

# Effet d'une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'activité des mères : une évaluation de la réforme de 2015

Mathieu Narcy, Florent Sari

▶ **To cite this version:**

Mathieu Narcy, Florent Sari. Effet d'une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'activité des mères : une évaluation de la réforme de 2015. 2018. hal-02162446

**HAL Id: hal-02162446**
**https://cnam.hal.science/hal-02162446**

Preprint submitted on 21 Jun 2019

**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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

le cnam
ceet

Décembre
2018

# Effet d'une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'activité des mères : Une évaluation de la réforme de 2015

Mathieu Narcy
Florent Sari

197

Document de travail

Ceet - Centre d'études de l'emploi et du travail

« Le Descartes »
29, promenade Michel Simon
93166 Noisy-Le-Grand CEDEX
Téléphone : (33) 01 45 92 68 00
Télécopie : (33) 01 49 31 02 44
**www.ceet.cnam.fr**

# Effet d'une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental sur l'activité des mères : une évaluation de la réforme de 2015

MATHIEU NARCY
mathieu.narcy@lecnam.net
*Cnam-Lirsa, Cnam-CEET et TEPP*
FLORENT SARI
Florent.sari@univ-nantes.fr
*Université de Nantes, LEMMA, Cnam-CEET et TEPP*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 197

Décembre 2018

Directrice de publication : **Christine Erhel**

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-151915-2

# EFFET D'UNE RÉDUCTION DE LA DURÉE D'INDEMNISATION DU CONGÉ PARENTAL SUR L'ACTIVITÉ DES MÈRES : UNE ÉVALUATION DE LA RÉFORME DE 2015

Mathieu Narcy, Florent Sari

**RÉSUMÉ**

La réforme du congé parental, entrée en vigueur en janvier 2015, s'est traduite par une réduction de sa durée d'indemnisation de 36 à 24 mois dès lors que ce congé n'est pris que par l'un des deux parents. L'objectif de ce document de travail est d'étudier dans quelle mesure cette réforme a pu modifier la probabilité des mères d'avoir recours à ce dispositif, l'indemnisation ne couvrant plus désormais l'intégralité de la période allant de la naissance jusqu'à la scolarisation de l'enfant. Pour identifier l'effet causal de cette réforme, nous exploitons les données de l'enquête Emploi et mettons en œuvre une méthodologie combinant régression sur discontinuité et double différences. Cette réforme a eu pour conséquence de réduire la probabilité de recourir au congé parental à temps plein d'environ 9 points de pourcentage. Cela suggère que les difficultés organisationnelles et/ou financières liées à la garde des enfants s'accentuent à mesure que ces derniers grandissent, conduisant certaines mères à renoncer à prendre un congé parental dès lors que ce dernier n'est plus indemnisé au cours de l'année précédant la scolarisation. Cela explique pourquoi les mères les plus particulièrement affectées par cette réforme sont les moins diplômées, les salariées du secteur privé et celles travaillant à mi-temps.

**Mots-clefs :** Congé parental, réforme, offre de travail, régression sur discontinuité, méthode des double différences.

# *An Evaluation of the Impact of Reducing in Parental Leave Benefit Period on Mothers' Labor Market Activity: Evidence from the French 2015 Reform*


## *Abstract*

*The reform of parental leave, which came into effect in January 2015, resulted in a reduction in the duration of the benefit period from 36 to 24 months as soon as this leave is taken by only one of the parents. The aim of this document is to examine the extent to which this reform may have changed the likelihood of mothers using this system, as benefit period no longer covers the entire period from birth to the child's schooling. To identify the causal effect of this reform, we use the data from the French Labor Force Survey and implement a difference-in-differences regression discontinuity approach. This reform has reduced the likelihood of full-time parental leave by about 9 percentage points. This suggests that organizational and or financial difficulties related to childcare become more pronounced as children grow up, leading some mothers to give up parental leave as long as the latter is no longer compensated during the year preceding schooling. This explains why the mothers most affected by this reform are the least educated, private sector employees and those working part-time.*


**Keywords**: Parental leave, reform, labor supply, regression discontinuity design, difference-in-differences approach.

# INTRODUCTION

Dans la plupart des pays de l'OCDE, les mesures prises par les gouvernements en matière de politiques familiales visent notamment à favoriser les interruptions de carrière pour les jeunes parents. Pour atteindre cet objectif, les dispositifs mis en place cherchent généralement à lever deux principaux freins à l'interruption de carrière. D'abord, il s'agit de prémunir les parents contre le risque de ne pas retrouver un emploi suite à cette interruption. Cette démarche s'inscrit dans une logique de protection pour les actifs concernés. Ensuite, il s'agit de limiter la perte de revenus engendrée par cette même interruption. L'idée est alors d'indemniser les parents sur la base d'un montant forfaitaire ou au prorata de la rémunération salariale perçue.

Le congé parental répond simultanément à ces deux objectifs. Il permet aux parents de s'arrêter de travailler au-delà du congé maternité (ou congé paternité) légalement prévu, pour une période déterminée. Cette période peut être indemnisée ou non. Les parents optant pour ce congé ont, en outre, la garantie de retrouver leur emploi ou un emploi équivalent (avec un niveau de rémunération similaire au précédent) à la fin de cette période. D'une manière générale, les dispositifs de congés parentaux et leurs caractéristiques varient fortement d'un pays à l'autre. En Allemagne, par exemple, la durée de protection peut 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. En Italie, le système est moins généreux : les parents ont le droit à un congé de 10 mois maximum et seuls les 6 premiers sont indemnisés (à hauteur de 30% du dernier salaire). La Suède, elle, privilégie le partage en proposant 16 mois de congés indemnisés à hauteur de 80% de l'ancien revenu pour les deux parents ensemble. A l'inverse, les Etats-Unis ne proposent pas de dispositif de congé parental et le congé maternité pouvant aller jusque 12 semaines n'est globalement pas indemnisé (sauf pour quelques Etats). Enfin, en France, la durée de protection du congé parental peut s'étendre jusqu'aux 3 ans de l'enfant. Jusqu'en 2015, il en allait de même pour la durée d'indemnisation pour les parents de deux enfants ou plus alors qu'elle n'était que de 6 mois pour ceux d'un enfant.

Sur les dernières décennies, la tendance est à l'augmentation des durées de protection et d'indemnisation du congé parental dans les différents pays. De nombreuses réformes ont été adoptées qui visent soit à améliorer son indemnisation en termes de durée et/ou de montant, soit à rallonger sa durée de protection, soit les deux conjointement. Pour autant, dans les faits, il existe des partisans et des opposants au congé parental. Pour les partisans, cette mesure favorise le maintien en emploi des mères. En outre, en leur offrant la garantie de retrouver leur emploi au sein de la même organisation, le congé parental permet de conserver le capital humain spécifique accumulé ce qui a des effets positifs sur les salaires. Un congé parental de longue durée est également susceptible d'avoir des effets bénéfiques sur la santé des mères et de leurs enfants. Enfin, il peut encourager la fertilité car améliorer les conditions financières et matérielles autour de la naissance d'un enfant peut contribuer à inciter les familles à faire des enfants. En revanche, pour les opposants, cette mesure est considérée comme pénalisante pour la carrière des femmes qui prennent la décision de s'arrêter. Une interruption est effectivement perçue comme un frein à l'évolution de carrière et en particulier à l'évolution salariale, expliquant une part non négligeable des écarts de salaires entre hommes et femmes (voir, pour la France, Meurs *et al*., 2010 ; Lequien, 2012 ; Duvivier et Narcy, 2015). Un congé parental de longue durée peut également inciter certains

employeurs, anticipant cette interruption, à moins recruter des femmes et/ou à leur offrir des salaires plus faibles.

Il existe une littérature internationale conséquente qui s'est intéressée aux divers effets des réformes des congés parentaux qui se sont presque toutes traduites par une extension de la durée de protection et/ou d'indemnisation. Tout d'abord, plusieurs recherches se sont concentrées sur les effets économiques de ces réformes en termes de durée d'interruption (Lalive *et al*., 2013 ; Schönberg et Ludsteck, 2014). Une autre partie de la littérature s'est également focalisée sur les effets que pouvaient avoir ces réformes en dehors du marché du travail, et notamment sur la performance scolaire future des enfants (Liu et Nordström Skans, 2010 ; Dustmann et Schönberg, 2012, etc.) et, dans une moindre mesure, sur la fertilité (Lalive et Zweimüller, 2009). D'autres études, bien que n'évaluant pas directement les effets des réformes, suggèrent que ces dernières sont également susceptibles d'influencer le niveau de rémunération des mères (Ruhm, 1998 ; Thévenon et Solaz, 2013), leur santé (Chatterji et Markowitz, 2005) et celle de leur enfant (Ruhm, 2000 ; Tanaka, 2005).

En France, le congé parental qui a été instauré en 1977, a connu trois réformes majeures : la première en 1994, la seconde en 2004 et la plus récente en 2015. A notre connaissance, alors que l'évaluation des effets de la réforme de 1994 sur l'activité des mères a donné lieu à plusieurs études (Afsa, 1996, Piketty, 2005, Lequien, 2012 etc.), la réforme survenue en 2004 n'a fait l'objet que d'une seule évaluation (Joseph *et al*., 2013) et celle de 2015, pour le moment, d'aucune. L'objectif de cet article est de contribuer à enrichir la littérature existante en cherchant à évaluer les effets de la dernière réforme (entrée en vigueur le 1er janvier 2015) sur la probabilité d'interruption de carrière des mères.

