Institut des politiques publiques

RAPPORT IPP N° 67 – Juin 2026

Impact de la revalorisation de la prime d'activité sur les comportements d'activité

Antoine Bozio
Ilya Eryzhenskiy
Claire Leroy
Maxime Tô



Institut des
politiques publiques

L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par PSE et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-École d'Économie de Paris et le Groupe des écoles nationales d'économie et de statistique (GENES). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu





Les auteurs du rapport

Antoine Bozio est directeur d'études à l'École des hautes études en sciences sociales (EHESS), professeur titulaire de chaire à l'École d'économie de Paris (PSE) et directeur de l'Institut des politiques publiques (IPP). Il est également co-éditeur du *Journal of Public Economics*. Ses travaux de recherche concernent en particulier le système de retraite, la protection sociale et la fiscalité.
Page personnelle : https://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/fr/

Ilya Eryzhenskiy est économiste senior à l'Institut des politiques publiques au sein du pôle Environnement. Il travaille également sur les finances publiques. Il est titulaire d'un doctorat en économie de l'École d'économie de Paris.
Page personnelle : https://urfos.github.io/

Claire Leroy est affiliée à l'Institut des politiques publiques, et actuellement post-doctorante à l'Institute for Fiscal Studies à Londres, avant de rejoindre comme professeure assistante l'Université Ludwig-Maximilians à Munich. Elle est titulaire d'un doctorat de sciences économiques du CREST (IP-Paris).
Page personnelle : https: ://sites.google.com/view/claireleroy/home

Maxime Tô est économiste senior à l'institut des politiques publiques et directeur du programme retraite. En plus de ses travaux sur le système des retraites, il a participé à l'évaluation de différentes politiques liées à l'insertion professionnelle et au marché du travail. Il est titulaire d'un doctorat en sciences économiques de Sciences Po, et il est chercheur associé au Centre de recherche en économie et statistiques (Crest), à l'École d'économie de Paris (PSE) et à l'Institute for Fiscal Studies (IFS).
Page personnelle : https://sites.google.com/site/maximeto9/

Remerciements

Nous remercions la Cour des Comptes et la Direction générale de la cohésion sociale (DGCS) pour le financement de ce travail de recherche. Nous remercions en particulier Eve Caroli, Marianne Cotis, Salam Hilal, Arnaud Oseredczuk, Camille Perrault et Loïc Robert de la Cour des Comptes, ainsi que Julie Durafourg et Adrien Lagouge de la DGCS pour le suivi continu de ce projet, et leurs encouragements à chaque étape.

Nous avons bénéficié des conseils des membres du comité scientifique mis sur pied par la Cour, et nous remercions ainsi Franck Arnaud, Cédric Audenis, Sandra Bernard, Mathieu Chabaud, Tristan Loisel, Antoine Naboulet, et Benjamin Vignolles, dont les conseils avisés et connaissances du dispositif et des données ont été précieux. Nos remerciements s'étendent également au comité d'accompagnement du travail de la Cour, avec Jean-Benoît Dujol, Fabrice Lenglart, Muriel Pucci Porte, Alexandra Roulet, Yvan Ricordeau, et France Henry-Labordère.

Nous remercions la Dares, et en particulier Raphaël Lardeux et Sophie Ozil, pour la mise à disposition des données. Nous remercions enfin vivement Brice Fabre qui a pris part à l'élaboration de ce projet.

Sommaire

Remerciements **1**

1 Introduction **5**

2 La prime d'activité **11**
2.1 Description du dispositif 11
2.2 La réforme de 2019 12
2.3 Impact théorique de la réforme sur les montants et l'éligibilité 13

3 Données **17**
3.1 Le dispositif MiDAS 17
3.2 Mise en forme des bases de données 20
3.3 Échantillons d'analyse 22

4 Effets sur les bénéficiaires des minima sociaux **25**
4.1 Stratégie d'identification 25
4.2 Spécification économétrique 27
4.3 Description des populations analysées 28
4.4 Résultats 31
4.5 Discussion des résultats 34

5 Effets sur les demandeurs d'emploi **41**
5.1 Stratégie d'identification 41
5.2 Populations analysées 48
5.3 Spécification économétrique 55
5.4 Résultats 58

6 Conclusions **67**
6.1 Synthèse des résultats 67
6.2 Limites et discussion 68

Annexes **71**

A Résultats avec différents types de salaires **73**
A.1 Résultats avec les salaires de réserve 73
A.2 Résultats avec les salaires MMO 74
A.3 Comparaison des résultats selon le type de salaire 75

B Analyses par trimestre d'inscription **77**

C Résultats détaillés sur les femmes seules **79**

D Résultats détaillés de l'hétérogénéité **81**
D.1 Traitement 1 81
D.2 Traitement 2 85

Références **87**

Liste des tableaux **91**

Liste des figures **93**

Chapitre 1

Introduction

Les politiques de soutien aux bas revenus d'activité occupent aujourd'hui une place importante dans les stratégies de lutte contre la pauvreté des pays développés. Ces dispositifs, qui versent des prestations monétaires aux travailleurs sous condition d'exercice d'une activité professionnelle, affichent deux objectifs complémentaires : améliorer le pouvoir d'achat des ménages modestes et inciter à la reprise d'emploi. Cette double fonction les distingue des prestations sociales sous condition de ressources en générant potentiellement des recettes fiscales additionnelles si ces dispositifs parviennent à augmenter la participation au marché du travail.

L'efficacité de ces politiques dépend donc de leur capacité réelle à influencer les comportements d'emploi. La littérature internationale a initialement établi un consensus favorable à l'impact des incitations à l'emploi. Les évaluations empiriques des réformes successives de l'*Earned Income Tax Credit* (EITC) américain montrent des effets positifs significatifs, avec des augmentations du taux d'emploi des mères célibataires (Eissa & Liebman, 1996 ; Meyer & Rosenbaum, 2001a). De même, l'introduction du *Working Family Tax Credit* (WFTC) au Royaume-Uni s'est traduite par une hausse d'environ 5 points de pourcentage du taux d'emploi des mères isolées (Brewer et al., 2006). Ces évaluations exploitent méthodologiquement le fait que ces dispositifs ciblent initialement les familles avec enfants, permettant d'utiliser les familles sans

enfants comme groupe de contrôle (Blundell, 2006 ; Moffitt, 2003). Les effets mesurés globalement positifs sur l'offre de travail conduisent à des analyses coût-bénéfice très favorables, particulièrement aux États-Unis (Bastian & Jones, 2021 ; Hoynes & Patel, 2018).

Ce consensus fait aujourd'hui l'objet d'un débat important qui questionne la robustesse des résultats établis. Kleven (2024), utilisant une méthode homogène d'analyse d'événements, réévalue l'ensemble des réformes de l'EITC depuis sa création et ne détecte des effets positifs significatifs que pour la seule réforme de 1993. Cette réforme était concomitante à d'importantes restrictions dans l'accès aux programmes d'assistance sociale pour les personnes sans emploi, notamment le durcissement des conditions d'éligibilité et la limitation de la durée de perception des prestations, rendant difficile l'attribution des effets observés à l'EITC seul. 2024 discute aussi la validité d'une comparaison entre femmes seules et mères célibataires, qui repose sur l'hypothèse de réactions similaires entre individus avec ou sans enfant, ce qui peut être problématique tant la présence de jeunes enfants est susceptible de jouer un rôle dans les décisions de participation au marché du travail.

Au-delà du débat méthodologique, cette remise en cause rejoint les travaux de Chetty et Saez (2008) ; 2013 qui documentent la forte méconnaissance de ces dispositifs par les travailleurs éligibles. Ces études révèlent que la plupart des bénéficiaires de l'EITC ne connaissent pas les paramètres du dispositif et ne modifient pas leur comportement d'offre de travail en conséquence, suggérant que les effets comportementaux théoriques pourraient être largement surestimés dans les évaluations empiriques.

L'expérience française en matière d'incitations à l'emploi présente des résultats particulièrement contrastés qui questionnent l'adaptabilité des modèles anglo-saxons au contexte institutionnel français. La prime pour l'emploi (PPE), instaurée en 2001 comme premier dispositif français inspiré des dispositifs américain et britannique, a révélé des effets faibles et hétérogènes. Stancanelli (2008) conclut à un effet négatif sur

la participation des femmes mariées au marché du travail (-3 points de pourcentage), à un effet positif sur les femmes cohabitantes (+6 points de pourcentage) et à un effet nul sur les femmes célibataires. Vermare et al. (2008) ne trouvent aucun effet significatif de la PPE sur l'emploi dans la population générale.

Le revenu de solidarité active (RSA) activité, qui a remplacé la PPE en 2009, a également produit des résultats mitigés. Simonnet et Danzin (2014) identifient un impact positif du RSA activité sur le retour à l'emploi des mères isolées, tandis que Allègre (2011) montre un effet négatif et significatif sur l'offre de travail des femmes mariées, mais positif pour les femmes célibataires. Briard et Sautory (2012), dans une évaluation menée pour la DARES, ne trouvent aucun effet significatif sur l'offre de travail un an et demi après la création du dispositif. Plus récemment, Sicsic (2022) montre que les revenus d'activité réagissent aux changements de taux marginaux du RSA avec une élasticité de 0,1. Ces résultats contrastés soulignent qu'une expérience internationale positive n'est pas suffisante pour garantir l'efficacité de l'adaptation de ces dispositifs au contexte institutionnel français et renforcent la nécessité d'évaluations empiriques rigoureuses pour chaque dispositif.

La prime d'activité, qui a succédé au RSA activité en janvier 2016, a fait l'objet d'une revalorisation exceptionnelle en janvier 2019, constituant l'une des mesures phares de la réponse gouvernementale au mouvement des « gilets jaunes » de l'automne 2018. Cette réforme s'inscrit dans un contexte de forte contestation sociale portant notamment sur les questions de pouvoir d'achat et de justice fiscale, avec l'engagement présidentiel que « le salaire d'un travailleur au SMIC augmentera de 100 euros par mois dès 2019 sans qu'il en coûte un euro de plus à l'employeur ». La réforme a consisté principalement en une augmentation substantielle de la bonification individuelle de la prime d'activité, portée de 70 à 160 euros mensuels, accompagnée d'un relèvement du seuil de revenus d'activité donnant droit au montant maximal de cette bonification.

L'impact direct de cette réforme a été considérable. Selon l'analyse statique menée

par Dardier et al., 2022, en décembre 2019, 4,3 millions de foyers bénéficiaient de la prime d'activité, soit une augmentation de 37 % du nombre de ménages bénéficiaires par rapport à décembre 2018. Cette extension de 1,3 million de foyers bénéficiaires provient principalement de l'élargissement de l'éligibilité (80 %) et dans une moindre mesure d'une amélioration du recours au dispositif (20 %). La dépense totale du dispositif a été majorée de près de 4 milliards d'euros, avec un gain moyen estimé à 70 euros mensuels par ménage bénéficiaire. Les principaux gagnants de cette réforme sont les ménages dont les revenus d'activité sont compris entre 1 000 et 1 500 euros par mois, qui ont bénéficié d'une augmentation moyenne de 31 euros mensuels (+18 %). Cette revalorisation, concentrée sur les ménages dont les niveaux de vie sont inférieurs au niveau médian, s'est traduite par une réduction estimée du taux de pauvreté de 0,6 point, avec des effets particulièrement marqués pour les familles avec enfants, en particulier les familles monoparentales (réduction supérieure à 1 point). L'ampleur de cette réforme, tant par son envergure que par son contexte politique, en fait un objet d'étude privilégié pour l'évaluation des politiques d'incitation à l'emploi en France.

L'évaluation de l'effet causal de cette réforme sur l'emploi pose néanmoins des défis méthodologiques importants qui la distinguent des évaluations internationales de référence. Contrairement aux dispositifs de l'EITC ou du WFTC, les ménages sans enfant sont aussi éligibles au dispositif français, et ne peuvent donc constituer le groupe de contrôle « pur » naturellement utilisé par les études américaines et britanniques. Même si la récente discussion par Kleven, 2024 de la validité d'un tel groupe de contrôle peut conduire à revoir l'appréciation de la robustesse des études antérieures, le fait que dans le cas français l'ensemble des ménages soit potentiellement touché par la réforme constitue une difficulté majeure de l'analyse. L'hétérogénéité des impacts selon la composition familiale et le niveau de salaire potentiel de retour à l'emploi, variable souvent inobservée, complexifie l'identification des effets causaux. La réforme a également suscité un choc d'information important et une hausse significative du recours au dispositif (Leroy, 2024), générant des effets qu'il convient de distinguer

des réponses comportementales stricto sensu. Enfin, la mesure de l'emploi, des revenus et de la composition des ménages dans les données administratives soulève des problèmes techniques spécifiques qui affectent la précision des estimations.

Face aux difficultés méthodologiques identifiées, nous développons deux stratégies d'identification complémentaires permettant de tester la robustesse des résultats et d'éclairer les mécanismes par lesquels les incitations financières peuvent affecter les comportements d'offre de travail. Une première approche exploite les différences d'impact selon la composition familiale. Les ménages avec enfants bénéficient d'augmentations de prime d'activité plus importantes que ceux sans enfants, permettant d'utiliser ces derniers comme groupe de contrôle relatif. Cette stratégie s'inspire directement des méthodologies développées pour l'évaluation de l'EITC et du WFTC (Blundell et al., 2005 ; Eissa & Liebman, 1996). Une seconde stratégie tire parti de l'extension d'éligibilité liée au décalage du point de sortie du barème. Cette approche permet de définir trois groupes : un groupe de contrôle non affecté par la réforme (revenus au-dessus du nouveau point de sortie), un groupe de nouveaux éligibles (revenus entre l'ancien et le nouveau point de sortie), et un groupe bénéficiant d'une augmentation de montant (revenus en dessous de l'ancien point de sortie).

