** (0,095)	0,361 (0,280)	1501*** (147,5)	75 (249,3)
Q3]22886€ - 31304€]	0,053*** (0,008)	0,007 (0,007)	0,655*** (0,095)	0,344 (0,280)	1491*** (247,6)	157 (249,5)
Q4 >31304€	0,028*** (0,009)	0,001 (0,008)	0,351*** (0,095)	-0,156 (0,280)	1117*** (249,2)	210 (251,6)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,025** (0,012)	-0,006 (0,011)	-0,304** (0,134)	-0,500 (0,396)	-374 (351,2)	53 (354,4)
Q4-Q2	-0,048*** (0,012)	-0,006 (0,010)	-0,603*** (0,134)	-0,517 (0,396)	-384 (351,1)	135 (354,2)
Q4-Q1	-0,057*** (0,013)	-0,026** (0,011)	-0,617*** (0,134)	-0,870** (0,396)	-647* (351,5)	-321 (354,5)
Q3-Q2	-0,023** (0,012)	0,000 (0,009)	-0,299** (0,134)	-0,017 (0,396)	-10 (350,0)	82 (352,7)
Q3-Q1	-0,032*** (0,012)	-0,020 (0,010)	-0,313** (0,134)	-0,370 (0,396)	-273 (350,3)	-374 (352,9)
Q2-Q1	-0,009 (0,012)	-0,020 (0,010)	-0,014 (0,134)	-0,353 (0,396)	-263 (350,3)	-456 (352,8)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont les revenus du conjoint perçus en 2014 appartiennent au premier quartile, la probabilité de retourner en emploi à court terme est plus élevée de 8,5 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 7,6 pp. si l'on considère les mères dont les revenus du conjoint perçus en 2014 appartiennent au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -0,9 pp.

Tableau A8 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus perçus par le ménage en 2014 (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Q1 [0€ - 33248€]	0,110*** (0,009)	0,024*** (0,007)	1,345*** (0,094)	0,805*** (0,279)	1903*** (243,1)	420* (245,6)
Q2]33248€ - 42743€]	0,074*** (0,008)	0,012* (0,006)	0,950*** (0,094)	0,463* (0,279)	1794*** (243,0)	155 (245,5)
Q3]42743€ - 55910€]	0,042*** (0,008)	0,011 (0,007)	0,448*** (0,094)	0,337 (0,279)	955*** (242,9)	-19 (245,4)
Q4 >55910€	0,015 (0,009)	-0,006 (0,009)	0,186** (0,094)	-0,308 (0,279)	964*** (245,4)	149 (248,6)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,027** (0,012)	-0,017 (0,011)	-0,262** (0,133)	0,645* (0,394)	9 (345,2)	168 (349,3)
Q4-Q2	-0,059*** (0,013)	-0,018* (0,011)	-0,764*** (0,133)	0,771** (0,394)	-830** (345,3)	-6 (349,3)
Q4-Q1	-0,095*** (0,013)	-0,030*** (0,011)	-1,159*** (0,133)	1,113*** (0,395)	-939*** (345,3)	-271 (349,3)
Q3-Q2	-0,032*** (0,012)	-0,001 (0,009)	-0,502*** (0,133)	-0,126 (0,395)	-839** (343,6)	-174 (347,1)
Q3-Q1	-0,068*** (0,012)	-0,013 (0,010)	-0,897*** (0,133)	-0,468 (0,395)	-948*** (343,6)	-439 (347,1)
Q2-Q1	-0,036*** (0,012)	-0,012 (0,009)	-0,395*** (0,133)	-0,342 (0,395)	-109 (343,7)	-265 (347,2)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère et revenus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont les revenus du ménage perçus en 2014 appartiennent au premier quartile, la probabilité de retourner en emploi à court terme est plus élevée de 11 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 7,4 pp. si l'on considère les mères dont les revenus du ménage perçus en 2014 appartiennent au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -3,6 pp.