Dans les faits, cette réforme s'est traduite par une réduction de la durée d'indemnisation du congé parental de 36 à 24 mois, pour tous les parents dont le deuxième enfant est né à partir du 1er janvier 2015, dès lors que le congé parental n'est pas partagé entre les deux parents. Nous souhaitons ainsi vérifier si ce changement de la durée d'indemnisation a des répercussions sur la décision de prendre un congé parental. En effet, alors qu'une durée de 36 mois pouvait faciliter la garde de l'enfant jusqu'à son entrée en première année de maternelle, tel n'est plus le cas avec une durée plus restreinte. La question est donc de savoir si les personnes concernées ont moins recours à ce dispositif (étant donné qu'il devient moins avantageux d'un point de vue organisationnel) ou bien si ces personnes décident simplement d'en réduire sa durée.

L'évaluation de la réforme que nous proposons, dans le cadre de ce travail, est originale à plusieurs titres. Premièrement, cette réforme n'a encore fait l'objet d'aucune évaluation précise de ses répercussions potentielles sur l'activité des mères concernées. Deuxièmement, cette réforme est la première à limiter la « générosité » du congé parental. Alors que les précédentes modifications de dispositifs adoptées en France, ainsi que dans de nombreux autres pays, ont eu pour vocation d'étendre la durée de protection et/ou d'indemnisation du congé parental, celle-ci impose une réduction de la durée d'indemnisation pour chacun des parents pris isolément. Troisièmement, notre objectif est d'étudier l'effet de cette réforme sur la décision de prendre un congé parental alors que les études précédemment citées se sont surtout focalisées sur les conséquences potentielles de ces réformes sur les durées d'interruption et la poursuite de la carrière professionnelle.

Pour évaluer l'effet de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental, nous mobilisons les données issues de l'enquête *Emploi* sur la période 2013-2016. Cette enquête présente notamment l'avantage de distinguer, parmi les différentes situations du marché du travail possibles, le fait d'être en congé parental à temps plein. Notre stratégie

d'identification consiste à combiner la méthode de régression sur discontinuité avec celle des doubles différences (Lalive et Zweimüller, 2009 ; Dustmann et Schönberg, 2012 ; Lalive *et al*., 2013 ; Guertzgen et Hank, 2018). Concrètement, nous comparons la probabilité de prendre un congé parental entre un groupe de mères dont l'enfant de rang 2 ou plus est né juste après la réforme avec un groupe de mères dont l'enfant de même rang est né juste avant, de telle sorte que ces mères ne diffèrent que par le fait d'être ou non concernées par la réforme. Cette première différence est ensuite purgée des éventuels effets saisonniers en considérant une deuxième différence du même type mais en considérant des mères ayant donné naissance au cours d'une période antérieure non impactée par une réforme. Les résultats de nos analyses révèlent un effet négatif de la réforme sur la probabilité de recourir au congé parental pour les femmes dont l'enfant est né juste après son entrée en vigueur.

Ce travail est structuré de la façon suivante. La première section présente une brève revue de littérature des effets potentiels de réformes du congé parental à l'étranger. La seconde section détaille le dispositif de congé parental en France, son évolution et les quelques études ayant évalué les conséquences des réformes qu'il a pu connaître. La troisième section présente les avantages de la base de données mobilisée dans le contexte de notre étude ainsi que la stratégie d'identification mise en œuvre. Les résultats de nos différentes estimations sont présentés dans la quatrième section. Enfin, la dernière section apporte des éléments de conclusion.

# 1. EFFETS DES RÉFORMES DU CONGÉ PARENTAL À L'ÉTRANGER

En dehors de nos frontières, les conséquences des réformes du congé parental ont fait l'objet de nombreuses études. Ces études se sont particulièrement concentrées sur les effets des réformes sur les interruptions de carrière et la reprise d'activité des mères ainsi que sur la performance scolaire future de leurs enfants. D'autres études se sont intéressées aux effets que pouvait avoir la durée du congé parental pris sur les carrières salariales des mères ainsi que sur leur santé et sur celle de leur enfant. Bien que ces études n'évaluent pas directement les conséquences des réformes, elles apportent néanmoins un éclairage sur leurs effets potentiels en termes de salaire et de santé.

Lalive et Zweimüller (2009) évaluent 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 1er 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. L'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 durée d'indemnisation et durée 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*. 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. En revanche, 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 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. Une des seules études à se pencher sur le cas des pères est 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[1]. 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.

D'autres recherches 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. Certaines études ne trouvent aucun effet significatif. 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 Würz-Rasmussen (2015) 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. 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 (2013) 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.

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, d'une part, le salaire des mères et, d'autre part, leur santé et celle de leur enfant. À partir d'un

[1] Par la suite, deux mois puis trois mois ont été réservés aux pères respectivement en 2002 et 2016.

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 accroitre les écarts de revenus entre hommes et femmes parmi les personnes embauchées à temps plein.

Une autre partie de la littérature s'est également attachée à vérifier les conséquences du congé parental sur la santé des mères et de leur enfant. Par exemple, Ruhm (2000) et Tanaka (2005) vérifient dans quelle mesure la prise d'un congé parental peut influer 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 dépression. Bien que ces travaux ne constituent pas des exemples 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.

# 2. EFFETS DES RÉFORMES DU CONGÉ PARENTAL EN FRANCE

## 2.1. Évolution du congé parental

En 1977, la France instaure le Congé Parental d'Education (CPE) pour les mères (il est étendu aux pères à partir de 1984). Celui-ci prévoit que le contrat de travail soit suspendu durant toute la durée du congé parental. Il peut être pris à temps plein ou à temps partiel. À la fin de cette période, le salarié bénéficie alors de la garantie de retrouver son emploi ou un emploi similaire qui serait assorti d'une rémunération équivalente. Techniquement, le congé doit être demandé à l'employeur un mois avant la fin du congé maternité (deux mois, s'il est pris après le congé maternité) pour une durée maximale d'une année. La demande est renouvelable deux fois et il peut s'étendre jusqu'au troisième anniversaire de l'enfant. Il peut en outre être pris à tout moment durant cette période. Si le dispositif est initialement réservé aux salariés des entreprises de plus de 200 salariés et justifiant d'au moins une année d'ancienneté, la seule contrainte subsistant en 1994 est celle de l'ancienneté (Collombet, 2016).

L'Allocation Parentale d'Éducation (APE) est créée en 1985. Face au gel de salaire pendant le congé parental, ce nouveau dispositif offre la possibilité de bénéficier d'une aide financière, sous certaines conditions. Premièrement, cette prestation non imposable est versée aux parents interrompant ou réduisant leur activité professionnelle à l'occasion de la naissance de leur troisième enfant. Deuxièmement, une condition d'activité est également imposée. Dans sa version la plus souple, il est demandé que la personne ait travaillé au moins deux ans au cours des dix dernières années (contre deux ans au cours des trente derniers mois dans la première version). Au moment de la création de l'APE, le montant forfaitaire s'élevait à environ 1000 francs par mois. Ce montant a été par la suite plusieurs fois réévalué

pour atteindre 2 929 francs par mois en 1994. Lorsque le congé parental est pris à temps partiel, l'APE est versée à mi-taux.

L'APE a connu trois réformes majeures depuis sa création. En juillet 1994, elle est tout d'abord étendue aux parents donnant naissance à un deuxième enfant. En 2004, est ensuite créée la Prestation d'accueil du jeune enfant (Paje) regroupant tous les dispositifs ayant trait à cet accueil. Dans le cadre de cette réforme, le Complément de Libre Choix d'Activité (CLCA) vient remplacer l'APE. 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. Dans le cadre de la Paje, est également créée le complément optionnel de libre choix d'activité (COLCA). En vigueur depuis 2006, il permet de prendre un congé parental plus court (au maximum, 8 mois pour les parents en couple et un an pour un parent isolé) mais mieux rémunéré. Le COLCA ne peut être versé qu'aux parents ayant donné naissance à un 3$^{e}$ enfant ou plus. Enfin, la loi pour l'égalité réelle entre les hommes et femmes du 4 août 2014 instaure la Prestation partagée d'éducation de l'enfant (PréParE). Ce nouveau dispositif entre en vigueur au 1$^{er}$ janvier 2015 et vient remplacer le CLCA. L'un des objectifs annoncé de cette nouvelle version est ainsi d'inciter davantage les pères à prendre le congé parental pour un meilleur partage au sein du ménage. En effet, en France, les pères restent relativement indifférents à de tels dispositifs (Moss, 2016), puisque les hommes ne représentent qu'environ 4% des parents qui prennent un congé parental (OCDE, 2014). Dans les faits, le dispositif prend la forme d'une pénalisation sous forme de réduction de la durée lorsque le congé n'est pris que par un seul des deux parents. Ainsi, pour les naissances de rang 2 et plus, la durée d'indemnisation n'est désormais plus que de 2 années maximum. Elle peut être étendue à 3 années dès lors qu'elle est partagée entre les deux parents. Pour les naissances de rang 1, un partage de ce type est également mis en place. La durée d'indemnisation peut être étendue à 12 mois, si les 6 mois supplémentaires sont pris par l'autre parent.

Il est important de noter, dans le cadre de notre évaluation, que la PréParE ne se distingue du CLCA que par la réduction de la durée d'indemnisation dès lors que le congé parental n'est pas partagé entre les deux parents. Plus particulièrement, la réforme de 2015 n'a pas conduit à une réévaluation du montant forfaitaire. En 2018, il s'élève à 396,01 euros par mois en cas de cessation d'activité totale ; 256,01 euros par mois pour une durée inférieure à un mi-temps ; 147,67 euros par mois pour une durée de travail comprise entre 50% et 80%. Hormis des revalorisations régulières, la réforme n'a donc pas eu d'incidence financière particulière pour les bénéficiaires. Par exemple, le montant du CLCA en 2014 était de 392,09 euros en cas de cessation complète d'activité[2] . De même, il n'y a pas eu de modification de la condition d'activité pour pouvoir en bénéficier. La PréParE est ouverte sous condition d'avoir cotisé au moins 8 trimestres au cours des dernières années (sur les 2 dernières années à partir d'un enfant, sur les 4 dernières années à partir de deux enfants et sur les 5 dernières années à partir de trois enfants).