Notre contribution repose sur l'exploitation du dispositif MiDAS (Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés), une base de données administratives permettant de suivre simultanément les trajectoires d'emploi et de bénéfice des prestations sociales. La richesse de ces données nous permet d'identifier avec précision les effets causaux de la réforme sur différentes populations : bénéficiaires des minima sociaux et demandeurs d'emploi.

Les résultats montrent que si la réforme atteint pleinement ses objectifs redistributifs en augmentant significativement le pouvoir d'achat des travailleurs modestes, elle ne génère aucun effet détectable sur l'emploi. Cette absence d'impact comportemental persiste dans de nombreuses sous-populations analysées et se confirme par les deux stratégies d'identification développées. Ces conclusions questionnent l'efficacité

des incitations financières pour stimuler l'emploi dans le contexte français et invitent à repenser les modalités de conception de ce dispositif.

Ce document s'organise en quatre chapitres principaux. Le chapitre 2 présente le fonctionnement de la prime d'activité et détaille les modifications apportées par la réforme de 2019, en analysant leur impact théorique sur les montants et l'éligibilité selon différentes configurations familiales. Le chapitre 3 décrit les données administratives du dispositif MiDAS utilisées dans cette étude, les retraitements effectués, et définit les échantillons d'analyse retenus pour les deux stratégies d'identification. Le chapitre 4 développe la première stratégie d'identification basée sur la comparaison selon la composition familiale, appliquée aux bénéficiaires des minima sociaux. Le chapitre 5 présente la seconde stratégie d'identification appliquée aux demandeurs d'emploi, tirant parti de l'extension d'éligibilité liée au décalage du point de sortie du barème. Enfin, le chapitre 6 synthétise les résultats obtenus par les deux stratégies d'identification, discute les limites méthodologiques de l'analyse, et propose des pistes d'interprétation des résultats.

Chapitre 2

La prime d'activité

2.1 Description du dispositif

Issue de la fusion du RSA activité et de la prime pour l'emploi (PPE), la prime d'activité a été instaurée le 1er janvier 2016 avec un double objectif de lutte contre la pauvreté et d'incitation à l'activité. Cette prestation sociale monétaire est versée mensuellement sous conditions de ressources du foyer et s'adresse aux personnes âgées d'au moins 18 ans exerçant une activité professionnelle.

La prime d'activité se compose de deux éléments complémentaires. Le montant de base constitue la première composante, calculée à partir de la composition du foyer social et de ses ressources. Ce montant correspond à la différence entre le montant socle et les ressources totales du foyer, majorée d'un pourcentage des revenus d'activité. La seconde composante consiste en une bonification individuelle attribuée à chaque membre du foyer exerçant une activité professionnelle et percevant des revenus supérieurs à 0,5 SMIC. Cette bonification dépend exclusivement du niveau des revenus d'activité individuels et croît jusqu'à un seuil déterminé, renforçant ainsi les incitations monétaires à l'activité.

Le mécanisme de calcul de la prime d'activité génère un barème dont la forme reflète ces deux composantes. Pour les bas revenus d'activité, la prime augmente

avec le salaire grâce à la majoration appliquée aux revenus d'activité. Au-delà de 0,5 SMIC, la bonification individuelle s'ajoute progressivement, créant une zone où les incitations à l'activité sont renforcées. Pour les revenus plus élevés, la dégressivité du dispositif conduit à une diminution progressive de la prime jusqu'à l'extinction du droit au-delà d'un seuil de sortie qui varie selon la configuration familiale.

2.2 La réforme de 2019

La prime d'activité a fait l'objet d'une revalorisation exceptionnelle en 2019, constituant l'objet central de cette étude. Cette revalorisation exceptionnelle constitue l'une des mesures d'urgence économiques et sociales adoptées en réponse au mouvement des « gilets jaunes » de l'automne 2018, traduisant la volonté politique de répondre aux revendications de pouvoir d'achat exprimées lors de cette mobilisation sociale.

Les modifications apportées au barème comprennent trois éléments interdépendants. L'augmentation de la bonification individuelle maximale représente le cœur de la réforme, avec une hausse de 90 euros mensuels qui porte cette bonification de 70 à 160 euros. Cette modification élève le seuil d'accès à la bonification maximale, permettant aux travailleurs rémunérés au niveau du SMIC de bénéficier pleinement du dispositif, alors que ce plafond était précédemment atteint pour des rémunérations inférieures. La conséquence mécanique de ces modifications se traduit par un décalage du point de sortie du dispositif vers des niveaux de revenus plus élevés, étendant ainsi l'éligibilité à de nouvelles populations.

La mise en œuvre de cette réforme présente des caractéristiques temporelles spécifiques. Bien que promulguée le 21 décembre 2018, la réforme s'applique rétroactivement aux droits calculés à partir d'octobre 2018, entraînant une revalorisation des montants déjà versés et des régularisations pour garantir que tous les bénéficiaires perçoivent intégralement les effets de la mesure dès janvier 2019. Quel que soit le

trimestre de référence des bénéficiaires, ce mécanisme garantit que l'ensemble des foyers éligibles bénéficient intégralement des effets de la revalorisation dès la prime de janvier 2019, effectivement versée début février 2019.

Ces modifications génèrent un double effet : d'une part, une augmentation des montants pour les bénéficiaires existants, d'autre part, une extension de l'éligibilité qui élargit de 37 % le nombre de ménages bénéficiaires selon les estimations de la DREES. Le gain moyen s'établit à environ 70 euros mensuels par ménage bénéficiaire.

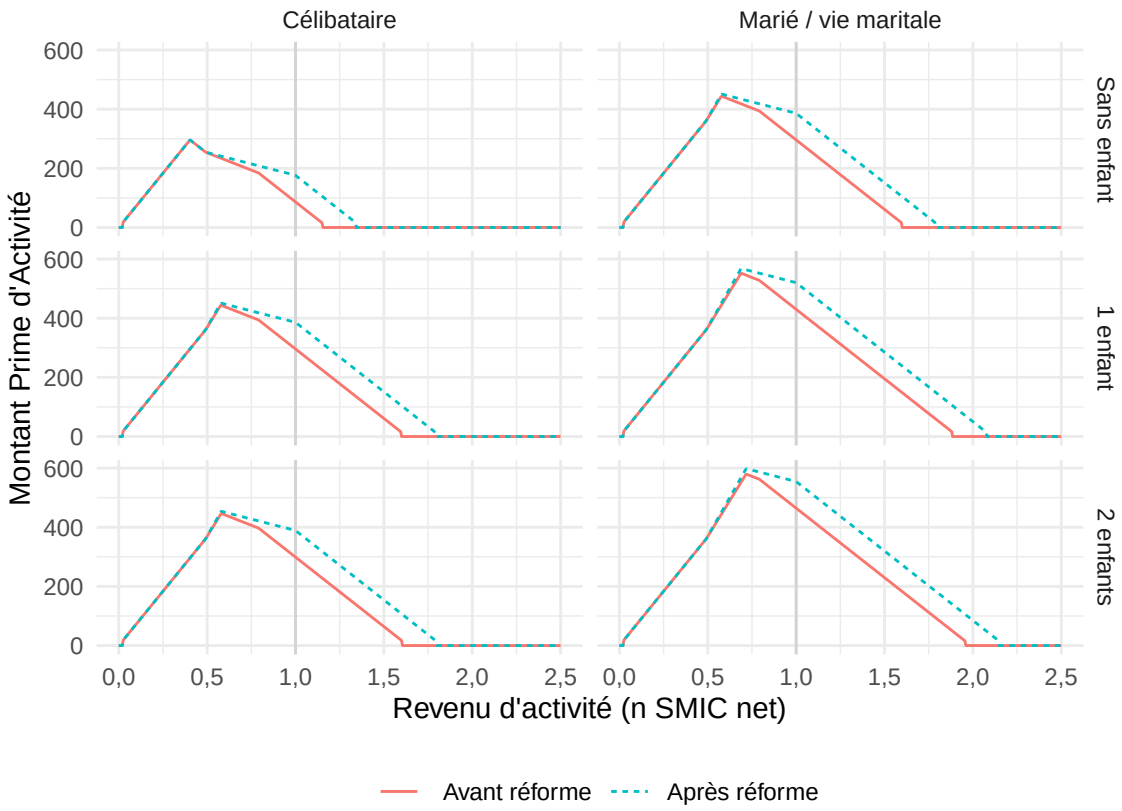
2.3 Impact théorique de la réforme sur les montants et l'éligibilité

La figure 2.1 illustre l'impact théorique de la réforme sur le barème de la prime d'activité selon différentes configurations familiales. Pour les couples, les revenus du conjoint sont supposés nuls.

Cette représentation révèle plusieurs mécanismes à l'œuvre. Pour toutes les configurations familiales, la réforme génère une augmentation substantielle du montant de prime d'activité dans la zone de revenus située entre 1 et 1,5 SMIC. L'ampleur de cette augmentation varie selon la situation familiale, les ménages avec enfants bénéficiant généralement de gains plus importants en valeur absolue. L'extension de l'éligibilité apparaît clairement pour tous les types de ménages, le point de sortie du dispositif étant décalé vers des niveaux de revenus plus élevés.

La figure 2.2 précise l'impact différentiel de la réforme selon l'activité du conjoint. La comparaison entre couples monoactifs et biactifs révèle que l'effet de la réforme varie significativement selon cette dimension. Les couples monoactifs, où seul un membre du couple travaille, bénéficient de la réforme pour un travail rémunéré entre 0,5 et 2 SMIC. Pour les personnes en couple avec un conjoint travaillant au SMIC à temps plein, le bénéfice de la réforme est généralement plus grand et devient positif pour les

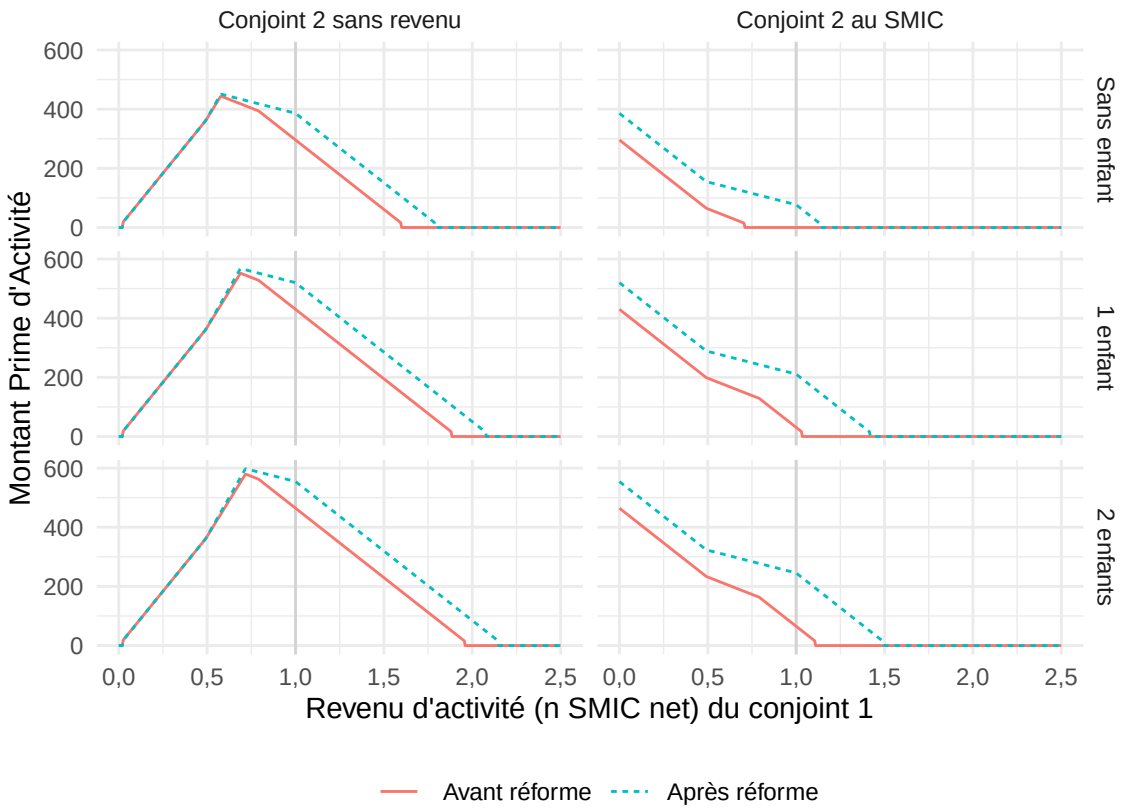
FIGURE 2.1 – Impact théorique de la réforme sur le barème de la prime d'activité



personnes ayant des revenus du travail inférieurs au SMIC, c'est à dire pour des personnes à temps partiel. L'impact pour un tel ménage est néanmoins maximal quand les deux conjoints touchent un salaire proche du SMIC.