Tableau A9 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de couverture de la commune de résidence concernant les modes d'accueil des enfants de moins de 3 ans (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Q1 [0% - 42,2%]	0,069*** (0,010)	0,006 (0,008)	0,854*** (0,105)	0,455 (0,312)	1764*** (275,0)	342 (277,1)
Q2]42,2% - 60,6%]	0,071*** (0,008)	0,019*** (0,006)	0,835*** (0,085)	0,589** (0,252)	1537*** (222,7)	90 (224,6)
Q3]60,6% - 80,2%]	0,059*** (0,008)	0,009 (0,007)	0,643*** (0,088)	0,244 (0,261)	1459*** (247,6)	386* (233,5)
Q4 >80,2%	0,045*** (0,009)	0,006 (0,008)	0,606*** (0,108)	-0,103 (0,321)	1093*** (283,6)	162 (285,8)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	-0,014 (0,012)	-0,003 (0,011)	-0,037 (0,140)	-0,347 (0,414)	-366 (366,0)	-224 (369,0)
Q4-Q2	-0,026** (0,012)	-0,013 (0,010)	-0,229* (0,138)	-0,692* (0,408)	-444 (360,6)	72 (363,4)
Q4-Q1	-0,024* (0,013)	0,000 (0,011)	-0,248* (0,151)	-0,558 (0,447)	-671* (395,0)	-180 (398,0)
Q3-Q2	-0,012 (0,011)	-0,010 (0,009)	-0,192 (0,123)	-0,345 (0,363)	-78 (321,1)	296 (323,9)
Q3-Q1	-0,010 (0,013)	0,003 (0,010)	-0,211 (0,137)	-0,211 (0,407)	-305 (359,3)	44 (362,3)
Q2-Q1	0,002 (0,012)	0,013 (0,010)	-0,019 (0,135)	0,134 (0,401)	-227 (353,8)	-252 (356,6)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au premier quartile, la probabilité de retourner en emploi à court terme est plus élevée de 6,9 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 7,1 pp. si l'on considère les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 0,2 pp.

Tableau A10 : Différences de situation d'emploi, à court et moyen terme, entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile)

	Probabilité d'être en emploi		Nb. de mois en emploi		Revenus	
	CT	MT	CT	MT	CT	MT
Q1 [0% - 12,1%]	0,071*** (0,009)	0,023*** (0,007)	0,912*** (0,100)	0,751** (0,297)	1762*** (262,1)	350 (264,1)
Q2]12,1% - 13,5%]	0,054*** (0,008)	0,004 (0,006)	0,605*** (0,090)	0,210 (0,264)	1214*** (234,2)	201 (236,0)
Q3]13,5% - 14,9%]	0,049*** (0,009)	0,006 (0,007)	0,566*** (0,096)	-0,032 (0,284)	1492*** (251,7)	436* (253,9)
Q4 >14,9%	0,076*** (0,009)	0,014* (0,007)	0,912*** (0,097)	0,473* (0,287)	1506*** (253,7)	-6 (255,5)
<i>Différences :</i>						
Q4-Q3	0,027** (0,013)	0,008 (0,011)	0,346** (0,137)	0,505 (0,404)	14 (357,3)	-442 (360,1)
Q4-Q2	0,022* (0,012)	0,010 (0,010)	0,307** (0,132)	0,263 (0,391)	292 (345,1)	-207 (347,7)
Q4-Q1	0,005 (0,013)	-0,009 (0,011)	0,000 (0,140)	-0,278 (0,413)	-256 (364,7)	-356 (367,4)
Q3-Q2	-0,005 (0,012)	0,002 (0,010)	-0,039 (0,131)	-0,242 (0,388)	278 (343,7)	235 (346,6)
Q3-Q1	-0,022* (0,013)	-0,017 (0,011)	-0,346** (0,139)	-0,783* (0,411)	-270 (363,3)	86 (366,4)
Q2-Q1	-0,017 (0,012)	-0,019* (0,010)	-0,307** (0,134)	-0,541 (0,398)	-548 (351,4)	-149 (354,2)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* pour la probabilité d'être en emploi et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont les revenus du conjoint perçus en 2014 appartiennent au premier quartile, la probabilité de retourner en emploi à court terme est plus élevée de 8,5 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 7,6 pp. si l'on considère les mères dont les revenus du conjoint perçus en 2014 appartiennent au premier quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -0,9 pp.

Tableau A11 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon certaines caractéristiques des enfants et des mères

	Probabilité de percevoir le Cmg		Probabilité de percevoir le Cmg
Rang de naissance		Age de la mère	
Rang 2	0,039*** (0,009)	< à 32 ans	0,057*** (0,008)
Rang 3 et plus	0,030*** (0,006)	≥ à 32 ans	0,013* (0,007)
Différence	-0,009 (0,011)	Différence	-0,044*** (0,010)
Age du benjamin		Salariée du public	
Au moins 3 ans	0,021*** (0,006)	Non	0,035*** (0,005)
Moins de 3 ans	0,050*** (0,009)	Oui	0,007 (0,018)
Différence	0,029*** (0,010)	Différence	-0,028 (0,018)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir la caractéristique considérée avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : La probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance est plus élevée de 3,9 pp. parmi les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant en janvier 2015 que parmi celles ayant donné naissance à un deuxième enfant en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 3 pp. si l'on considère les mères ayant donné naissance à un troisième enfant ou plus. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à -0,9 pp.