La seule différence concerne la PréParE majorée qui remplace le COLCA. Bien que la PréParE majorée soit réservée au même public et sous les mêmes conditions, son montant est réduit mais uniquement pour les ménages les plus aisés (c'est-à-dire ceux dont les revenus ne

[2] Cependant, pour les parents d'enfants nés jusqu'au 1er avril 2014, le CLCA pouvait être majoré du montant de l'allocation de base de la Paje (184,62 euros) si la famille ne percevait pas cette allocation. Puisque notre échantillon d'étude concerne les mères dont le deuxième enfant ou plus est né entre juillet 2014 et juin 2015, ce changement dans le montant de la prestation offerte n'impacte pas notre évaluation.

permettent pas de bénéficier de l'allocation de base de la Paje). En effet, le COLCA prévoyait un montant de 824,04 euros par mois pour les familles ne percevant pas l'allocation de base de la Paje, autrement il était de 638,33 euros par mois. Avec l'entrée en vigueur de la réforme de 2015, le montant prévu dans le cadre de la PréParE est de 638,33 euros que les familles bénéficient ou non de l'allocation de base. Par conséquent, les familles d'au moins 3 enfants dont les revenus sont trop élevés pour pouvoir bénéficier de l'allocation de base ont connu une baisse de leur indemnisation de 824 à 638 euros. Cependant, les modifications engendrées par la mise en place de la PréParE majorée sont vraisemblablement peu susceptibles d'affecter notre évaluation plus globale de la réforme du congé parental. En effet, ces modifications ne concernent qu'une proportion limitée de ménages catégorisés comme les plus aisés selon les barèmes de la Caisse d'allocations familiales (Caf) et ayant au moins 3 enfants. En outre, le pourcentage de ménages s'orientant effectivement vers le COLCA (avant 2015) ou la PréParE majorée (après 2015) est inférieur à 1%.

D'une manière générale, les réformes mises en œuvre en France, jusque celle de 2015, ont eu pour objectif d'étendre la durée d'indemnisation du congé parental. Cette dernière réforme se distingue donc des précédentes par une réduction de la durée d'indemnisation avec cette ambition affichée d'inciter à un meilleur partage du congé parental entre les deux parents. Néanmoins, si la question du partage au sein du ménage est cruciale dans la réforme de 2015, c'est davantage le comportement des femmes suite à cette réduction de la durée d'indemnisation qui nous intéresse. Nous souhaitons ainsi évaluer les effets de cette réforme sur la décision de prendre le congé parental entre la naissance et le premier anniversaire de l'enfant.

## 2.2. Des réformes peu évaluées

Comme détaillé dans la section précédente, le congé parental a connu, en France, trois réformes majeures depuis son instauration en 1977. Seule la première réforme entrée en vigueur en 1994 a fait l'objet de plusieurs études. À notre connaissance, seule l'étude de Joseph *et al*. (2013) s'est concentré sur la réforme de 2004. Celle adoptée en janvier 2015 n'a encore fait l'objet d'aucune évaluation empirique. En outre, toutes ces études (à l'exception de celle de Piketty, 2005) ne considèrent que les conséquences qu'ont pu avoir ces réformes sur l'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, soit 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, 1998 ; Bonnet et Labbé, 1999 ; Piketty, 1998), soit leur probabilité d'interrompre leur carrière (Pailhé et Solaz, 2006) ou 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 3 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 impactées par cette réforme. Il s'agit tout d'abord de celles qui étaient au chômage au moment de la naissance de leur deuxième enfant ce qui

explique pourquoi la réforme a eu un effet moins négatif sur leur taux d'emploi que sur leur taux d'activité (Piketty, 1998). 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, comme le souligne l'auteur, 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 le 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. Seul Piketty (2005) s'est intéressé aux conséquences de cette réforme en dehors du marché du travail, en examinant ses répercussions 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.

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 s'interrompent 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 de la 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 s'interrompre, il a néanmoins encouragé un retour à l'emploi plus précoce. Pour Joseph et al., 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.

# 3. L'ANALYSE EMPIRIQUE

## 3.1. Données mobilisées et échantillon d'étude

Nous mobilisons l'enquête *Emploi* en continu de l'Insee pour les années allant de 2013 à 2016[3] . Cette enquête est réalisée chaque trimestre et un même logement est interrogé durant six trimestres consécutifs. Elle est donc renouvelée au 1/6e à chaque nouvelle vague d'interrogation. L'enquête *Emploi* présente plusieurs avantages pour évaluer l'effet de la réforme du congé parental de 2015. Tout d'abord, elle fournit l'information sur la date de naissance précise (jour, mois et année) de tous les enfants vivant dans le ménage. Ensuite, en raison à la fois de sa dimension longitudinale et de l'existence d'un calendrier rétrospectif[4] , il est possible de connaître la situation sur le marché du travail de chaque enquêté mois par mois durant une période pouvant aller jusqu'à 30 mois consécutifs. Enfin, depuis 2013, il est possible de savoir, pour chaque mois, si l'enquêté est en congé parental à temps plein. Il est donc possible d'évaluer l'effet de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein. Plus précisément, nous considérons la probabilité de prendre un congé parental à temps plein au cours de la première année suivant la naissance[5] . Ainsi, les mères choisissant de débuter un congé parental après le premier anniversaire de leur enfant ne sont pas considérées, dans notre étude, comme ayant pris un congé parental. Néanmoins, ces cas de figure sont très peu fréquents car les mères qui choisissent d'opter pour un congé parental, le font le plus souvent à la suite de leur congé maternité.

La stratégie d'identification de l'effet causal de la réforme, mise en œuvre et détaillée dans la section suivante, contraint notre analyse à se limiter aux seules mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus uniquement entre juillet 2013 et juin 2015. En effet, c'est uniquement pour les familles ayant un deuxième enfant ou plus que la réforme de 2015 modifie la durée d'indemnisation du congé parental. En outre, l'analyse porte exclusivement sur les mères âgées entre 20 ans et 50 ans au moment de la naissance. Les mères ayant eu des naissances multiples (jumeaux ou triplés) n'ont pas été considérées car elles bénéficient d'un congé maternité pré-natal et surtout post-natal plus long que celles ayant eu une naissance, ce qui les rend difficilement comparables en termes de prise de congé parental.

Enfin, nous tenons compte, dans la construction de notre échantillon d'étude, du fait que la période potentielle au cours de laquelle une mère peut être enquêtée est d'autant plus longue que la date de naissance de son enfant est ancienne. Par exemple, comme les données ne sont disponibles que jusqu'au 4e trimestre 2016, les mères ayant donné naissance à un enfant au cours du 2e trimestre 2014 ont pu être interrogées au cours de 11 trimestres (du 2e trimestre 2014 jusqu'au 4e trimestre 2016) alors que celles ayant donné naissance au cours du 2e trimestre 2015 n'ont pu être interrogées qu'au cours de 7 trimestres (du 2e trimestre 2015 jusqu'au 4e trimestre 2016). Or, considérer des échantillons de mères ayant donné naissance à

[3] Au moment de la réalisation de cette recherche, les données de l'enquête *Emploi* n'étaient disponibles que jusqu'en 2016.

[4] Lors de leur première interrogation, on demande aux enquêtés de décrire leur situation sur le marché du travail au cours des 12 derniers mois précédant l'enquête. Lors de leurs autres interrogations, cette information leur est demandée pour tous les mois écoulés depuis leur précédente interrogation.

[5] Toute mère pour laquelle il est possible d'observer au moins un mois de congé parental au cours de l'année suivant la naissance est considérée comme avoir pris un congé parental.

un enfant au cours de trimestres différents, mais dont le nombre potentiel de trimestres d'interrogation diffère, biaise leur comparaison, notamment en termes d'âge à la naissance. En effet, l'enquête *Emploi* est élaborée de telle manière que les nouveaux enquêtés ont en moyenne les mêmes caractéristiques, et plus particulièrement le même âge, que les individus ré-enquêtés. Ainsi, les mères enquêtées un an après la naissance de leur enfant ont « mécaniquement » un âge moyen à la naissance inférieur d'un an à celles enquêtées au moment de la naissance de leur enfant. Néanmoins, ce biais n'a aucune conséquence sur notre évaluation dès lors qu'il affecte de la même manière les mères quel que soit le trimestre de naissance de leur enfant. Pour cela, il suffit que le nombre de trimestres potentiels d'interrogation ne dépende pas du trimestre de naissance. Or, dans notre échantillon d'analyse, le nombre minimal de trimestres potentiels d'interrogation est de 7 et concerne les mères ayant donné naissance à un enfant au 2e trimestre 2015. Par conséquent, nous avons restreint à 7 le nombre de trimestres potentiels d'interrogation quel que soit le trimestre de naissance de l'enfant. Par exemple, pour les mères ayant donné naissance au cours du 4e trimestre 2014, nous n'avons considéré que celles interrogées entre le 4e trimestre 2014 et le 2e trimestre 2016 et avons donc exclus celles interrogées au cours des deux derniers trimestres de l'année 2016.