Ces effets théoriques agissent sur plusieurs dimensions des incitations financières à l'emploi. La réforme modifie d'abord le niveau du revenu disponible pour les ménages concernés, générant un effet revenu pur. Elle affecte également les taux marginaux de taxation implicite des revenus d'activité, créant des zones où l'activité devient relativement plus ou moins attractive. Enfin, elle influence le gain au retour à l'emploi et donc les taux moyens de taxation, modifiant les incitations à la participation au marché du travail. Ces modifications des incitations financières sont susceptibles de générer des réactions comportementales à la fois à la marge extensive (participation

FIGURE 2.2 – Impact théorique de la réforme sur les couples monoactifs et les couples biactifs



au marché du travail) et à la marge intensive (intensité de l'activité professionnelle).

Chapitre 3

Données

Les données utilisées dans cette étude sont les données du dispositif MiDAS (Minima sociaux, Droits d'assurance chômage et parcours Salariés) mis en forme par la DARES. [1] Ces données ont été choisies car elles présentent plusieurs avantages dans le cadre de notre étude : elles permettent de mesurer pour un même ensemble d'individus d'une part l'éligibilité à la prime d'activité et le montant auquel ils sont éligibles et d'autre part d'observer leur trajectoire d'emploi indépendamment de leur éligibilité. Bien que portant sur un champ restreint de la population, l'exhaustivité des données permet par ailleurs de conduire des analyses fines et d'une grande précision statistique. Nous présentons dans ce qui suit les bases administratives constitutives de MiDAS, les retraitements que nous avons effectués, et les échantillons sélectionnés pour les analyses.

3.1 Le dispositif MiDAS

Ce dispositif couvre le champ exhaustif des personnes qui ont été inscrites à Pôle emploi (puis France Travail) ou été bénéficiaires des minima sociaux (Allocation Adulte Handicapé, AAH, Prime d'Activité, PA, ou Revenu de Solidarité Active, RSA)

1. La documentation du dispositif MiDAS est disponible sur le site suivant : https://documentationmidas.github.io/Documentation_MiDAS/

au moins une fois depuis le 1er janvier 2017.

Pour cette population, le dispositif MiDAS rassemble les informations issues de l'appariement de trois fichiers administratifs : les base Allstat-FR6 de la Cnaf, les fichiers Mouvement de main d'oeuvre (MMO) de la Dares et les données de suivi des inscrits à France Travail (Fichier historique statistique, FHS et Fichier national des allocataires, FNA).

Allstat-FR6 Le fichier Allstat-FR6 renseigne sur le bénéfice des prestations familiales et des minima sociaux. Ils permettent en particulier de mesurer mois par mois le bénéfice du RSA et de la PA des ménages. Ces données contiennent également les informations nécessaires au calcul des ces prestations, telle que la composition du ménage (couple, nombre de personnes à charge) et les bases ressources utilisées pour le calcul des prestations.

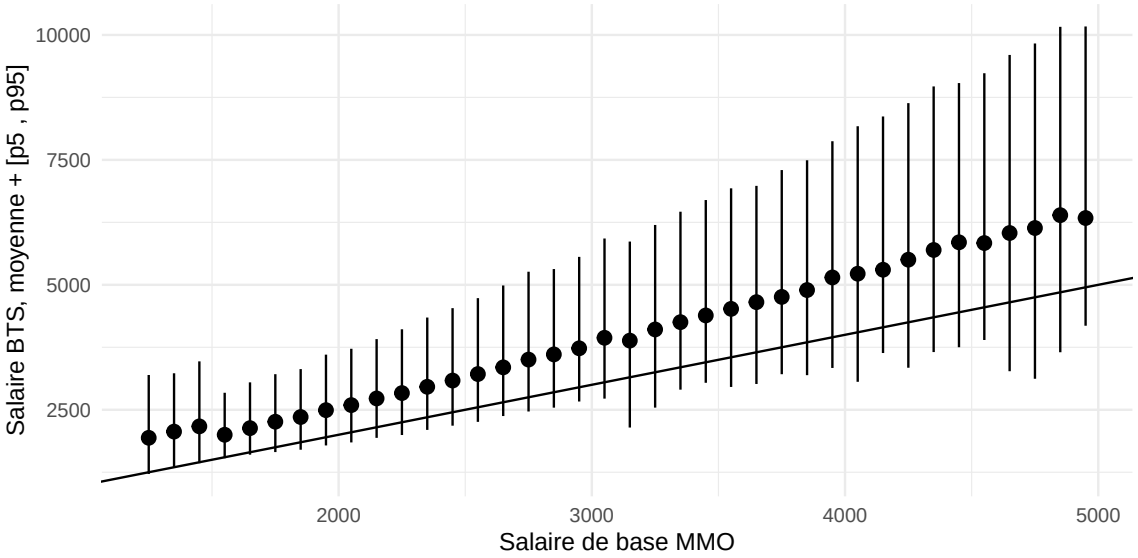
Suivi des demandeurs d'emploi Le dispositif est complété par les données relatives au suivi des demandeurs d'emploi inscrits à France Travail. Ce suivi est opéré à partir de deux fichiers : le fichier historique statistique (FHS) et le fichier national des allocataires (FNA). Le premier recense l'ensemble des événements concernant les personnes inscrites au moins une fois à France Travail à partir de 2017. En particulier, pour chaque demande d'emploi, nous connaissons la date et le motif d'inscription, l'emploi recherché (code métier, salaire souhaité) ainsi qu'un ensemble de variables permettant de caractériser la situation familiale des individus. Le FNA concerne plus spécifiquement les chômeurs indemnisés : montant et durée d'indemnisation.

Mouvement de main d'oeuvre Les bases MMO donnent une indication précise et exhaustive sur l'emploi des individus. Cette information issue des DSN (déclarations sociales nominatives) recense l'ensemble des contrats de travail associés aux individus. Pour chaque contrat nous connaissons les dates de début et de fin, le type de contrat, l'entreprise et le salaire de base associés. Il est ainsi possible à partir de ces données

de reconstituer un calendrier précis des trajectoires d'emploi individuelles. Il convient toutefois de préciser que cette mesure de l'emploi est exhaustive pour le secteur privé depuis 2017, mais partielle pour la fonction publique qui a été ajouté progressivement à la DSN entre 2020 et 2022.

Base tous salariés Depuis la vague 6 du dispositif MiDAS les données sont enrichies d'un appariement entre les bases MMO et les bases tous salariés (BTS) de l'Insee pour les années 2021 et 2022. Même si les bases MMO et BTS proviennent en grande partie de la même source administrative, les BTS présentent l'avantage de fournir un concept de salaire plus détaillé que les MMO. Les BTS renseignent en effet sur la rémunération totale pour un poste donné, tandis que comme indiqué précédemment, les MMO ne renseignent que sur le salaire de base, ce qui omet en particulier les primes et les heures supplémentaires versées aux personnes. Cet appariement est particulièrement intéressant dans le cadre de notre étude étant donné que c'est la rémunération mensuelle totale qui entre dans la base ressource de la prime d'activité et non uniquement le salaire de base. La figure 3.1 décrit la distribution des salaires observés dans les BTS pour chaque centile de salaire de base tels qu'observés dans les données MMO. De manière attendue, les salaires BTS sont en moyenne supérieurs aux salaires MMO de 10 %. Le graphique montre également une grande variabilité dans les salaire BTS pour un niveau de salaire MMO donné. Les individus pour lesquels nous observons un salaire de base brut MMO d'environ 3000 € mensuel ont des salaires qui vont d'environ 2500 € pour le 5e percentile à près de 6000 € pour le 95e percentile, illustrant le peu de précision du salaire de base pour approcher la rémunération totale. En plus des BTS 2021 et 2022 appariées, nous avons également mobilisé les BTS des années antérieures dans le cadre de cette analyse.

FIGURE 3.1 – Salaire de base MMO vs. salaire brut BTS (2021-2022)



Lecture : Pour chaque centile de salaire de base observé dans les MMO (axe des absisses) l'axe des ordonnés donne la moyenne des salaires observés dans les BTS (point) et la barre représente les 5e et 95e percentiles de la distribution dans les BTS. Pour les individus situés au 50e percentile, le salaire de base dans les MMO est de 1 750 € et le salaire moyen dans les BTS est de 2 660 €.
Sources : MiDAS vague 6, bases MMO et BTS, champ des observés dans les deux bases MMO et BTS.

3.2 Mise en forme des bases de données

Pour chaque individu MiDAS, l'ensemble des bases de données constitutives du dispositif permettent de construire des variables individuelles et des trajectoires professionnelles. Nous détaillons ici les choix méthodologiques effectués pour la construction de ces variables.

3.2.1 Variables de contrôle

Variables individuelles. Les variables de sexe et âge sont celles issues des bases Allstat pour l'analyse des bénéficiaires des minima sociaux ou issues des déclarations au moment des inscriptions à Pôle emploi et recensées dans les données du FHS. L'identification du responsable du dossier n'étant toujours pas possible dans la base Allstat, les données sur le sexe et l'année de naissance ont été recherchées dans

d'autres bases (FHS, MMO) pour certains bénéficiaires des minimas sociaux en 2017.

Situation familiale. Les variables de la situation familiale sont également disponibles dans les fichiers ménage de la base Allstat et dans les fichiers FHS de Pôle Emploi. Dans les deux cas, nous retenons deux catégories principales de situation familiale : célibataires d'un côté et couples mariés ou en vie maritale de l'autre. Pour le nombre d'enfants, la base Allstat propose plusieurs concepts, utilisés pour le calcul des montants d'aide de différents dispositifs. Nous utilisons ainsi les informations issues des dossiers de la Prime d'Activité et du RSA quand elles sont disponibles, et le nombre d'enfants ouvrant droit à au moins une prestation de la CNAF sinon.

Variables liées aux demandes d'emploi. Les fichiers FHS fournissent des informations relatives à la trajectoire professionnelle et aux aspirations des demandeurs d'emploi au moment de leur inscription. Nous utilisons la variable d'expérience (en nombre d'années) du demandeur d'emploi dans le métier recherché, ainsi que le salaire demandé, dit salaire de réserve.

3.2.2 Variables de résultat

Nous exploitons principalement deux ensembles de variables de résultats qui décrivent l'emploi, d'une part, et le bénéfice de la prime d'activité.

Mesure de l'emploi. L'emploi est mesuré à partir des bases MMO. Comme indiqué précédemment, ces bases contiennent l'ensemble des contrats de travail des individus, et ont été mensualisées pour l'analyse statistique. Pour chaque individu, nous calculons ainsi le nombre de jours travaillés dans le mois. Une personne est définie en emploi dès lors qu'elle travaille plus de 15 jours dans le mois. Différents seuils de nombre de jours ont été testés dans l'analyse qui ne changent pas qualitativement les résultats obtenus.

Bénéfice de la prime d'activité. Le bénéfice de la prime d'activité est mesuré mois par mois à partir des données Allstat. Chaque mois, nous mesurons le montant précis perçu par un ménage que nous attribuons aux personnes le composant. Afin de mesurer l'effet de la réforme, nous avons utilisé plusieurs variables dérivées de ce montant : le bénéfice de la prime, le montant de la prime et le montant de la prime pour les personnes en emploi. Nous attribuons un montant nul pour les personnes ne percevant pas de prime d'activité.

3.3 Échantillons d'analyse

Nous restreignons l'analyse aux populations pour lesquelles il est possible d'estimer l'éligibilité à la prime d'activité. Cette variable dépend de la composition et des revenus du ménage, informations disponibles uniquement lors du bénéfice des minima sociaux ou de l'inscription à Pôle emploi. Nous distinguons ainsi dans l'analyse deux types d'échantillon d'analyse selon ces deux moments qui sont mobilisés dans les différentes stratégies empiriques détaillées ci-après.

Bénéficiaires des minima sociaux. Ces échantillons comprennent les individus bénéficiaires du RSA ou de la PA à certaines dates, l'échantillon principal étant constitué des bénéficiaires en octobre 2018. Ce mois de référence est choisi à cause de la rétroactivité de la réforme : les montants de la prime qui apparaissent dans la base Allstat-FR6 sont modifiés à la hausse pour novembre et décembre 2018, et il convient de définir une période de référence antérieure à cette hausse dans notre analyse économétrique. Plusieurs restrictions ont été appliquées ensuite à cette cohorte de bénéficiaires. Tout d'abord, nous excluons les ménages de plus de deux enfants, leur gain de la réforme étant moins certain et souvent nul par rapport aux ménages sans enfant. Nous excluons ensuite les individus bénéficiant de l'Allocation d'adultes handicapés (AAH), car leurs réactions aux incitations sont a priori différentes de

celles du reste de la population. Finalement, nous faisons distinction de deux groupes suivants : les bénéficiaires de la PA qui ne touchent pas de RSA et les bénéficiaires du RSA qui peuvent, dans de rares cas, toucher aussi la PA.