Tableau A12 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon les revenus de la mère, du père et du ménage perçus en 2014 (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg selon :		
	Les revenus de la mère	Les revenus du père	Les revenus du ménage
<i>Quartiles:</i>			
Q1	0,067*** (0,011)	0,036*** (0,011)	0,077*** (0,011)
Q2	0,080*** (0,010)	0,050*** (0,010)	0,044*** (0,011)
Q3	-0,001 (0,010)	0,036*** (0,010)	0,017 (0,010)
Q4	-0,014 (0,010)	0,008 (0,010)	-0,003 (0,010)
<i>Différences :</i>			
Q4-Q3	-0,013 (0,015)	-0,028** (0,014)	-0,020 (0,015)
Q4-Q2	-0,094*** (0,015)	-0,042*** (0,014)	-0,047*** (0,015)
Q4-Q1	-0,081*** (0,015)	-0,028* (0,014)	-0,080*** (0,015)
Q3-Q2	-0,081*** (0,015)	-0,014 (0,014)	-0,027* (0,015)
Q3-Q1	-0,068*** (0,015)	0,000 (0,015)	-0,060*** (0,015)
Q2-Q1	0,013 (0,014)	0,014 (0,015)	-0,033** (0,015)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir chaque indicatrice d'appartenance au quartile avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au premier quartile, la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance est plus élevée de 6,7 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 8 pp. si l'on considère les mères dont les revenus perçus en 2014 appartiennent au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 1,3 pp.

Tableau A13 : Différences de taux de recours aux modes de garde ouvrant droit au Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance entre les mères ayant donné naissance en janvier 2015 et celles ayant donné naissance en décembre 2014 selon le taux de couverture des modes de garde de la commune et le taux de chômage de la zone d'emploi (par quartile)

	Probabilité de percevoir le Cmg selon :	
	Taux de couverture	Taux de chômage
<i>Quartiles:</i>		
Q1	0,022** (0,011)	0,039*** (0,011)
Q2	0,043*** (0,010)	0,033*** (0,009)
Q3	0,029*** (0,010)	0,032*** (0,010)
Q4	0,034*** (0,011)	0,024** (0,011)
<i>Différences :</i>		
Q4-Q3	0,005 (0,015)	-0,008 (0,015)
Q4-Q2	-0,009 (0,014)	-0,009 (0,015)
Q4-Q1	0,012 (0,015)	-0,015 (0,016)
Q3-Q2	-0,014 (0,014)	-0,001 (0,013)
Q3-Q1	0,007 (0,015)	-0,007 (0,015)
Q2-Q1	0,021 (0,015)	-0,006 (0,015)

Source : Fichiers FILEAS et ALLSTAT-FR6 (CNAF)

Note : Les résultats présentés correspondent à l'effet de l'intention de traiter (ITT). Cet effet est estimé à l'aide d'un modèle *probit* et l'effet présenté correspond à l'effet marginal calculé au point moyen.

L'effet différencié est obtenu en faisant interagir la caractéristique considérée avec la variable de traitement qui correspond ici au mois de naissance de l'enfant (janvier 2015 vs. décembre 2014). Les variables de contrôle prises en compte sont les suivantes : rang de naissance de l'enfant, âge du benjamin à la naissance, âge de la mère à la naissance, appartenance au secteur public de la mère, revenus d'activité perçus par la mère en 2014 et revenus perçus par le ménage en 2014.

Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (correction de White) sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Lecture : Parmi les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au premier quartile, la probabilité de percevoir au moins un mois le Cmg au cours de la 3^{ème} année suivant la naissance est plus élevée de 2,2 pp. pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus en janvier 2015 que pour celles ayant donné naissance en décembre 2014. Cet écart de probabilité s'élève à 4,3 pp. si l'on considère les mères dont le taux de couverture des modes d'accueil de la commune de résidence appartient au deuxième quartile. La différence d'écarts entre ces deux groupes de mères s'élève ainsi à 2,1 pp.