## 3.2. La stratégie d'identification

Afin de déterminer l'effet causal de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein l'année suivant la naissance, nous mettons en œuvre une stratégie d'identification plusieurs fois mobilisée dans la littérature ayant évalué l'effet des réformes du congé parental à l'étranger (Lalive et Zweimüller, 2009 ; Dustmann et Schönberg, 2012 ; Lalive et al., 2013 ; Guertzgen et Hank, 2018). Elle consiste à combiner la méthode de régression sur discontinuité et celle des doubles différences.

Le principe général de la méthode de régression sur discontinuité repose sur l'existence d'une variable de sélection qui a un impact discontinu sur la probabilité d'être traité. Dans le contexte de notre étude, cette variable de sélection correspond à la date de naissance de l'enfant, notée T. La variable de traitement D prend la valeur 1 pour toutes les mères 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. Notons t0 la date d'entrée en vigueur de la réforme. Comme l'éligibilité au traitement n'est pas manipulable, le fait de pouvoir bénéficier d'un congé parental dont la durée d'indemnisation maximale n'est que de 2 ans dépend de manière déterministe de la date de naissance du deuxième enfant ou de l'enfant de rang supérieur. Comme le confirme le graphique 1 ci-après, on a donc $E(D|T = t_0 + \epsilon) = 1$ et $E(D|T = t_0 - \epsilon) = 0$. Si l'on note Y la variable de résultat, c'est-à-dire la proportion de mères en congé parental à temps plein l'année suivant la naissance, la méthode de régression sur discontinuité consiste à estimer la différence suivante :

$$E(Y|t_0 \leq T \leq t_0 + \epsilon) - E(Y|t_0 - \epsilon \leq T < t_0) \qquad (1)$$

Pour un $\epsilon$ suffisamment petit, cette différence permet d'identifier l'effet causal de la réduction d'une année de la durée d'indemnisation du congé parental sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein l'année suivant la naissance. En effet, comparer des mères très proches dans le temps permet de considérer qu'elles possèdent sensiblement les

mêmes caractéristiques observables et inobservables et que la seule chose qui les différencie est le fait que certaines aient donné naissance à un enfant après la réforme et d'autres après. Par conséquent, s'il existe une différence significative dans la probabilité de prendre un congé parental, cette différence peut être considérée comme le résultat de la seule réforme. Dans notre analyse, nous avons choisi $\epsilon = 6$ mois afin de pouvoir considérer un échantillon d'étude suffisamment grand. Autrement dit, nous comparons la probabilité de prendre un congé parental entre les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus dans les 6 mois qui suivent l'entrée en vigueur de la réforme (soit de janvier à juin 2015) avec celles ayant donné naissance dans les 6 mois qui la précède (soit de juillet à décembre 2014).

Toutefois, la différence (1) peut être biaisée en raison de l'existence d'éventuels effets saisonniers. En effet, selon que l'enfant naisse en début ou en fin d'année, les conséquences ne sont pas les mêmes en termes de scolarisation et donc de problématiques de garde d'enfant. Par exemple, un enfant né en janvier entrera en petite section à l'âge de 3 ans et 9 mois tandis qu'en enfant né en décembre y entrera à l'âge de 2 ans et 9 mois environ. Si les problématiques d'organisation familiale diffèrent dans ces deux cas, les choix en termes de prise de congés parentaux et de durée peuvent être affectés. Pour tenir compte de ces éventuels effets saisonniers, nous calculons une deuxième différence en considérant un nouvel échantillon de mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus au cours des mêmes mois mais sans que ces mères ne soient concernées par la réforme, soit entre juillet d'une année et juin de l'année suivante. Plus précisément, nous comparons la probabilité de prendre un congé parental entre les mères ayant donné naissance entre juillet et décembre 2013 et celles ayant donné naissance entre janvier et juin 2014. L'effet causal de la réforme est alors mesuré en soustrayant cette deuxième différence à la première[6].

Plus formellement, cet effet causal est évalué en estimant l'équation suivante sur l'échantillon de mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus entre juillet 2013 et juin 2015 :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma R_i + \delta T_i \times R_i + X'_i\theta + \varepsilon_i \qquad (2)$$

Où :

- $Y_i = 1$ si la mère *i* a pris un congé parental à temps plein ; 0 sinon.
- $T_i = 1$ si la mère *i* est potentiellement concernée par la réforme (traitée) , c'est-à-dire si elle a donné naissance à son enfant entre juillet 2014 et juin 2015 *et* $T_i = 0$ si la mère *i* n'est pas concernée par la réforme (non traitée), c'est-à-dire si elle a donné naissance à son enfant entre juillet 2013 et juin 2014.
- $R_i = 1$ si la mère *i* a donné naissance à son enfant entre janvier et juin d'une année et $R_i = 0$ si la mère *i* a donné naissance à son enfant entre juillet et décembre d'une année.
- $X_i$ correspond à un vecteur de caractéristiques observables.

[6] La validité de la méthode des doubles différences est basée sur l'hypothèse importante dite de « parallélisme ». Dans le contexte de notre étude, cela revient à supposer que le groupe de mères observé entre juillet 2014 et juin 2015 (le groupe « traité ») aurait eu le même comportement que celui observé entre juillet 2013 et juin 2014 (le groupe de « contrôle ») en l'absence de cette réforme. L'estimation d'un modèle économétrique de type (2) plutôt qu'un calcul direct des différences permet d'assouplir de cette hypothèse de « parallélisme » en ajoutant d'autres variables qui peuvent affecter la variable d'intérêt et qui pourraient changer entre les deux groupes.

- $\alpha, \beta, \gamma, \delta \; et \; \theta$ sont des paramètres à estimer. En particulier, $\delta$ mesure l'effet causal de la réforme.
- $\varepsilon_i$ représente le terme d'erreur.

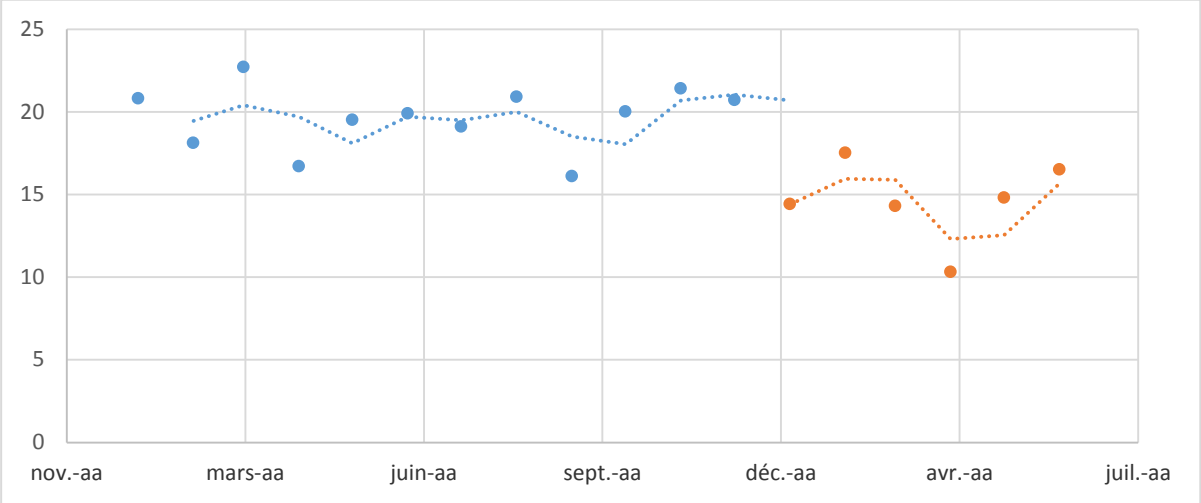
L'hypothèse centrale sur laquelle repose cette stratégie d'identification est de supposer que la réforme et les modifications qu'elle entraîne n'ont pu être anticipées par les parents de telle manière qu'ils n'aient pu planifier la naissance de leur enfant en fonction de la date d'entrée en vigueur de la réforme. Cette hypothèse est réaliste pour au moins deux raisons. Tout d'abord, la conception d'un enfant n'est pas un évènement qui peut être totalement planifié par les futurs parents. Ensuite, cette réforme a été votée en août 2014, soit seulement cinq mois avant son entrée en vigueur. Par conséquent, à l'exception de ceux nés en mai et juin 2015, tous les enfants nés entre juillet 2014 et juin 2015 ont déjà été conçus à cette date. Cette réforme a néanmoins commencé à être débattue à l'Assemblée Nationale en janvier 2014. Cependant, il est difficile de concevoir que des couples aient pu décider, dès le début 2014, d'anticiper cette réforme sans avoir de certitude, ni sur son effectivité, ni sur sa date exacte d'entrée en vigueur. On peut dès lors considérer cette réforme comme une forme d'expérimentation naturelle dans laquelle le traitement est aléatoire pour les mères ayant donné naissance à un enfant entre juillet 2014 et juin 2015. Par conséquent, il est raisonnable de penser que ces mères possèdent sensiblement les mêmes caractéristiques observables et inobservables selon qu'elles aient donné naissance à leur enfant avant ou après la réforme. Le tableau A1 présenté en annexe montre que ces mères sont effectivement très similaires tant au niveau de leurs caractéristiques socio-démographiques qu'au niveau de certaines caractéristiques de l'emploi occupé au moment de la naissance. Néanmoins, les différentes estimations réalisées tiennent compte de ces différentes caractéristiques qui sont donc incluses dans le vecteur X du modèle (2).