Demandeurs d'emploi. Nous nous focalisons également sur le champ des demandeurs d'emploi. Tout d'abord, seuls les chômeurs âgés entre 30 et 50 ans en fin 2018 sont considérés afin d'exclure à la fois la phase de l'insertion des étudiants et celle du départ à la retraite. Le groupe démographique retenu représente environ 50 % des inscriptions à Pôle emploi du début de l'année 2018 et 45 % en fin d'année. Nous vérifions ensuite que le chômage des inscrits n'a pas de caractère purement transitoire : si un demandeur d'emploi retrouve un emploi le mois suivant l'inscription, il est également exclu de l'analyse. Le groupe ainsi exclu représente 20 % des demandeurs d'emploi entre 30 et 50 ans. Nous excluons aussi les individus inscrits en novembre et décembre 2018, afin de pouvoir identifier et exclure le chômage purement transitoire avant la réforme. Pour des raisons explicitées dans la stratégie d'identification, nous excluons aussi les inscrits du mois de janvier. Pour les neuf mois d'inscription au Pôle emploi qui restent, nous faisons la distinction entre trois périodes : février à avril (trimestre 1), mai à juillet (trimestre 2) et août à octobre (trimestre 3).

Échantillons placebo. Les individus de la base MiDAS sont inclus dans nos échantillons d'analyse sur la base de leur appartenance aux groupes des demandeurs d'emploi ou de bénéficiaires des minima sociaux au cours de l'année 2018. Pour chacun de ces échantillons d'analyse, nous définissons également des échantillons placebo sur la base de l'appartenance aux mêmes groupes, mais pour l'année 2017. Ces échantillons sont utilisés dans l'analyse pour tester l'existence d'effets autour d'une réforme fictive qui aurait eu lieu en janvier 2018. Ces tests permettent en particulier de valider les stratégies d'identification proposées.

Chapitre 4

Effets sur les bénéficiaires des minima sociaux

Nous nous concentrons dans un premier temps sur les bénéficiaires du RSA et de la prime d'activité en 2018. Le bénéfice de ces minima sociaux permet l'observation des caractéristiques des ménages nécessaires pour déterminer l'éligibilité à la prime d'activité et simuler les montants auxquels ils ont droit. Au-delà de cet avantage méthodologique, l'analyse de cette population présente plusieurs intérêts.

D'une part, cette population entretient déjà des liens avec le système des minima sociaux et dispose d'une meilleure connaissance des droits et de leur fonctionnement. Cette familiarité accroît la probabilité qu'elle ait connaissance de la réforme et réagisse aux incitations financières créées (Chetty et al., 2013). D'autre part, cette population présente une forte réactivité potentielle aux modifications des incitations, étant donné sa situation économique et sa proximité avec les seuils d'éligibilité.

4.1 Stratégie d'identification

L'identification de l'effet causal de la réforme sur les trajectoires d'emploi requiert de comparer la population affectée à un contrefactuel décrivant l'évolution qu'aurait

connue cette même population en l'absence de réforme.

Cette construction s'avère particulièrement délicate dans le contexte de la réforme 2019. L'impact sur chaque individu dépend de ses revenus potentiels, souvent inobservés. Au sein des bénéficiaires de minima sociaux, la quasi-totalité des individus sont potentiellement affectés : les bénéficiaires de la prime d'activité disposent déjà de revenus éligibles, tandis que les bénéficiaires du RSA présentent généralement des salaires potentiels faibles les rendant éligibles au dispositif réformé.

Malgré cette difficulté, il reste possible de distinguer des degrés d'exposition différenciés à la réforme. Nous exploitons notamment le fait que les personnes avec enfants bénéficient d'augmentations de prime d'activité plus importantes que celles sans enfants.

Figure 2.1 montre que la bonification individuelle augmente de la même manière pour les individus de tout type de ménage, mais les ménages avec enfants profitent des cette augmentation pour un intervalle de revenu plus large, au vu du seuil de revenu de sortie de PA plus élevé. C'est pour cette raison que le groupe des ménages avec enfants ont bénéficié d'une augmentation de la PA plus forte en moyenne que les ménages sans enfant.

La stratégie consiste donc à comparer les ménages avec enfants (groupe traité) aux ménages sans enfants (groupe de contrôle). Cette approche s'inspire de la littérature internationale sur l'évaluation des politiques d'activation. Le *Working Families' Tax Credit* (WFTC) britannique et l'*Earned Income Tax Credit* (EITC) américain ciblent exclusivement les familles avec enfants, excluant initialement les familles sans enfants. Les évaluations de ces dispositifs ont naturellement utilisé ces dernières comme groupe de contrôle (Blundell et al., 2005 ; Eissa & Liebman, 1996 ; Meyer & Rosenbaum, 2001b).

D'un point de vue empirique, nous adoptons une approche longitudinale suivant les trajectoires d'emploi individuelles avant et après la mise en œuvre de la réforme. L'effet de la réforme est mesuré à partir des divergences de trajectoires entre les deux

groupes observées à compter de janvier 2019.

Cette méthode d'*event study* repose sur l'hypothèse d'identification que les ménages sans enfants constituent un groupe de contrôle valide, permettant d'estimer l'évolution contrefactuelle de l'emploi du groupe traité en l'absence d'augmentation différentielle de la prime d'activité.

4.2 Spécification économétrique

D'un point de vue économétrique, l'estimation du modèle est effectuée à partir d'un modèle de régression linéaire appliqué aux données de panel. La dimension longitudinale permet de contrôler pour l'hétérogénéité individuelle non observée et les chocs temporels communs.

La spécification s'écrit :

$$Y_{it} = \sum_{t=-11}^{12} \tau_t \cdot D_i + \phi_i + \gamma_t + X_i\beta_t + \varepsilon_{it}$$

où :

- Y_{it} représente la variable de résultat pour l'individu i à la période t. Les variables de résultat analysées incluent le bénéfice et le montant perçu de la prime d'activité, et l'emploi tel que mesuré à partir des données MMO.
- D_i est l'indicateur de traitement égal à 1 si l'individu appartient à un ménage avec enfants, 0 sinon
- ϕ_i représente les effets fixes individuels, captant l'hétérogénéité non observée constante dans le temps
- γ_t désigne les effets fixes temporels, contrôlant pour les chocs macroéconomiques communs à tous les individus
- X_i comprend un ensemble de variables de contrôle : l'âge (en intervalles de 5 ans), le sexe, le statut matrimonial. Toutes les variables entrent la régression

en interaction avec l'indicateur de la période

- ε_{it} est le terme d'erreur idiosyncratique
- τ_t mesure l'effet différentiel du traitement à chaque période t relativement à la période de référence (octobre 2018)

4.3 Description des populations analysées

Les tableaux 4.1 et 4.2 présentent les caractéristiques des populations analysées dans cette première stratégie d'identification. L'analyse porte sur les individus bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité en fin d'année 2018, soit au total plus de 5,6 millions d'individus répartis entre environ 3,6 millions de bénéficiaires de la prime d'activité et 2 millions de bénéficiaires du RSA.

Composition démographique Le tableau 4.1 révèle des profils démographiques distincts entre les bénéficiaires de la prime d'activité et ceux du RSA. Les bénéficiaires de la prime d'activité présentent une répartition relativement équilibrée entre hommes et femmes (55 % de femmes contre 45% d'hommes pour les personnes sans enfant), tandis que les bénéficiaires du RSA se caractérisent par une forte surreprésentation masculine parmi les personnes sans enfant (65 % d'hommes contre 35 % de femmes). Cette différence s'inverse pour les bénéficiaires avec enfants, où les femmes deviennent largement majoritaires dans les deux dispositifs, reflétant la prévalence des configurations familiales monoparentales dans ces populations.

Pour les deux dispositifs, les célibataires sans enfant constitue le profil le plus fréquent de la configuration familiale. Parmi les ménages avec enfants, on retrouve plus souvent des parents seuls dans le cas des bénéfice du RSA (y compris avec 2 enfants – 56 % de tels ménages sont mono-parentaux), mais plus de familles à 2 parents parmi les bénéficiaires de la prime d'activité.

La structure d'âge diffère également entre les deux groupes. Les bénéficiaires de la

prime d'activité sans enfant comprennent une forte proportion de jeunes, avec 33 % des individus âgés de 25 ans ou moins, illustrant la transition vers l'emploi des jeunes adultes. À l'inverse, les bénéficiaires du RSA présentent une distribution d'âge plus étalée, avec seulement 4 % de personnes de 25 ans ou moins sans enfant, mais 22 % de plus de 55 ans, suggérant des difficultés d'insertion plus durables.

Pour les bénéficiaires avec enfants, les profils d'âge convergent davantage entre les deux dispositifs, se concentrant sur les tranches d'âge de 25 à 45 ans, correspondant aux périodes de constitution et d'éducation des familles.

Prime d'activité Le tableau 4.2 documente l'évolution des principaux indicateurs entre 2018 et 2019, permettant d'observer les effets directs de la réforme sur les prestations versées. Pour les bénéficiaires de la prime d'activité, le montant mensuel moyen perçu par les personnes en emploi augmente substantiellement entre 2018 et 2019. Les personnes sans enfant voient leur prime d'activité passer de 110 euros à 143 euros mensuels (+30 %), tandis que les bénéficiaires avec un enfant enregistrent une hausse de 179 euros à 225 euros (+26 %) et ceux avec deux enfants de 177 euros à 224 euros (+26 %).

Cette augmentation confirme l'impact mécanique de la réforme sur les montants versés, avec des gains absolus plus importants pour les familles avec enfants, conformément aux attentes théoriques. Le taux de bénéfice de la prime d'activité diminue légèrement entre 2018 et 2019 pour tous les groupes, reflétant la sortie mécanique du dispositif.

Pour les bénéficiaires du RSA, l'évolution est encore plus marquée. Le taux de bénéfice de la prime d'activité augmente significativement, passant de 16 % à 21 % pour les personnes sans enfant, de 24 % à 30 % pour celles avec un enfant, et de 25 % à 32 % pour celles avec deux enfants. Parallèlement, le taux de bénéfice du RSA diminue, traduisant les transitions entre dispositifs. Les montants de prime d'activité perçus par les bénéficiaires du RSA en emploi augmentent également de manière

substantielle, avec des hausses de l'ordre de 36 % pour les personnes sans enfant (de 67 à 90 euros mensuels) et de 28 % pour celles avec enfants.

Les graphiques 4.1a et 4.1b montrent l'évolution temporelle de ces indicateurs. La hausse du montant moyen de la prime d'activité pour les bénéficiaires du RSA apparaît nettement en janvier 2019 et est donc bien susceptible d'être liée à la réforme. La hausse pour les bénéficiaires de la prime d'activité est, elle, anticipée, du fait du versement rétrospectif de la prime à ces individus.

Évolution de l'emploi. L'indicateur d'emploi, mesuré à partir des données MMO, présente des évolutions contrastées. Pour les bénéficiaires de la prime d'activité, l'emploi reste relativement stable autour de 24 jours par mois, niveau cohérent avec une population majoritairement en emploi. L'évolution entre 2018 et 2019 ne révèle pas de tendance claire, avec de légères variations qui pourraient refléter des effets conjoncturels plutôt que l'impact spécifique de la réforme.

Pour les bénéficiaires du RSA, l'évolution de l'emploi apparaît plus dynamique. Le nombre moyen de jours travaillés par mois augmente sensiblement pour tous les groupes, passant de 4,6 à 7,6 jours pour les personnes sans enfant (+65 %) et de 5,9 à 8,4 jours pour celles avec enfants (+42 %). Cette progression suggère soit un effet positif de la réforme sur l'insertion professionnelle, soit l'influence de facteurs conjoncturels favorables sur le marché du travail, soit une combinaison des deux effets qu'il convient de distinguer par l'analyse économétrique. Le graphique 4.1c présente la part de personnes en emploi. Contrairement aux tendances observées pour la prime d'activité, le taux d'emploi ne montre pas d'inflexion particulière en janvier 2019 (voir graphique 4.1c). Il est néanmoins probable que les effets emploi mettent un temps plus long à se matérialiser que les effets sur la prime d'activité qui sont mécaniques.

Ces statistiques descriptives confirment que la réforme a effectivement modifié les incitations financières différemment selon la composition familiale, créant les conditions nécessaires à la mise en œuvre de la stratégie d'identification. Les évolutions

observées justifient l'analyse économétrique approfondie présentée dans la section suivante pour isoler l'effet causal de la réforme sur l'emploi.

TABLEAU 4.1 – Statistiques descriptives, composition démographique des bénéficiaires des minimas sociaux

		Nombre d'enfants		
Variable	Groupe	Sans enfant	1 enfant	2 enfants
A. Bénéficiaires de la Prime d'activité				
Sexe	Femmes	0,55	0,71	0,64
Famille	Célibataire	0,81	0,53	0,35
Âge	25 ou moins	0,33	0,08	0,03
	25 à 35	0,28	0,32	0,34
	35 à 45	0,11	0,28	0,42
	45 à 55	0,17	0,27	0,19
	Plus de 55	0,11	0,05	0,02
N		1 519 416	661 780	515 880
B. Bénéficiaires du RSA				
Sexe	Femmes	0,35	0,79	0,76
Famille	Célibataire	0,89	0,68	0,56
Âge	25 ou moins	0,04	0,20	0,11
	25 à 35	0,33	0,27	0,37
	35 à 45	0,19	0,20	0,30
	45 à 55	0,22	0,23	0,18
	Plus de 55	0,22	0,09	0,04
N		1 090 300	387 940	309 480

4.4 Résultats

Les résultats de l'estimation de l'effet de la réforme selon la composition familiale sont présentés dans les figures 4.2a à 4.4b. Pour chaque graphique, le panel supérieur indique l'effet sur le montant de prime d'activité perçu par les personnes en emploi, tandis que le panel inférieur présente l'effet sur l'emploi. L'axe des abscisses indique le mois relatif à décembre 2018, le mois 0 correspondant à décembre 2018 et le mois 6 à juin 2019. Les effets de la réforme effective sont représentés en noir, tandis que les effets d'une réforme placebo sont indiqués en gris clair. Cette analyse placebo suppose une réforme fictive au 1er janvier 2018 et reproduit la même méthodologie sur

TABLEAU 4.2 – Statistiques descriptives, bénéficiaires des minimas sociaux

	Sans enfant		1 enfant		2 enfants	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
A. Bénéficiaires de la Prime d'Activité en fin 2018						
Taux du RSA	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,04
Taux de la PA	0,81	0,76	0,84	0,81	0,83	0,80
PA/mois (employés)	110,3	143,0	179,4	224,8	176,8	223,5
Jours d'emploi MMO/mois	24,4	24,0	24,0	24,0	23,1	23,2
Nombre d'individus	608 520		265 652		205 608	
B. Bénéficiaires du RSA en fin 2018						
Taux du RSA	0,88	0,79	0,89	0,81	0,89	0,81
Taux de la PA	0,16	0,21	0,24	0,30	0,25	0,32
PA/mois (employés)	66,5	90,4	125,6	161,4	127,8	164,4
Jours d'emploi MMO/mois	4,6	7,6	5,9	8,4	5,9	8,4
Nombre d'individus	435 192		154 564		122 064	

les années 2017-2018, permettant d'identifier une éventuelle saisonnalité différenciée entre les groupes de traitement et de contrôle. Des effets significatifs de la réforme mais identiques au placebo ne peuvent ainsi être interprétés comme des effets causaux de la réforme.

Résultats pour l'ensemble de la population. Pour les bénéficiaires de la prime d'activité (figure 4.2a), l'analyse révèle un effet différencié de la réforme sur le montant de prime d'activité perçu. Après la mise en œuvre de la réforme, l'effet estimé dépasse d'environ dix euros celui observé dans l'analyse placebo, confirmant l'impact mécanique attendu de l'augmentation de la bonification individuelle pour les ménages avec enfants. Cet effet positif sur les montants de prime d'activité valide le bon fonctionnement du mécanisme de premier rang (first stage) de la réforme pour cette population.

En revanche, aucun effet significatif n'est observé sur l'emploi pour les bénéficiaires de la prime d'activité. Les coefficients estimés pour l'emploi ne se distinguent pas

statistiquement de ceux obtenus dans l'analyse placebo, suggérant l'absence d'effet causal de la réforme sur les transitions vers l'emploi pour cette population.

Pour les bénéficiaires du RSA (figure 4.2b), les résultats diffèrent substantiellement. L'amplitude des effets reste identique à celle mesurée lors de l'analyse placebo (réforme fictive de janvier 2018), suggérant qu'ils reflètent des variations saisonnières plutôt qu'un véritable impact de la réforme. Cette absence d'effet de premier rang pour les bénéficiaires du RSA constitue une limitation majeure de cette stratégie d'identification et suggère que les ménages avec et sans enfants bénéficiaires du RSA ont été affectés de manière similaire par la réforme.

Analyse de l'hétérogénéité des effets. L'analyse par sexe (figures 4.3a et 4.3b) reproduit qualitativement les résultats obtenus sur l'ensemble de la population. Pour les bénéficiaires de la prime d'activité, l'effet sur le montant de prime d'activité apparaît légèrement plus prononcé pour les hommes que pour les femmes, sans que cette différence ne se traduise par des effets différenciés sur l'emploi. Pour les bénéficiaires du RSA, l'absence d'effets significatifs persiste pour les deux sexes.

L'analyse selon le statut marital, focalisée sur les femmes (figures 4.4a et 4.4b), est motivée par les résultats de la littérature internationale qui documentent des effets différenciés des politiques d'incitation à l'emploi selon cette dimension (Brewer et al., 2006). A nouveau, la distinction entre femmes célibataires et femmes en couple ne révèle cependant pas de résultats différents de ceux observés précédemment. Les effets demeurent concentrés sur les montants de prime d'activité pour les bénéficiaires de la prime d'activité, sans impact détectable sur l'emploi, tandis qu'aucun effet n'est observé pour les bénéficiaires du RSA quelle que soit la situation maritale.

4.5 Discussion des résultats

L'analyse empirique révèle plusieurs problèmes qui compromettent la validité de cette stratégie d'identification et expliquent l'absence d'effets détectés.

Absence d'effet de premier rang pour les bénéficiaires du RSA. L'absence d'effet sur le montant de prime d'activité pour les bénéficiaires du RSA constitue une limitation fondamentale de cette approche. Cette situation indique que la réforme n'a pas créé de différentiel d'impact suffisant entre les ménages avec et sans enfants au sein de cette population. Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette absence d'effet de premier rang.

Traitement de la population. Un second problème réside dans le fait que l'ensemble des individus analysés sont potentiellement affectés par la réforme, la stratégie d'identification reposant uniquement sur des différences d'intensité de traitement plutôt que sur l'opposition entre un groupe traité et un groupe de contrôle non traité. Si les individus réagissent principalement à la marge extensive du traitement (éligibilité/non-éligibilité) plutôt qu'à la marge intensive (montant du traitement), il devient difficile d'observer des effets comportementaux significatifs avec cette approche.

Cette limitation est particulièrement problématique dans le contexte de la réforme 2019, qui a considérablement étendu l'éligibilité à la prime d'activité. Les différences d'impact entre groupes demeurent relativement faibles par rapport à l'ampleur globale de la réforme, réduisant la puissance statistique de la méthode pour détecter des effets comportementaux.

Validité de l'hypothèse de tendances parallèles. La stratégie d'identification repose enfin sur l'hypothèse que les ménages sans enfants constituent un groupe de contrôle valide pour les ménages avec enfants. Cette hypothèse peut être remise en

question pour plusieurs raisons. Bien que cette approche s'inspire de la littérature internationale sur l'évaluation des politiques d'activation (Blundell et al., 2005 ; Eissa & Liebman, 1996), elle suppose que les personnes avec et sans enfants présentent des réactions comportementales similaires aux incitations financières, toutes choses égales par ailleurs.

Cette hypothèse peut être violée si les personnes avec enfants font face à des contraintes ou des motivations spécifiques liées à leur situation familiale qui affectent leur offre de travail indépendamment de la réforme. Les coûts de garde d'enfants, les contraintes d'organisation familiale, ou les préférences concernant l'équilibre travail-famille peuvent générer des tendances différenciées entre les groupes qui ne sont pas liées à la prime d'activité.

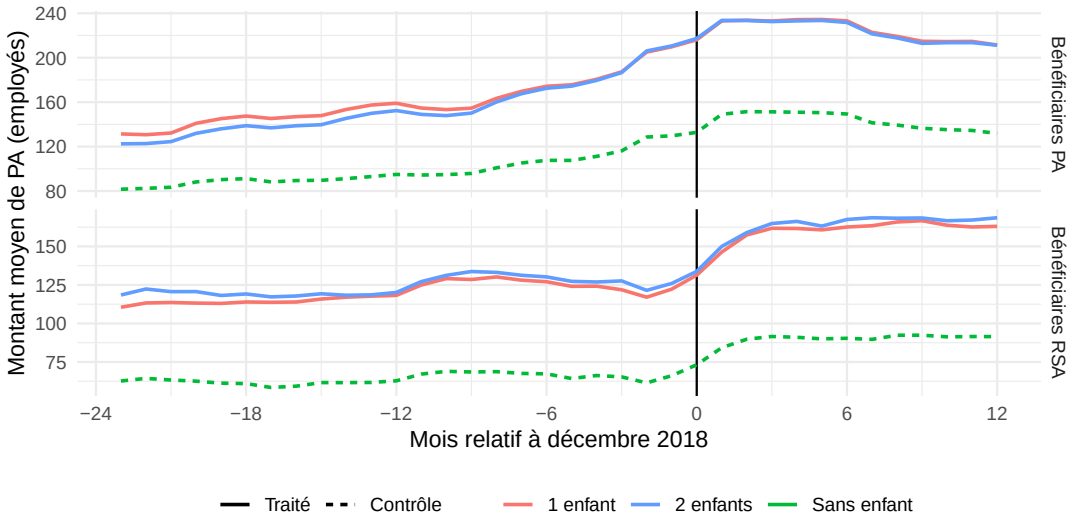
Implications pour l'interprétation. Ces limitations méthodologiques conduisent à interpréter l'absence d'effets observés avec prudence. Plutôt que de conclure définitivement à l'inefficacité de la réforme sur l'emploi, ces résultats suggèrent que cette première stratégie d'identification n'est pas suffisamment robuste pour isoler les effets causaux recherchés.

L'absence d'effet de premier rang pour les bénéficiaires du RSA indique que cette population ne permet pas de tester de manière crédible l'impact de la réforme. Pour les bénéficiaires de la prime d'activité, bien qu'un effet de premier rang soit observé, l'absence d'impact sur l'emploi peut refléter soit une véritable absence d'effet comportemental, soit les limites de la méthode d'identification utilisée.

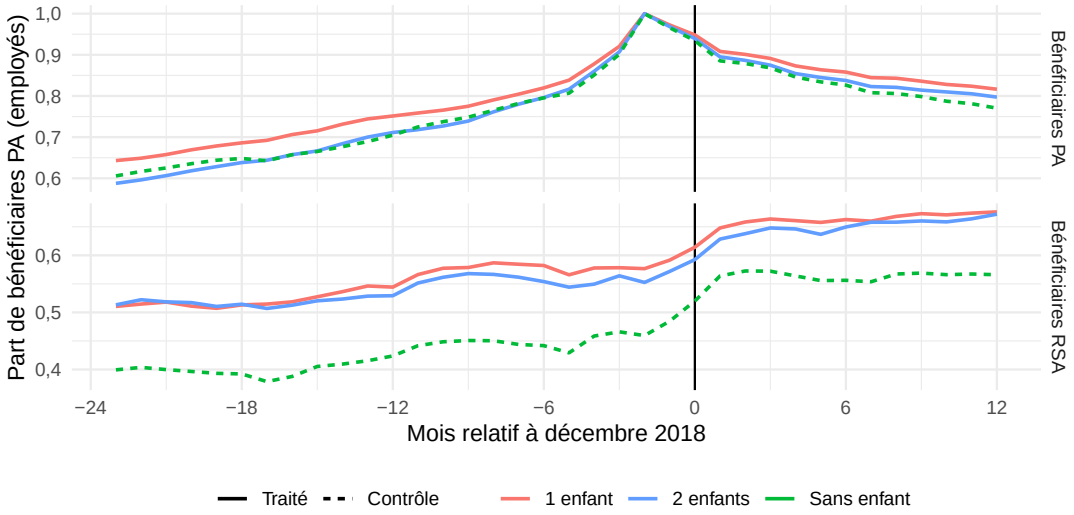
Ces constats motivent le développement d'une stratégie d'identification alternative, présentée dans le chapitre suivant, qui exploite l'extension d'éligibilité liée au décalage du point de sortie du barème pour construire un groupe de contrôle plus robuste.

FIGURE 4.1 – Trajectoires des selon le nombre d'enfants

(a) Montant de la Prime d'activité des bénéficiaires des minimas sociaux employés



(b) Taux de bénéfice de la PA parmi les bénéficiaires des minimas sociaux employés



(c) Taux d'emploi (MMO) des bénéficiaires des minimas sociaux

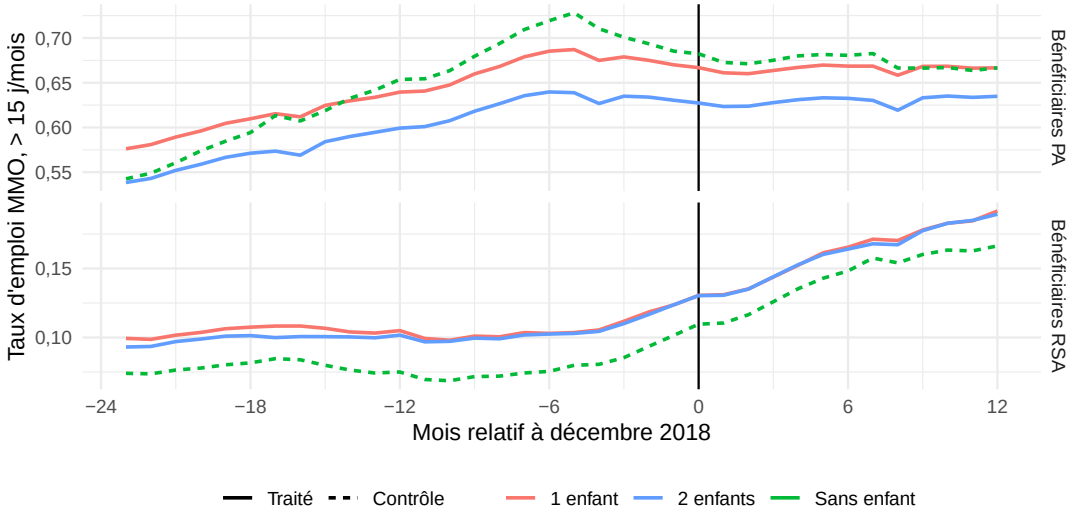
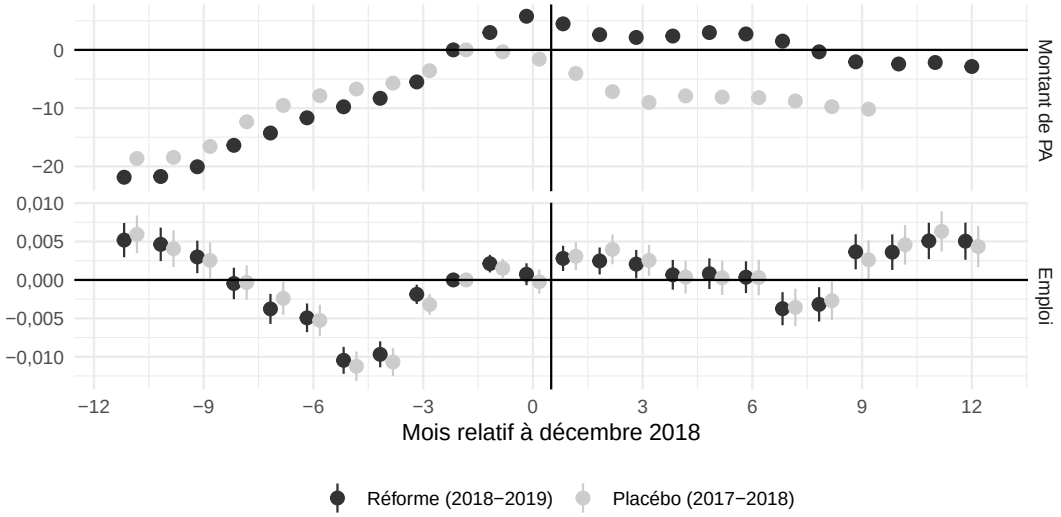