# 4. LES RÉSULTATS

## 4.1. Un effet fortement négatif de la réforme sur le recours au congé parental à temps plein

Le graphique 1 représente l'évolution de la proportion de mères ayant pris un congé parental à taux plein selon le mois de naissance de l'enfant entre janvier 2014 et juin 2015. Ce graphique fait apparaître une nette discontinuité dans cette évolution au moment de l'entrée en vigueur de la réforme. La proportion de mères prenant un congé parental diminue en effet fortement à partir de janvier 2015. Ainsi, cette proportion s'élève en moyenne à 19,7% si l'on considère les mères ayant donné naissance durant l'année 2014 alors qu'elle n'est que de 14,6% parmi les mères ayant donné naissance au cours des six premiers mois de l'année 2015.

**Graphique 1 : Proportion de mères prenant un congé parental à temps plein au cours de la première année suivant la naissance selon le mois de naissance**




*Source* : Enquêtes *Emploi* (Insee) de 2014 à 2016.
*Champs d'étude* : Analyse réalisée pour l'ensemble des mères ayant eu un deuxième enfant ou plus, entre l'âge de 20 ans et 50 ans, sur la période considérée. Seuls les congés parentaux à temps plein sont étudiés.

Les résultats présentés dans le tableau 1 correspondent à l'estimation du modèle (2). Le vecteur X inclut un certain nombre de caractéristiques socio-démographiques : âge à la naissance, nombre d'enfants, âge du plus jeune enfant, statut marital, niveau de diplôme, unité urbaine du lieu de résidence. L'effet de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein est donc évalué en tenant compte d'éventuels effets saisonniers et des différences de caractéristiques socio-démographiques entre les mères selon le moment de naissance de leur enfant (bien que notre échantillon d'étude ait été construit de telle manière qu'elles soient peu importantes). L'effet marginal associé au terme d'interaction T×R qui mesure l'impact de la réforme est calculé selon la méthode proposée par Ai et Norton (2003).

Les résultats obtenus révèlent que la réforme a eu un effet fortement négatif sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein l'année suivant la naissance. En effet, cette probabilité est de 8 points de pourcentage plus faible après la réforme qu'avant. Comme l'analyse est restreinte aux seules mères identifiées comme actives au moment de la naissance, nous pouvons en conclure que cette réforme a eu un effet bénéfique à court terme sur le taux d'activité des mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus. Concernant l'effet des autres variables, il apparaît que le fait d'avoir son deuxième enfant ou plus entre janvier et juin 2014 plutôt qu'entre juillet et décembre 2013 augmente la probabilité pour une mère de prendre un congé parental de 2,3 points de pourcentage. Il en va de même pour celles dont la naissance a lieu entre juillet et décembre 2014 plutôt qu'entre juillet et décembre 2013. Toutefois, ces effets saisonniers ne sont pas statistiquement significatifs au seuil de 10%. Les effets marginaux estimés pour les caractéristiques retenues révèlent quelques effets plutôt attendus ou déjà identifiés dans la littérature analysant les caractéristiques des mères interrompant leur carrière suite à une naissance (voir Pailhé et Solaz, 2006, pour la France). Ainsi, on observe que donner naissance à un 3$^{e}$ enfant ou plus plutôt qu'à un 2$^{e}$ augmente la probabilité de prendre un congé parental de 4,8 points de pourcentage. En effet, une famille nombreuse implique potentiellement davantage de disponibilités des parents mais aussi des frais plus importants liés à des placements en crèche (ou chez une assistante maternelle), au périscolaire et/ou en garderie lorsque les parents

travaillent. En outre, les diverses prestations sociales et familiales conditionnées au revenu et liées au nombre d'enfants dans le ménage peuvent également partiellement compenser la perte de revenus qu'engendre la prise du congé parental. L'effet négatif observé pour l'âge de l'enfant le plus jeune au moment de la naissance du dernier tend à confirmer ces hypothèses. Un enfant plus âgé n'occasionnera pas nécessairement les mêmes frais de garde ni les mêmes contraintes d'un point de vue de l'organisation de la vie de famille. Enfin, on observe un effet positif de la vie de famille en couple sur la probabilité de recourir au congé parental. On peut ainsi supposer qu'il est plus facile pour une mère de faire ce choix lorsqu'il y a un second revenu dans le ménage. Ce dernier limite la perte de niveau de vie et rend vraisemblablement la situation financièrement plus supportable.

Concernant le niveau de diplôme, nous trouvons également que plus il est élevé et plus les chances de s'orienter vers le congé parental sont faibles. Les mères ayant un niveau de diplôme correspondant au niveau Bac+2 ont une probabilité de prendre un congé parental de 11,8 points de pourcentage plus faible que celles n'ayant aucun diplôme ou un diplôme inférieur au Bac. Cette diminution de probabilité de prendre un congé parental est encore plus prononcée pour les mères diplômées du supérieur puisqu'elle s'élève à 15,9 points de pourcentage. Dans les faits, le niveau de diplôme est fortement corrélé à la qualité de l'emploi ou encore le niveau de salaire de celui-ci. Or, en France, différents travaux ont montré que les femmes qui occupaient des emplois peu qualifiés ou dont les conditions de travail étaient jugées peu satisfaisantes avaient tendance à davantage s'orienter vers le congé parental (Afsa, 1996 ; Bonnet et Labbé, 1999 etc.). De plus, pour des personnes très qualifiées et potentiellement bien rémunérées, la perte de revenus qui découle de la prise du congé parental est souvent brutale et peut constituer un frein à cette décision. Les mères résidant en agglomération parisienne semblent avoir davantage recours au congé parental. Cela peut s'expliquer par le fait que les conditions de vie, et notamment les temps de transport, font que ces mères ont davantage recours à des modes de garde de longue durée. Ananian et Robert-Bobée (2009) montrent en effet que les enfants de moins de 3 ans sont nettement plus fréquemment gardés en crèche en agglomération parisienne que partout ailleurs. On peut alors penser qu'en agglomération parisienne, la non obtention d'une place en crèche peut davantage inciter un ménage à recourir au congé parental pour faire face à cette problématique de garde.

## Tableau 1 : Effet de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein parmi les mères actives au moment de la naissance

| **Variables** | **Proba. de prendre un congé parental** |
|---|---|
| T : naissance entre juillet 2014 et juin 2015 | 0,013 |
| | (0,027) |
| R : naissance entre janvier et juin | 0,023 |
| | (0,027) |
| T×R : effet de la réforme | -0,080** |
| | (0,038) |
| Âge | -0,003 |
| | (0,006) |
| *Rang de naissance de l'enfant* : | |
| 2 | *Réf.* |
| 3 et plus | 0,048** |
| | (0,021) |
| Âge de l'enfant le plus jeune | -0,007* |
| | (0,004) |
| Vit en couple | 0,180*** |
| | (0,023) |
| *Niveau de diplôme :* | |
| Moins que le Bac | *Réf.* |
| Bac | 0,001 |
| | (0,027) |
| Bac +2 | -0,118*** |
| | (0,025) |
| Diplôme supérieur | -0,159*** |
| | (0,024) |
| *Unité urbaine du logement :* | |
| Commune rurale | *Réf.* |
| Unité urbaine de moins de 20 000 habitants | 0,050 |
| | (0,033) |
| Unité urbaine de 20 000 à moins de 200 000 habitants | -0,038 |
| | (0,029) |
| Unité urbaine de 200 000 habitants ou plus | 0,041 |
| | (0,030) |
| Agglomération parisienne | 0,061* |
| | (0,035) |
| **Observations** | **2 135** |

*Source :* Enquêtes *Emploi* (Insee) de 2013 à 2016.
*Champs d'étude :* Analyse réalisée pour les mères identifiées comme actives au moment de la naissance de leur deuxième enfant ou plus, entre l'âge de 20 ans et 50 ans, sur la période considérée. Seuls les congés parentaux à temps plein sont étudiés.
*Note :* Les effets marginaux sont calculés au point moyen. L'effet marginal associé au terme d'interaction T×R est calculé selon la méthode proposée par Ai et Norton (2003). ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Les écarts-types sont représentés entre parenthèses.

Comme l'ont montré notamment Afsa (1996) et Piketty (2005) pour la réforme de l'APE entrée en vigueur en 1994, les réformes du congé parental peuvent impacter différemment les taux d'activité et d'emploi des mères. Ces dernières peuvent en effet réagir de manière différente à ces réformes selon qu'elles sont au chômage ou en emploi au moment de la naissance de leur enfant. Par conséquent, nous avons également examiné les conséquences de la réduction de la durée d'indemnisation du congé parental de 36 à 24 mois sur la probabilité de prendre un congé parental en considérant uniquement les mères salariées et occupant un emploi stable (CDI dans le privé et agents titulaires dans le public) au moment de la naissance. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Les données issues de l'enquête *Emploi* nous permettent de connaître qu'un nombre limité de caractéristiques de l'emploi occupé au moment de la naissance. En effet, il est nécessaire de les observer avant la naissance car, après, elles sont susceptibles d'avoir été impactées par cette naissance. Par conséquent, notre échantillon d'étude est restreint aux seules mères dont on peut observer les caractéristiques de l'emploi qu'elles occupaient durant l'année précédant la naissance. Pour ne pas réduire de manière trop importante notre échantillon d'étude, nous avons considéré, non seulement les mères enquêtées au cours de l'année précédant la naissance, mais également celles enquêtées après et pour lesquelles les questions posées relatives à la situation un an avant la date d'enquête décrivent leur emploi l'année avant la naissance. Néanmoins, les questions rétrospectives posées ne permettent de connaître que certaines caractéristiques de l'emploi occupé un an auparavant : la CSP de l'enquêté, le type de secteur (public ou privé), le temps de travail (temps plein et différentes quotités de temps partiel) et si l'enquêté encadre ou non d'autres salariés.