FIGURE 4.2 – Analyse par nombre d'enfants – résultats

(a) Bénéficiaires PA



(b) Bénéficiaires RSA

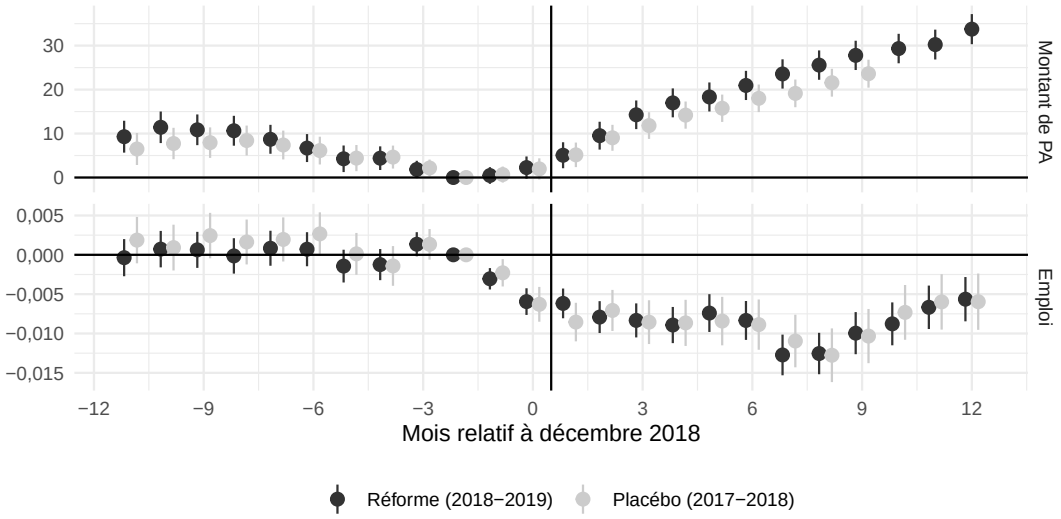
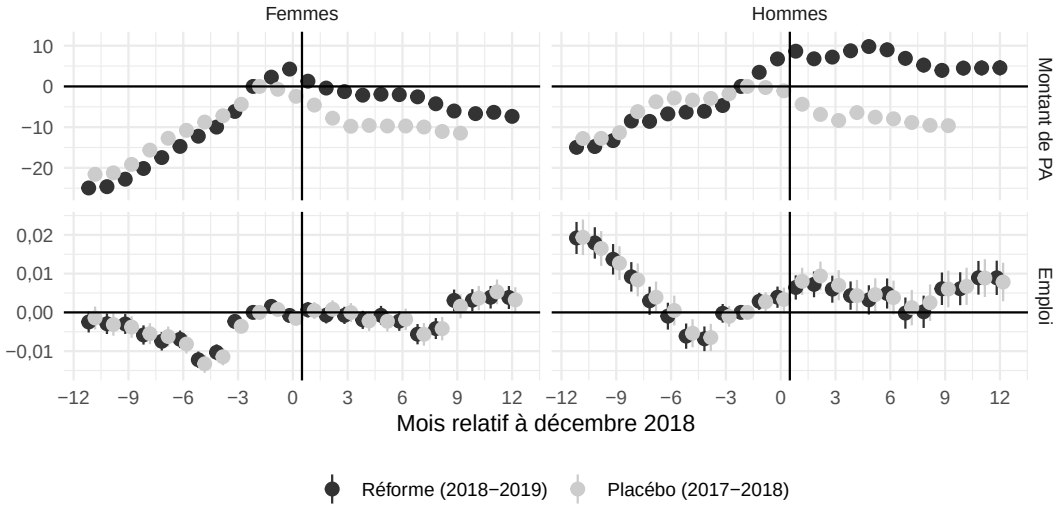


FIGURE 4.3 – Analyse par nombre d'enfants – résultats par sexe

(a) Bénéficiaires PA



(b) Bénéficiaires RSA

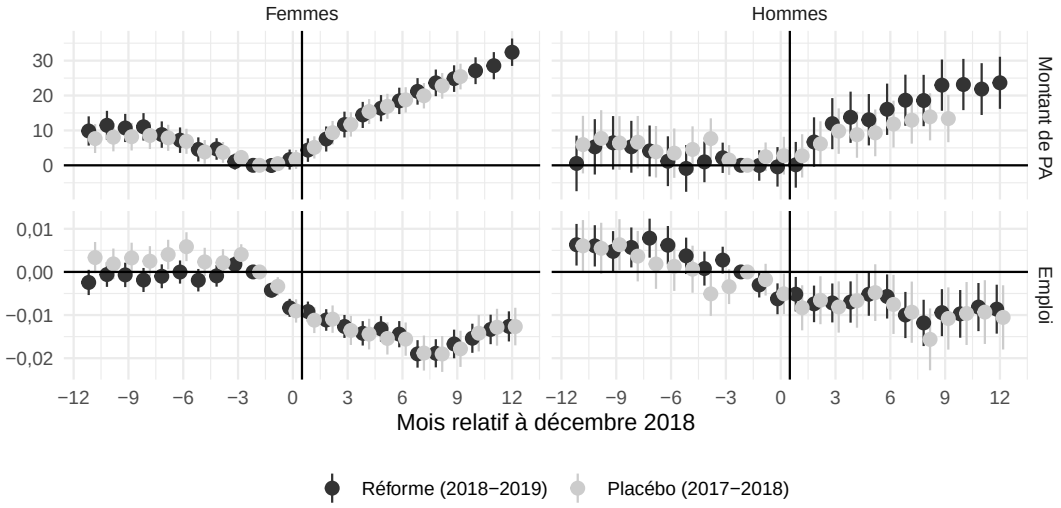
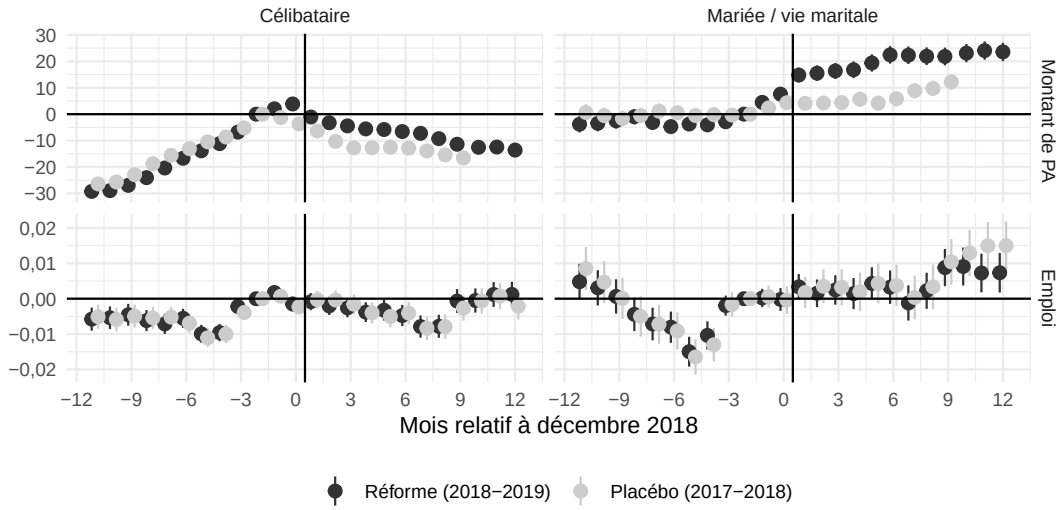
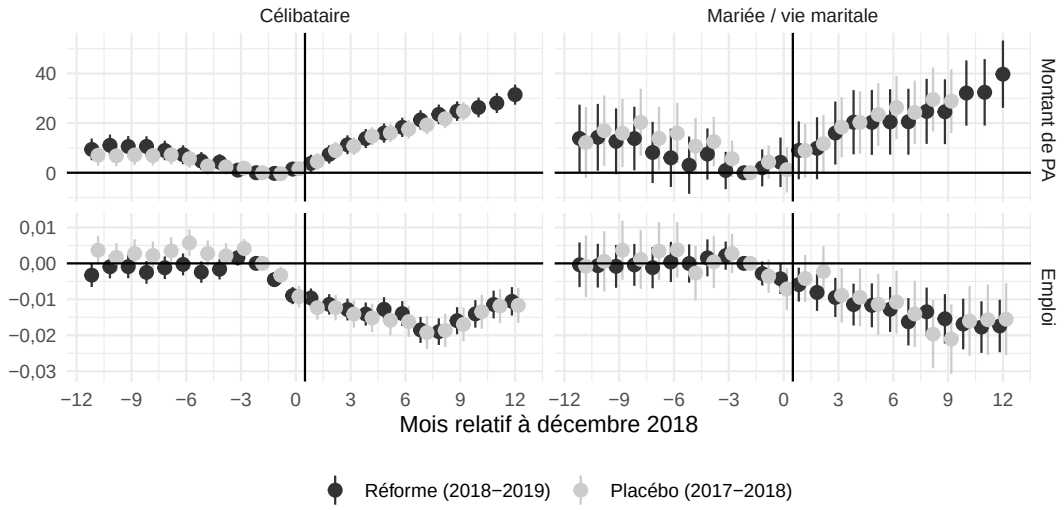


FIGURE 4.4 – Analyse par nombre d'enfants – femmes selon le statut marital

(a) Bénéficiaires PA



(b) Bénéficiaires RSA



Chapitre 5

Effets sur les demandeurs d'emploi

Nous nous concentrons à présent sur la population des demandeurs d'emploi. Contrairement aux bénéficiaires des minima sociaux, et en particulier du RSA, cette population est plus proche du marché du travail et peut ainsi présenter une plus forte réactivité aux incitations financières liées à la reprise d'emploi. L'analyse de cette population permet également d'étendre l'étude aux personnes bénéficiant de l'extension d'éligibilité induite par la réforme.

5.1 Stratégie d'identification

Afin d'identifier l'effet causal de la réforme sur cette population, nous exploitons le décalage du « point de sortie » du barème de la prime d'activité induit par la réforme de 2019.

5.1.1 Groupes de traitement et de contrôle

Ce décalage permet de définir trois groupes d'individus selon leur position relative aux anciens et nouveaux seuils d'éligibilité. Le groupe de contrôle comprend les individus situés au-dessus du nouveau point de sortie post-réforme. Ces individus ne sont théoriquement affectés par la réforme ni en termes d'éligibilité ni en termes de

montant de prime d'activité.

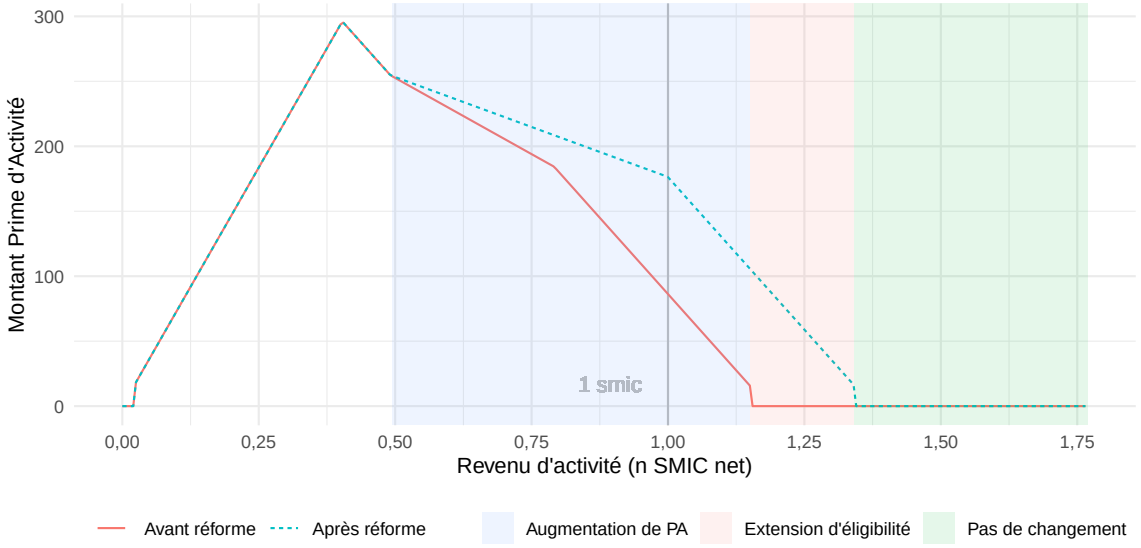
Deux groupes de traitement distincts peuvent être définis. Le premier, constitué des nouveaux éligibles, comprend les individus dont le revenu potentiel se situe entre l'ancien et le nouveau point de sortie. Ces individus deviennent éligibles à la prime d'activité grâce à l'extension du barème. Le second groupe de traitement rassemble les individus situés en dessous de l'ancien point de sortie. Ces individus étaient déjà éligibles avant la réforme, mais bénéficient d'une augmentation du montant de prime d'activité perçue.