Les résultats obtenus révèlent que la réforme a réduit la probabilité de prendre un congé parental à temps plein l'année suivant la naissance de 9,2 points de pourcentage parmi les salariées occupant un emploi stable au moment de la naissance. Ainsi, la réforme a eu un effet légèrement plus bénéfique à court terme sur l'emploi salarié des mères de deux enfants ou plus que sur leur participation au marché du travail. Les mères au chômage au moment de la naissance de leur enfant ont donc un peu moins renoncé à recourir au congé parental suite à la réforme que celles en emploi. Certaines mères au chômage peuvent retirer un avantage financier à prendre un congé parental dès lors que le montant de l'indemnisation est supérieur aux allocations chômage. Ces dernières n'ont alors aucun intérêt à renoncer au congé parental même après l'entrée en vigueur de la réforme. Elles continueront en effet à recourir à ce dispositif mais simplement pour une durée de deux ans, période pendant laquelle elles pourront bénéficier de l'avantage financier que leur procure le congé parental. Globalement, il ressort que les caractéristiques socio-démographiques influencent sensiblement de la même manière la probabilité de prendre un congé parental, que l'on considère uniquement les mères salariées occupant un emploi stable au moment de la naissance ou toutes celles participant au marché du travail. Seule l'unité urbaine du logement a une influence plus significative avec les mères résidant dans une commune rurale qui se distinguent par une probabilité de prendre un congé parental plus faible.

**Tableau 2 : Effet de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein parmi les mères salariés et occupant un emploi stable au moment de la naissance**

| **Variables** | **Proba. de prendre un congé parental** |
|---|---|
| T : naissance entre juillet 2014 et juin 2015 | 0,048<br>(0,034) |
| R : naissance entre janvier et juin | 0,035**<br>(0,035) |
| T×R : effet de la réforme | -0,094**<br>(0,047) |
| Âge à la naissance | -0,004<br>(0,003) |
| A donné naissance à un 3e enfant ou plus | 0,046*<br>(0,028) |
| Âge de l'enfant précédent | -0,008<br>(0,005) |
| Vit en couple | 0,113***<br>(0,039) |
| *Niveau de diplôme :* | |
| Moins que le Bac | *Réf.* |
| Bac | -0,068**<br>(0,032) |
| Bac +2 | -0,145***<br>(0,028) |
| Diplôme supérieur | -0,146***<br>(0,031) |
| *Unité urbaine du logement :* | |
| Commune rurale | *Réf.* |
| Unité urbaine de moins de 20 000 habitants | 0,089**<br>(0,043) |
| Unité urbaine de 20 000 à moins de 200 000 habitants | 0,015<br>(0,041) |
| Unité urbaine de 200 000 habitants ou plus | 0,077*<br>(0,040) |
| Agglomération parisienne | 0,105**<br>(0,045) |
| Employée ou ouvrière | -0,034<br>(0,027) |
| Encadrement | -0,067**<br>(0,032) |
| Mi-temps ou moins | 0,190***<br>(0,065) |
| Salariée du public | -0,091***<br>(0,026) |
| **Observations** | **1 200** |

*Source :* Enquêtes Emploi (Insee) de 2013 à 2016.
*Champs d'étude :* Analyse réalisée pour les mères salariées et occupant un emploi stable au moment de la naissance de leur deuxième enfant ou plus, entre l'âge de 20 ans et 50 ans, sur la période considérée. Seuls les congés parentaux à temps plein sont étudiés.
*Note :* Les effets marginaux sont calculés au point moyen. L'effet marginal associé au terme d'interaction T×R est calculé selon la méthode proposée par Ai et Norton (2003). ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Les écarts-types sont représentés entre parenthèses.

L'effet des caractéristiques de l'emploi occupé au moment de la naissance sur la probabilité de prendre un congé parental révèlent des résultats intéressants. On peut ainsi observer que, lorsque les femmes occupent des postes dans lesquels elles encadrent d'autres salariés, elles s'arrêtent moins. Cela suggère que le recours au congé parental est négativement corrélé avec le degré de responsabilités dans l'emploi. Les mères à mi-temps ou moins sont celles qui privilégient le plus l'option du congé parental. Leur probabilité de prendre un congé parental à temps plein est supérieur de 20,3 points de pourcentage à celle des autres salariées. On peut supposer que leur perte de revenus engendrée par la prise du congé parental est moindre et rend ainsi leur décision financièrement moins compliquée. Il se peut également que ces mères se soient mises à mi-temps car il ne leur était pas possible de concilier leur vie de famille avec un emploi à temps plein. Dans ce cas, l'arrivée d'un enfant supplémentaire, complique encore davantage la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle ce qui peut se traduire par un recours au congé parental. Conformément à l'étude de Duvivier et Narcy (2015) qui montre que les interruptions de carrière suite à une naissance sont significativement moins fréquentes dans le secteur public que dans le secteur privé, les mères titulaires de la fonction publique optent moins souvent pour le congé parental que les mères salariées du secteur privé. Ce moindre recours s'explique notamment par l'existence de davantage de mesures de conciliation dans le public que dans le privé (Lanfranchi et Narcy, 2015). Il apparaît que la catégorie socio-professionnelle de l'emploi ne détermine pas significativement la probabilité de choisir le congé parental. Si son influence a déjà été montrée dans un certain nombre de travaux sur ces questions, la non-significativité peut s'expliquer par le fait que nous considérions déjà le niveau de diplôme de la mère dans notre modèle. Ce dernier étant potentiellement corrélé avec la catégorie sociale, les effets se neutralisent vraisemblablement.

La réduction de la durée d'indemnisation du congé parental de 36 à 24 mois a eu un effet fortement négatif sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein au cours de la première année suivant la naissance. Comme la plupart des mères optant pour un congé parental le font à la suite de leur congé maternité, nous pouvons en conclure que la réforme s'est traduite par un moindre recours au congé parental, et non simplement par une réduction de la durée prise. Cette réforme a donc eu un effet bénéfique sur les taux d'activité et d'emploi des mères de deux enfants ou plus au cours des 3 années qui suivent la naissance. Le fait de ne plus pouvoir prendre un congé parental indemnisé jusqu'à la scolarisation de l'enfant le rend globalement moins attractif. Néanmoins, il est légitime de penser que ce moindre attrait pour le congé parental ne concerne vraisemblablement pas toutes les mères de manière homogène.

## 4.2. Existe-t-il des mères plus particulièrement impactées par la réforme ?

Le fait qu'une réduction d'une année de la durée d'indemnisation du congé parental entraîne un moindre recours à ce dispositif suggère que les difficultés liées à la garde des enfants sont plus prononcées (ou anticipées comme telles par les familles) lorsque l'on cherche à faire garder son enfant au cours de l'année précédant la scolarisation plutôt qu'à la suite du congé maternité. Cependant, les plus grandes difficultés liées à la garde à mesure que les enfants grandissent ne concernent vraisemblablement pas toutes les mères. Par conséquent, certaines catégories de mères sont susceptibles d'avoir été davantage impactées par la réforme que d'autres.

Pour examiner s'il existe un profil de mères plus particulièrement touchées par la réforme, nous restreignons l'analyse aux seules mères salariées et occupant un emploi stable au moment de la naissance de leur enfant. Ce choix nous permet de vérifier si la réforme produit des effets différenciés, non seulement selon certaines caractéristiques socio-démographiques des mères, mais également selon certaines caractéristiques de l'emploi qu'elles occupent.

Au niveau méthodologique, pour déterminer si la réforme a eu un effet différencié sur la probabilité de prendre un congé parental selon certaines caractéristiques socio-démographiques et/ou d'emploi, il est nécessaire de considérer l'effet d'un triple terme d'interaction. Plus formellement, si l'on souhaite évaluer si la réforme a impacté différemment le recours au congé parental selon que les mères présentent ou non la caractéristique $X^1$, nous estimons le modèle suivant :

$$Y_i = \alpha + \beta_1 T_i + \beta_2 T_i \times X_i^1 + \gamma_1 R_i + \gamma_2 R_i \times X_i^1 + \delta_1 T_i \times R_i + \delta_2 T_i \times R_i \times X_i^1 + X'_i\theta + \varepsilon_i \quad (3)$$

Le coefficient $\delta_2$ mesure l'effet différencié de la réforme selon la caractéristique $X^1$.

Comme Norton *et al*. (2004) le démontrent, estimer l'effet marginal associé à un triple terme d'interaction n'est possible qu'à la condition que les trois variables que l'on fait interagir soient dichotomiques. Par conséquent, toutes les caractéristiques socio-démographiques et d'emploi considérées sont dichotomiques. Le tableau 4 présente les effets différenciés de la réforme selon les différentes caractéristiques socio-démographiques et d'emploi considérées. Les deux premières lignes présentent les effets marginaux de la réforme pour chacune des modalités de la caractéristique retenue. La dernière ligne affiche, elle, la différence entre les deux précédentes et permet d'obtenir l'effet différencié de la réforme entre les deux types de mères. Un signe positif (respectivement négatif) implique que la réforme a moins (respectivement plus) fortement impacté les mères ayant la caractéristique $X^1$ que celles ne l'ayant pas.