La figure 5.1 illustre l'impact théorique de la réforme et la définition des groupes de traitement pour le cas d'un célibataire sans enfant en fonction du salaire de retour en emploi (exprimé en part du SMIC). Les individus ayant un salaire potentiel supérieur à 1,3 SMIC (zone verte) n'ont pas droit à la prime d'activité ni avant, ni après la réforme et ne voient donc pas leur situation vis-à-vis de ce dispositif affectée par la réforme. Les individus situés entre 1,15 et 1,34 SMIC (zone rouge) ne sont pas éligibles avant réforme, mais le deviennent après réforme. Ils correspondent ainsi au premier traitement associé à l'extension de l'éligibilité. Enfin, les individus ayant un salaire potentiel de retour en emploi situé entre 0,5 et 1,15 SMIC sont éligibles avant et après la réforme, mais le montant auquel ils ont droit augmente avec la réforme. Ils correspondent au second traitement défini précédemment.

Cette approche présente plusieurs avantages méthodologiques. Les trois groupes sont définis conditionnellement à la configuration familiale, évitant ainsi de reposer sur la comparaison d'individus aux configurations familiales différentes, contrairement à l'approche utilisée pour l'analyse des bénéficiaires des minima sociaux. Il devient même possible de contrôler explicitement pour la composition familiale dans les estimations. Par ailleurs, le groupe de contrôle n'est par construction pas affecté par la réforme : il ne connaît aucune modification d'éligibilité et n'est donc pas susceptible de présenter une évolution particulière de l'emploi au moment de la réforme.

L'identification causale repose sur l'hypothèse de tendances parallèles entre les

FIGURE 5.1 – Impact théorique de la réforme avec identification des groupes de traitement, cas des célibataires sans enfant



groupes définis en l'absence de réforme. Cette hypothèse peut sembler restrictive étant donné que ces populations présentent des salaires potentiels de retour en emploi différents et font face à des segments distincts du marché du travail. L'analyse empirique permettra néanmoins d'atténuer ce problème en sélectionnant des groupes empiriquement les plus proches possibles. La définition précise du salaire potentiel, variable clé pour l'assignation aux groupes, pose également des difficultés méthodologiques importantes que nous détaillons ci-dessous.

5.1.2 Détermination de la prime d'activité potentielle

L'analyse nécessite de déterminer simultanément l'impact de la réforme sur l'éligibilité et le montant de prime d'activité pour les individus traités et contrôles. Cette exigence conduit à focaliser l'analyse sur une population spécifique : les personnes s'inscrivant à Pôle emploi à des dates données.

La classification des individus dans les différents groupes de traitement et de contrôle dépend du montant de prime d'activité auquel ils peuvent prétendre, lequel

dépend lui-même de la composition du ménage, des revenus du ménage et de leur rémunération sur le marché du travail. Pour les personnes s'inscrivant à Pôle emploi, nous observons la structure familiale au moment de l'inscription, notamment le statut conjugal et le nombre d'enfants. Il est néanmoins nécessaire de formuler des hypothèses concernant les autres variables.

5.1.2.1 Hypothèses de simulation

Les hypothèses retenues pour la simulation des droits sont volontairement conservatrices car elles tendent à minimiser le revenu total des ménages et donc à maximiser leur éligibilité théorique à la prime d'activité. Tous les ménages sont supposés bénéficier du forfait logement dans le calcul de la prime d'activité. Le revenu du conjoint est fixé à 0 euro pour tous les ménages en couple, hypothèse conservatrice qui tend à maximiser l'éligibilité simulée. Les montants d'allocations familiales sont simulés selon le nombre d'enfants déclaré à l'inscription. Enfin, les autres sources de revenus telles que les pensions ou rentes ne sont pas prises en compte, faute d'information disponible.

Ces hypothèses conservatrices ont des conséquences méthodologiques précises. Pour le groupe de contrôle, en cas de non-validité des hypothèses, les individus auraient un revenu réel plus élevé que simulé et ne bénéficieraient donc pas davantage de la réforme, préservant leur statut de groupe de contrôle. Pour les groupes de traitement, la présence de « faux traités », c'est-à-dire d'individus classés à tort dans les groupes de traitement, biaiserait les effets estimés vers zéro, conduisant à des estimations conservatrices. Nous avons néanmoins également exploré un scénario alternatif où le salaire du conjoint est fixé au niveau du SMIC.

5.1.2.2 Détermination du salaire potentiel

Au-delà des variables décrites précédemment, la variable fondamentale pour déterminer l'éligibilité à la prime d'activité et assigner les individus aux différents groupes

est le salaire potentiel. Cette variable pose des défis méthodologiques importants, plusieurs concepts ayant été testés et comparés.

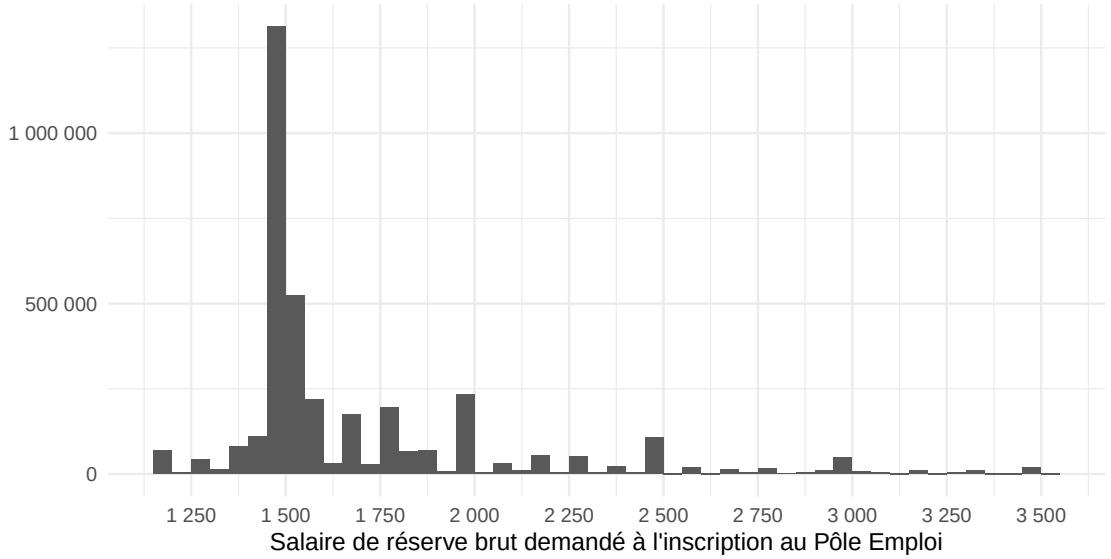
Salaires de réserve déclarés à l'inscription à Pôle emploi. Les salaires de réserve déclarés par les demandeurs d'emploi lors de leur inscription constituent théoriquement le concept le plus proche du salaire effectif de retour à l'emploi. Ces salaires représentent la rémunération minimale que les individus sont disposés à accepter. Cette mesure présente plusieurs avantages : le concept de rémunération est directement lié aux décisions individuelles de retour à l'emploi, et il correspond au concept de revenu pris en compte dans le calcul de la prime d'activité. Cette information est enfin disponible pour la quasi-totalité des inscrits à Pôle emploi.

Plusieurs limitations ont toutefois été identifiées. Les déclarations peuvent être approximatives ou stratégiques, générant des imprécisions déclaratives. On observe ainsi sur la figure 5.2 une concentration notable des déclarations au niveau des 1 500 € et à d'autres seuils ronds, caractérisée par des points de masse importants dans la distribution. Du fait de cette imprécision, les salaires déclarés sont potentiellement différents des salaires potentiels auxquels les demandeurs d'emploi peuvent prétendre.

Salaires passés observés dans les MMO. Les salaires passés observés dans les Mouvements de Main d'Œuvre (MMO) constituent une alternative basée sur les rémunérations effectivement perçues avant l'inscription au chômage. Cette approche présente certains avantages : il s'agit de données objectives issues des déclarations d'employeurs, sans biais déclaratifs, et ces salaires sont représentatifs des rémunérations effectives du marché du travail.

Comme évoqué précédemment, des limitations majeures ont cependant été identifiées. Les MMO ne comprennent que les salaires de base, excluant les primes, heures supplémentaires et autres compléments de rémunération, ce qui génère une sous-estimation systématique. Les salaires de base MMO ne correspondent pas aux reve-

FIGURE 5.2 – Distribution des salaires de réserve déclarés à l'inscription, cas des célibataires sans enfant



nus d'activité pris en compte dans le calcul de la prime d'activité, créant un décalage conceptuel problématique. Cette sous-estimation peut créer des erreurs importantes dans l'assignation des individus aux groupes de traitement, compromettant la précision du placement.

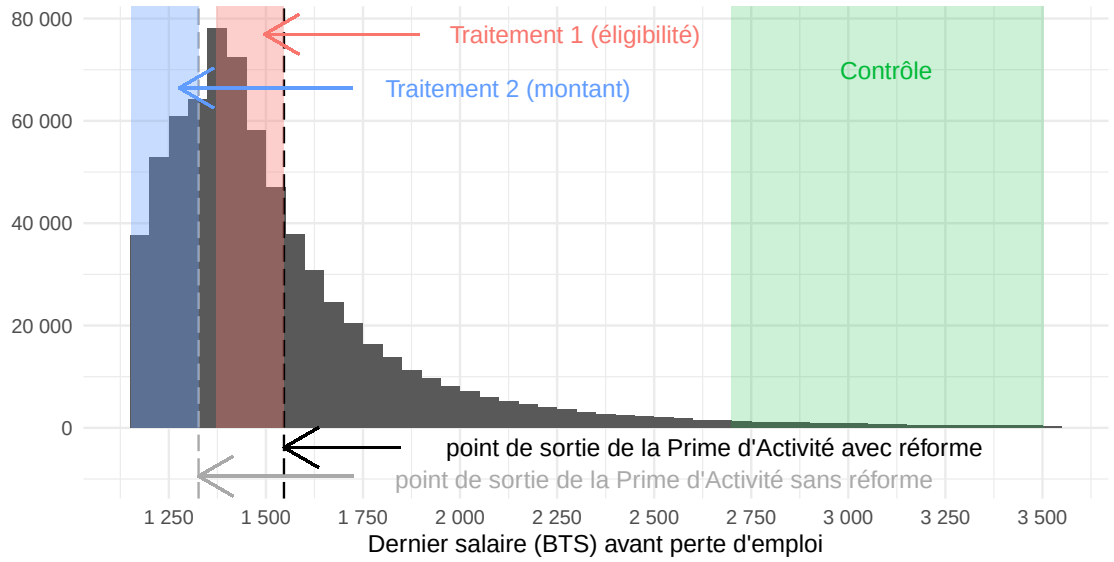
Utilisation des salaires BTS. L'appariement MMO-BTS de la vague 6 de MiDAS offre une solution aux problèmes de mesure identifiés précédemment. Les Bases Tous Salariés (BTS) fournissent un concept de salaire plus complet et précis. Les salaires BTS présentent plusieurs avantages : ils incluent les primes, heures supplémentaires et autres éléments de rémunération, offrant un concept complet. Ils présentent un meilleur alignement avec les revenus d'activité pris en compte dans le calcul de la prime d'activité. Cette approche permet une réduction significative des erreurs d'assignation entre les groupes, améliorant la précision du placement.

Cette solution s'accompagne néanmoins de contraintes qu'il convient de mentionner. L'utilisation des données BTS impose une limitation aux personnes ayant un emploi « continu » entre 2017 et 2021, restreignant l'échantillon d'analyse. Les BTS

sont en effet des bases annuelles renseignant sur les postes occupés par les individus une année donnée ainsi que l'année antérieure. Suivant la méthode développée par Babet et Chabaud, 2024 et Babet et al., 2025, il est ainsi possible de reconstituer les trajectoires individuelles de proche en proche en utilisant l'ensemble des millésimes des BTS. La trajectoire d'un individu n'ayant aucun poste de travail au cours d'une année calendaire est néanmoins interrompue et ne peut donc pas être exploitée dans le cadre de notre étude. La population retenue peut différer systématiquement de la population générale des demandeurs d'emploi, soulevant de potentiels biais de sélection.