## Tableau 3 : Effet différencié de la réforme sur la probailité de prendre un congé parental à temps plein

### 3-a : Selon certaines caractéristiques socio-démographiques

| | **Rang de naissance** | **Statut marital** | **Niveau de diplôme** | **Lieu de résidence** |
|---|---|---|---|---|
| $X^1 = 1$ | 3e enfant ou plus | En couple | > à Bac+2 | Commune rurale |
| $X^1 = 0$ | 2e enfant | Célibataire | ≤ à Bac+2 | Agglomération |
| **Effet de la réforme si $X^1 = 1$** | -0,158* | -0,093* | 0,041 | -0,012 |
| | (0,090) | (0,051) | (0,080) | (0,086) |
| **Effet de la réforme si $X^1 = 0$** | -0,067 | -0,147 | -0,163*** | -0,132** |
| | (0,058) | (0,158) | (0,061) | (0,059) |
| **Différence** | -0,091 | 0,053 | 0,204** | 0,120 |
| | (0,107) | (0,166) | (0,101) | (0,104) |

### 3-b : Selon certaines caractéristiques de l'emploi

| | **Secteur** | **Encadre des salariés** | **Temps de travail** | **CSP** |
|---|---|---|---|---|
| $X^1 = 1$ | Public | Oui | Mi-temps ou moins | Ouvrier ou employé |
| $X^1 = 0$ | Privé | Non | Plus que mi-temps | Cadre ou PI |
| **Effet de la réforme si $X^1 = 1$** | 0,043 | -0,049 | -0,645*** | -0,157** |
| | (0,079) | (0,071) | (0,169) | (0,079) |
| **Effet de la réforme si $X^1 = 0$** | -0,157*** | -0,106** | -0,068 | -0,065 |
| | (0,060) | (0,054) | (0,050) | (0,062) |
| **Différence** | 0,200** | 0,059 | -0,577** | -0,092 |
| | (0,100) | (0,127) | (0,243) | (0,100) |

*Source :* Enquêtes *Emploi* (Insee) de 2013 à 2016.
*Champs d'étude :* Analyse réalisée pour les mères salariées et occupant un emploi stable au moment de la naissance du deuxième enfant ou plus, entre l'âge de 20 ans et 50 ans, sur la période considérée. Seuls les congés parentaux à temps plein sont étudiés.
*Note :* PI correspond aux professions intermédiaires. Les effets marginaux sont calculés au point moyen et sont calculés selon la méthode proposée par Cornelißen, et Sonderhof (2009). ***, ** et * désignent les niveaux de significativité au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement. Les écarts-types sont représentés entre parenthèses.
*Lecture :* La probabilité de prendre un congé parental s'est réduite de 15,8 points de pourcentage après la réforme pour les mères ayant donné naissance à un 3e enfant ou plus alors que cette probabilité n'a diminué que de 6,7 points de pourcentage pour les mères ayant donné naissance à un 2e enfant. La réforme a donc été moins pénalisante pour ces dernières de 9,1 points de pourcentage.

Les résultats présentés dans le tableau 4 révèlent que les mères significativement les plus impactées par la réforme sont celles non diplômées du supérieur, celles salariées du secteur privé et celles travaillant à mi-temps ou moins au moment de la naissance. De manière assez logique, ces catégories de mères correspondent à celles les plus potentiellement concernées par la réforme. En effet, ce sont celles qui, avant la réforme, avaient les interruptions de carrière consécutivement à une naissance les plus longues. La littérature consacrée aux déterminants des interruptions de carrière suite à une naissance met en évidence un effet négatif du niveau de diplôme, non seulement sur la probabilité d'interruption, mais également sur sa durée. Duvivier et Narcy (2015) ont également montré que ces interruptions sont moins fréquentes et moins longues au sein du secteur public qu'au sein du secteur privé. On peut penser que ces interruptions de carrière plus courtes s'expliquent par la prise d'un congé parental de plus courte durée. Les données de l'enquête *Emploi* nous permettent de confirmer cette hypothèse. Il est en effet demandé aux enquêtés en congé parental à temps plein au moment de l'enquête d'en préciser sa durée. Nous montrons ainsi qu'au cours des années avant l'entrée en vigueur de la réforme, les mères diplômées du supérieur et celles salariées du secteur public sont effectivement significativement moins nombreuses à opter pour un congé parental d'une durée maximale de 3 ans que leurs contreparties. Les raisons pour lesquelles ces catégories de mères avaient davantage tendance, avant la réforme, à prendre un congé parental de 3 ans nous éclairent sur les types de difficultés que les mères peuvent désormais rencontrer avec un congé parental indemnisé sur 2 ans, contraignant certaines d'entre elles à y renoncer.

Concrètement, avant la réforme, les mères les moins diplômées et celles travaillant à mi-temps ou moins avaient vraisemblablement un coût d'opportunité d'interruption de carrière moindre que leurs contreparties en raison notamment d'une plus faible rémunération perçue se traduisant par un taux de remplacement supérieur. Cette plus faible rémunération peut expliquer pourquoi ces mères ont moins recours au congé parental après la réforme. En effet, on peut penser que leurs plus faibles revenus[7] ne leur permettent pas de financer un mode de garde auquel il est nécessaire de recourir au cours de la dernière année avant la scolarisation. Ce constat peut s'expliquer par un coût mensuel moyen du mode de garde plus élevé quand ce dernier est trouvé au cours de l'année précédant l'entrée en maternelle plutôt qu'à la suite du congé maternité. Le mode de garde optimal pour les parents peut être en effet considéré comme plus difficile à trouver à mesure que les enfants grandissent. Par conséquent, les ménages aux revenus modestes peuvent assumer le coût mensuel du mode de garde sur 3 années mais pas celui qui résulte d'un mode de garde pris uniquement durant la dernière année avant la scolarisation.

Le fait que seules les mères du secteur privé soient impactées par la réforme et pas leurs homologues du secteur public suggère également que l'absence d'un mode de conciliation alternatif au congé parental durant la dernière année avant la scolarisation incite certaines mères à opter pour un congé parental. En effet, anticiper de ne pas pouvoir trouver un mode de garde durant l'année non couverte par l'indemnisation et ne pas avoir la possibilité d'adapter sa vie professionnelle en conséquence (en passant, par exemple, à temps partiel) constitue une raison supplémentaire à ne pas prendre du tout de congé parental. Comme Lanfranchi et Narcy (2015) l'ont montré, le secteur public offre davantage de mesures de conciliation que le secteur privé, et notamment une plus grande facilité à passer à temps

[7] Nous avons vérifié, à partir des données de l'enquête *Emploi*, que les mères à mi-temps ou moins au moment de la naissance l'étaient principalement en raison de l'impossibilité de trouver un emploi à temps plein et non pas pour des raisons familiales.

partiel. Par conséquent, les mères fonctionnaires peuvent adapter plus facilement leur vie professionnelle à leur vie familiale, notamment si elles ont des difficultés à trouver un mode de garde. Duvivier et Narcy (2015) montrent d'ailleurs que la naissance d'un enfant engendre des passages à temps partiel bien plus fréquents dans le secteur public que dans le secteur privé.

# 5. CONCLUSION

Depuis son instauration, le congé parental a été réformé à plusieurs reprises en France comme dans la plupart des pays développés. La très grande majorité de ces réformes ont eu pour objectif de le rendre plus généreux en augmentant, soit sa durée, soit sa période d'indemnisation. Toutefois, en France, la dernière réforme du congé parental entrée en vigueur en janvier 2015 s'est traduite, pour les deuxièmes naissances ou celles de rang supérieur, par une réduction d'une année de sa durée d'indemnisation dès lors que ce congé n'est pris que par un seul des deux parents. À notre connaissance, la recherche menée dans cet article est la première à évaluer les conséquences de cette réforme sur la probabilité pour les mères ayant donné naissance à deuxième enfant ou plus, et donc directement concernées par la réforme, de prendre un congé parental à temps plein.

Pour identifier l'effet causal de cette réforme, la démarche empirique adoptée consiste à associer méthode de régression sur discontinuité et méthode des doubles différences. Une telle démarche permet d'attribuer à la seule réforme, et non à des différences de caractéristiques observables et inobservables entre les mères ainsi qu'à d'éventuels effets saisonniers, toute différence dans la probabilité d'opter pour un congé parental entre les mères selon qu'elles aient donné naissance à un enfant juste avant ou juste après la réforme.

Les résultats obtenus révèlent que la réforme a eu un impact fortement négatif sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein pour les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant ou plus au cours des 6 mois suivant son entrée en vigueur par rapport à celles ayant donné naissance au cours des 6 mois la précédant. Comme la très grande majorité des mères choisissant d'opter pour un congé parental le font à la suite de leur congé maternité, nous pouvons en conclure que la réduction de sa durée d'indemnisation de 3 à 2 ans s'est traduite par un moindre recours à ce dispositif, et non par une simple diminution de la durée du congé parental pris. Cette réforme a donc eu un effet bénéfique sur les taux d'activité et d'emploi des mères de 2 enfants ou plus au cours des 3 années suivant la naissance. Cela suggère que les difficultés liées à la garde des enfants sont plus importantes (ou anticipées comme telles par les ménages) à mesure que les enfants grandissent, conduisant certaines mères à renoncer au congé parental lorsque ce dernier n'est plus indemnisé au cours de l'année précédant la scolarisation. En effet, à mesure que l'on se rapproche de l'entrée en maternelle, il peut être moins aisé de trouver un mode de garde permettant de concilier vie familiale et vie professionnelle ou même d'en trouver un. En outre, le mode de garde éventuellement trouvé peut s'avérer plus coûteux à financer que celui qui aurait pu être retenu à la suite du congé maternité.

Cela explique pourquoi il existe un profil de mères plus particulièrement touchées par la réduction de la durée d'indemnisation du congé parental. Il s'agit, d'une part, de celles ayant le plus de difficultés à concilier vie familiale et vie professionnelle avant la scolarisation de l'enfant et, d'autre part, de celles dont les revenus ne permettent pas de financer un mode de

garde au cours de l'année plus couverte par l'indemnisation, ni de prendre une troisième année de congé parental sans percevoir d'indemnités.

Les données mobilisées ne nous permettent pas de considérer un nombre important de caractéristiques d'emploi, et plus particulièrement le niveau de rémunération perçue par les mères, et plus généralement du ménage, au moment de la naissance. Une description plus détaillée du ménage et notamment des caractéristiques du père s'avérerait également utile. En effet, disposer de davantage d'informations relatives au ménage et à l'emploi occupé par les mères au moment de la naissance contribuerait à encore mieux comprendre les raisons qui poussent certaines mères à renoncer au congé parental suite à la réforme. Néanmoins, la prise en compte de ces caractéristiques supplémentaires ne modifierait pas significativement l'évaluation globale de la réforme sur la probabilité de prendre un congé parental à temps plein. En effet, considérer uniquement des mères ayant donné naissance juste avant et juste après la réforme les rend très similaires, quelles que soient les caractéristiques socio-démographiques et d'emploi retenues.

Les conséquences d'une telle réforme, d'un point de vue de la politique publique, sont difficiles à appréhender. Puisque la durée de congés indemnisés qu'un ménage peut prendre est réduite de 3 à 2 années (si le conjoint n'utilise pas la troisième et dernière année) et que moins de mères utilisent ce dispositif, il devient mécaniquement moins couteux d'un point de vue des dépenses publiques. Cependant, de nombreuses études ont déjà montré qu'une extension du congé parental pouvait avoir des effets positifs sur la santé des mères mais également sur le bien-être et le développement des enfants. Dès lors, cette réforme pourrait désormais laisser place à des effets plus négatifs et éventuellement induire des dépenses supplémentaires dans les domaines de l'éducation, la santé etc. Une analyse coûts-bénéfices d'une telle réforme prenant en compte les retombées diverses de la réduction de la durée du congé parental semble donc nécessaire pour savoir si les gains en termes de dépenses publiques l'emportent sur les diverses conséquences négatives évoquées. En outre, il sera intéressant d'examiner à plus long terme les conséquences de cette réforme sur les inégalités sur le marché du travail entre les femmes et les hommes. En effet, les femmes s'interrompant moins fréquemment suite à la naissance d'un deuxième enfant ou plus après cette réforme, il est possible que cela ait un effet bénéfique sur leurs perspectives de carrière et de rémunération.

## BIBLIOGRAPHIE


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., NORTON E., 2003, "*Interaction terms in logit and probit models",* Economics Letters, 80, pp. 123-129.

ALLAIN L., SEDILLOT 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.

ANANIAN S., ROBERT-BOBEE I., 2009, *« Modes de garde et d'accueil des enfants de moins de 6 ans en 2007 »*, Etudes et résultats.

BAKER M., 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.

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

CARNEIRO P., LØKEN K., 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., 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.

COOLS S., FIVA J., KIRKEBØEN L., 2015, *"Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents"*, The Scandinavian Journal of Economics, 117(3), pp. 801-828.

CORNELIßEN T., SONDERHOF K., 2009, *"Partial effects in probit and logit models with a triple dummy-ariable interaction term"*, Stata Journal, 9(4), pp. 571-583.

DANZER N., LAVY V., 2013, *"Parental Leave and Children's Schooling Outcomes: Quasi-Experimental Evidence from a Large Parental Leave Reform"*, IZA Discussion Paper 7626.

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

DUVIVIER C., NARCY M., 2015, *"The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison"*, Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations, 29(4), pp. 415-443.

EKBERG J., ERIKSSON R., FRIEBEL G., 2013, *"Parental leave – A policy evaluation of the Swedish "Daddy-Month" reform"*, Journal of Public Economics, 97, pp. 131-143.

GUERTZGEN N., HANK K., 2018, *"Maternity Leave and Mothers' Long-Term Sickness Absence: Evidence From West Germany"*, Demography, 55(2), pp. 587-615.

JOSEPH O., PAILHÉ A., RECOTILLET I., SOLAZ A., 2013, *"The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform"*, Labour Economics, 25, pp. 63-75.

LALIVE R., SCHLOSSER A., STEINHAUEUR A., ZWEIMÜLLER S., 2013, *"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., ZWEIMÜLLER S., 2009, *"How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments"*, The 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.

LEQUIEN L., 2012, *"The Impact of Parental Leave Duration on Later Wages"*, Annals of Economics and Statistics, 107/108, pp. 267-285.

LIU Q. 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.

MEURS D., PAILHE A., PONTHIEUX S., 2010, *« Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes »*, Revue de l'OFCE, 114(3), pp. 113-133.

MOSS P., 2016, *« Les pères dans les politiques de congés parentaux. Retour sur les données européennes de l'International Network on Leave Policies and Research »*, Revue des politiques sociales et familiales, 122, pp. 103-110.

NORTON E., WANG H., AI C., 2004, *"Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models"*, The Stata Journal, 4(2), pp. 154-167.

OCDE, 2016, *"Parental leave: Where are the fathers? Men's uptake of parental leave is rising but still low",* Policy Brief, Mars.

PAILHE, A., 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.

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), 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., LUDSTECK J., 2014, *"Expansions in Maternilty Leave Coverage and Mothers' Labor Market Outcomes after Childbirth"*, Journal of Labor Economics, 32(3), pp. 469-505.

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

THÉVENON O., SOLAZ A., 2013, *"Labour Market Effects of Parental Leave Policies in OECD Countries"*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 141.

# ANNEXE

## Tableau A1 – Caractéristiques socio-démographiques et certaines caractéristiques d'emploi des mères selon le moment de la naissance

| Variables | Naissance entre juillet et décembre 2014 | Naissance entre janvier et juin 2015 |
|---|---|---|
| **Caractéristiques socio-démographiques** | | |
| Age | 32,5 | 32,6 |
| *Rang de naissance de l'enfant* : | | |
| 2 | 60,6 | 61,1 |
| 3 | 25,0 | 25,6 |
| Plus de 3 | 14,4 | 13,3 |
| Age de l'enfant le plus jeune | 4,2 | 4,3 |
| Vit en couple* | 89,3 | 85,5 |
| *Niveau de diplôme :* | | |
| Diplôme supérieur | 26,1 | 26,9 |
| Bac +2 | 18,7 | 17,8 |
| Bac | 21,4 | 19,4 |
| Moins que le Bac | 33,8 | 35,9 |
| *Unité urbaine du logement :* | | |
| Commune rurale | 23,5 | 23,3 |
| Unité urbaine de moins de 20 000 | 17,2 | 17,7 |
| Unité urbaine de 20 000 à moins de 200 000 habitants | 23,1 | 22,9 |
| Unité urbaine de 200 000 habitants ou plus | 21,0 | 21,6 |
| Agglomération parisienne | 15,2 | 14,5 |
| **Caractéristiques de l'emploi** | | |
| Mi-tps et moins | 4,2 | 4,8 |
| Employé ou ouvrier | 62,5 | 67,1 |
| Encadrement d'autres salariés | 13,5 | 12,8 |
| Salarié du public | 32,7 | 27,6 |

*Source :* Enquêtes *Emploi* (Insee) de 2013 à 2016.
*Champs d'étude :* Les caractéristiques socio-démographiques sont déterminées en considérant les mères identifiées comme actives au moment de la naissance. Les caractéristiques de l'emploi sont déterminées en considérant uniquement les mères salariés et occupant un emploi stable au moment de la naissance.
*Note :* ***, ** et * renvoient aux seuils de significativité 1%, 5% et 10% respectivement, pour les tests d'égalité de proportions.

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site http://ceet.cnam.fr/

***N° 196*** *De l'emploi stable au travail insoutenable. Trajectoires d'ouvrières agricoles en groupement d'employeurs.*
NICOLAS ROUX
**avril 2018**

***N° 195*** *Work Organisation and Workforce Vunerability to Non-Employment: Evidence from OECD's Survey on Adult Skills (PIAAC) /* Organisation du travail et vulnérabilité au non-emploi : une étude empirique à partir de l'évaluation des compétences des adultes de l'OCDE (PIAAC)
NATHALIE GREENAN, EKATERINA KALUGINA, MOUHAMADOU MOUSTAPHA NIANG
**décembre 2017**

***N° 194*** *Enjeux et usages de la formation professionnelle dans la sécurisation des trajectoires d'emploi : des initiatives territoriales aux réformes nationales*
CAROLE TUCHSZIRER
**septembre 2017**

***N° 193*** *Measuring Vulnerability to Adverse Working Conditions: Evidence from European Countries /* Mesurer la vulnérabilité à la dégradation des conditions de travail dans les pays européens
NATHALIE GREENAN, MAJDA SEGHIR
**septembre 2017**

***N°192*** *Comparative Analysis of Apprenticeship Training in France and Germany /* Une analyse comparative de l'efficacité de l'apprentissage en France et en Allemagne
CLÉMENT BRÉBION
**mai 2017**

***N° 191*** *The Effects of Firm Size on Job Quality: A Comparative Study for Britain and France /* La qualité de l'emploi en France et en Grande-Bretagne : quels effets de la taille de l'entreprise ?
ALEX BRYSON, CHRISTINE ERHEL, ZINAÏDA SALIBEKYAN
**avril 2017**

***N° 190*** *L'évaluation randomisée dans la réforme du service public de l'emploi*
CLAIRE VIVÉS
**avril 2017**

***N° 189*** *Réforme des rythmes éducatifs à Paris : quelle politique d'emploi des animateurs ?*
GÉRALDINE RIEUCAU
**février 2017**

***N° 188*** *L'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France. Une étude sur données de panel administratives*
BEN HALIMA BASSEM, BEN HALIMA MOHAMED ALI, LANFRANCHI JOSEPH, LE CLAINCHE CHRISTINE, REGAERT CAMILLE
**décembre 2016**