En termes de couverture de la population, parmi les demandeurs d'emploi inscrits en 2018, un salaire BTS 2017 est disponible pour 31 % des individus, tandis qu'un salaire MMO 2018 précédant l'inscription est observé pour 34 % des individus. Ces taux de couverture, bien qu'imparfaits, permettent une analyse sur des échantillons substantiels et statistiquement robustes.

FIGURE 5.3 – Distribution des salaires (BTS) et groupes de traitement, cas des célibataires sans enfant



5.2 Populations analysées

Afin de garantir une homogénéité entre les groupes traités et contrôle, nous stratifions la population d'analyse en trois groupes selon le mois d'inscription à pôle emploi. Le premier groupe est constitué des individus inscrits entre février et avril 2018, le second entre mai et juillet 2018 et le troisième entre août et octobre 2018. L'analyse placebo utilise la même stratification appliquée à l'année 2017. Les individus inscrits en janvier ont été exclus de l'analyse car le manque de profondeur temporelle des données MMO ne permet pas de décrire les trajectoires individuelles antérieures à la perte d'emploi pour les individus perdant leur emploi en janvier 2017. Les individus s'inscrivant à pôle emploi en novembre et décembre 2018 ont également été exclus de l'analyse du fait de la proximité entre le moment de la perte d'emploi et la réforme [1].

Les figures 5.4a et 5.4b présentent les caractéristiques démographiques des nouveaux inscrits à Pôle emploi en fonction de la date d'inscription.

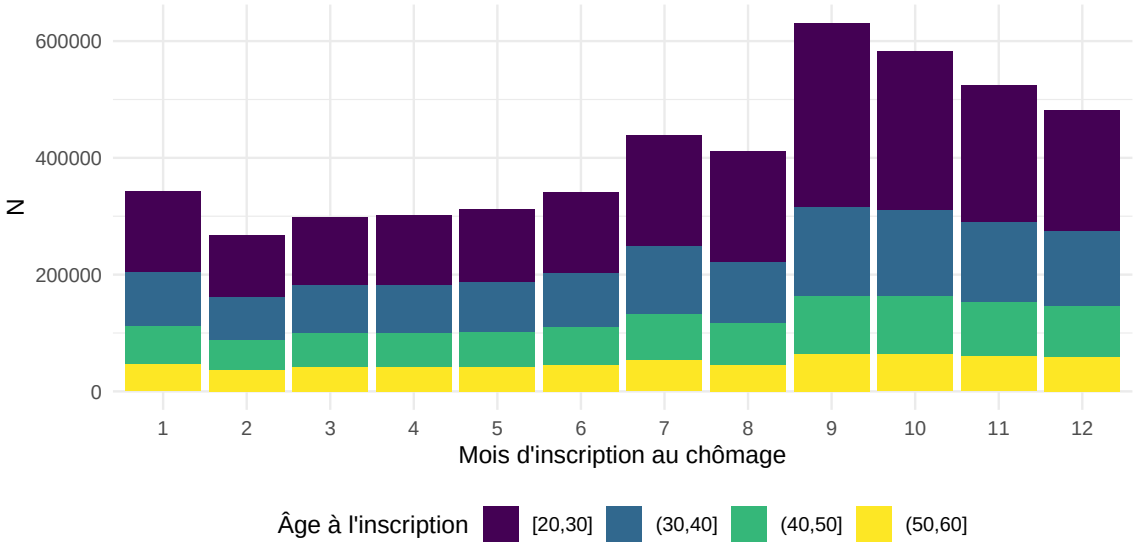
5.2.1 Statistiques descriptives

Composition de l'échantillon. Le tableau 5.1 présente la composition de l'échantillon des demandeurs d'emploi, selon la période d'inscription et groupe de traitement. Les femmes sont sous-représentées dans le groupe « traitement 1 » qui devient éligible suite à la réforme – 35 à 37 % de l'échantillon, selon la période d'inscription. Le groupe « traitement 2 » est quant à lui plus équilibré – les femmes y sont légèrement majoritaires. Le groupe de contrôle est à nouveau dominé par les hommes qui représentent 57 à 59 %. La composition des trois groupes est en cohérence avec la tendance générale d'inégalité des revenus homme – femme dans la population des salariés français. La répartition d'âge dans les trois groupes est plus homogène, avec une sur-représentation relative des travailleurs les plus jeunes (30 à 35 ans) dans le

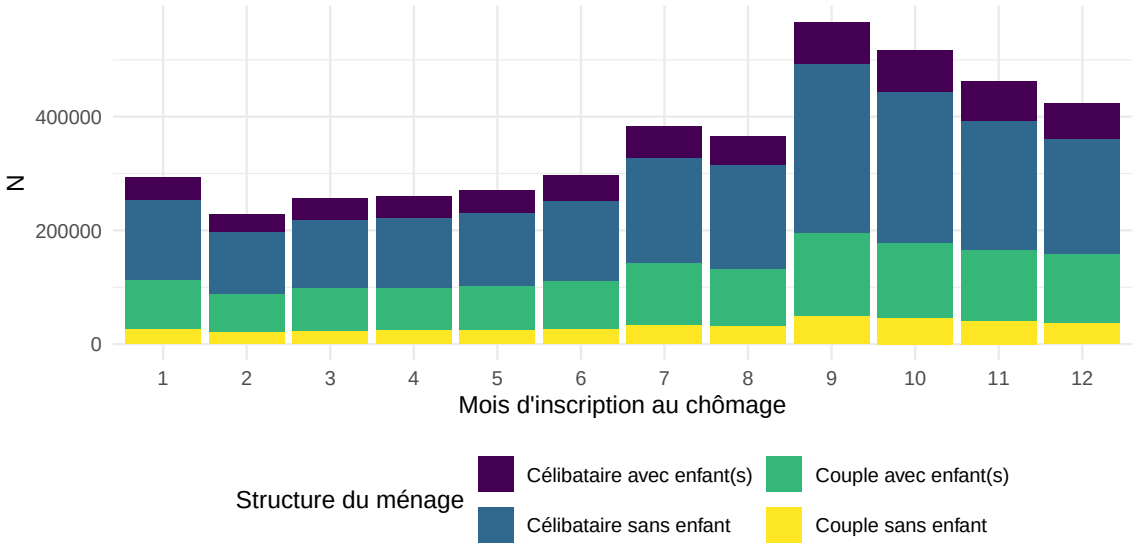
1. Différentes définitions de la stratification selon le mois d'inscription ont néanmoins été testées. Les résultats obtenus dans ces analyses alternative ne diffèrent pas significativement de ceux obtenus ici.

FIGURE 5.4 – Inscriptions à Pôle emploi en 2018

(a) Selon l'âge



(b) Selon la composition familiale, tranche d'âge 30 à 50 ans



groupe « traitement 1 » – 48 à 51 %, contre 36 à 38 % dans le groupe de contrôle. La situation familiale des demandeurs d'emploi varie fortement entre les trois groupes : 83 à 85 % du groupe « traitement 1 » sont des célibataires, tandis que 37 à 38 % seulement le sont dans le groupe 2. Le groupe de contrôle, à nouveau, se situe entre les deux groupes de traitement, avec 60 à 64 % des célibataires. Si la proportion des ménages sans enfant reflète la proportion des célibataires, on observe plus souvent

deux enfants qu'un seul dans les familles du groupe « traitement 2 » et du groupe de contrôle, que dans le groupe « traitement 1 ».

La répartition des années d'expérience dans le métier recherché est proche entre les groupes « traitement 1 » et « 2 », mais le groupe de contrôle a plus d'expérience en moyenne, avec 30 à 31 % en ayant plus que 10 ans. Cette variable témoigne également d'une saisonnalité des inscriptions au Pôle emploi : les inscrits avec moins d'un an d'expérience sont plus fréquentes au début qu'à la fin de l'année.

Finalement, il convient de noter que le groupe « traitement 2 » représente la majorité des observations, reflétant le fait que la population des demandeurs d'emploi comprend principalement des individus aux revenus potentiels relativement faibles, donc éligibles à la prime d'activité.

TABLEAU 5.1 – Statistiques descriptives, demandeurs d'emploi 2018

	Inscription février à avril			Inscription mai à juillet			Inscription août à octobre		
	Traitement 1 (éligibilité)	Traitement 2 (montant)	Contrôle	Traitement 1 (éligibilité)	Traitement 2 (montant)	Contrôle	Traitement 1 (éligibilité)	Traitement 2 (montant)	Contrôle
Sexe									
Femmes	0,35	0,53	0,43	0,37	0,56	0,42	0,37	0,56	0,41
Âge									
30 à 35 ans	0,48	0,40	0,38	0,50	0,40	0,36	0,51	0,41	0,37
36 à 45 ans	0,38	0,43	0,44	0,37	0,43	0,45	0,36	0,42	0,45
46 à 50 ans	0,14	0,17	0,18	0,13	0,17	0,19	0,13	0,17	0,18
Statut familial									
Célibataires	0,83	0,38	0,60	0,81	0,37	0,62	0,85	0,39	0,64
Nombre d'enfants									
Sans enfant	0,80	0,26	0,61	0,79	0,25	0,60	0,82	0,27	0,64
1 enfant	0,11	0,36	0,18	0,11	0,35	0,18	0,09	0,35	0,15
2 enfants	0,09	0,38	0,21	0,10	0,40	0,22	0,08	0,37	0,21
Expérience dans le métier recherché									
0 à 1 an	0,31	0,31	0,19	0,27	0,27	0,17	0,19	0,20	0,14
1 à 2 ans	0,14	0,15	0,07	0,17	0,17	0,09	0,17	0,18	0,09
3 à 5 ans	0,17	0,17	0,15	0,18	0,18	0,18	0,20	0,20	0,16
6 à 10 ans	0,20	0,19	0,29	0,21	0,20	0,27	0,24	0,22	0,30
Plus de 10 ans	0,18	0,18	0,30	0,17	0,18	0,30	0,20	0,20	0,31
Nombre d'individus	7 778	40 014	1 987	9 222	50 588	2 445	12 365	62 461	2 366

Prime d'activité Le tableau 5.2 présente les statistiques descriptives des montants de prime d'activité par groupe, confirmant la pertinence empirique de la définition des groupes de traitement et de contrôle.

Ces statistiques confirment la validité de la définition des groupes de traitement et de contrôle. Le groupe de contrôle ne perçoit effectivement quasiment aucune prime d'activité, avec des montants simulés nuls et des montants observés parmi les employés inférieurs à 6 euros mensuels, validant ainsi son statut de groupe non traité. Cette absence d'éligibilité reste constante entre 2018 et 2019, démontrant que ce groupe n'est pas affecté par la réforme.

Le groupe « traitement 1 », constitué des nouveaux éligibles, présente une évolution caractéristique de l'extension d'éligibilité. En 2018, ces individus ne bénéficiaient pas de la prime d'activité selon la simulation et les montants observés parmi les employés sont faibles (15-16 euros). Après la réforme, en 2019, les montants simulés deviennent positifs et atteignent environ 51 euros mensuels, tandis que les montants effectivement perçus par les employés de ce groupe augmentent substantiellement, passant de 15-16 euros à 26-32 euros selon la cohorte d'inscription. Cette progression confirme que ces individus bénéficient effectivement de l'extension du barème de la prime d'activité.

Le groupe « traitement 2 », composé des individus déjà éligibles avant la réforme, affiche des montants simulés initialement élevés en 2018 (177 euros mensuels) qui augmentent encore en 2019 (environ 295 euros mensuels), soit une hausse d'environ 118 euros. Les montants effectivement perçus par les employés de ce groupe évoluent également à la hausse, passant de 29-35 euros en 2018 à 38-46 euros en 2019. Cette progression illustre l'effet d'augmentation du montant de prime d'activité pour les bénéficiaires existants.

L'analyse par cohorte d'inscription révèle une stabilité des patterns observés, avec des évolutions similaires pour les trois trimestres considérés. Les effectifs sont substantiels dans chaque groupe, garantissant la robustesse statistique des analyses ul-

TABLEAU 5.2 – Statistiques descriptives, demandeurs d'emploi 2018

	Traitement 1 (éligibilité)		Traitement 2 (montant)		Contrôle	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
A. Inscrits au chômage entre février et avril 2018						
PA/mois simulée	0,0	51,9	177,1	295,7	0,0	0,0
PA/mois, employés	14,9	32,5	29,4	46,4	1,1	3,9
Jours MMO/mois, employés	12,1	19,2	11,4	19,1	13,1	22,8
Nombre d'individus	7 778		40 014		1 987	
B. Inscrits au chômage entre mai et juillet 2018						
PA/mois simulée	0,0	52,3	179,0	297,9	0,0	0,0
PA/mois, employés	16,8	31,2	35,4	44,1	1,6	5,2
Jours MMO/mois, employés	12,7	18,0	12,5	18,1	14,2	20,6
Nombre d'individus	9 222		50 588		2 445	
C. Inscrits au chômage entre août et octobre 2018						
PA/mois simulée	0,0	52,5	177,0	295,5	0,0	0,0
PA/mois, employés	15,8	25,7	34,2	38,4	1,1	3,5
Jours MMO/mois, employés	13,8	15,5	13,5	15,0	16,5	18,2
Nombre d'individus	12 365		62 461		2 366	

térieures.

5.2.2 Description des trajectoires des groupes

Les figures 5.5a, 5.5b et 5.5c présentent l'évolution temporelle des principales variables d'intérêt par groupe de traitement pour la cohorte des demandeurs d'emploi inscrits entre février et avril 2018.

Ces graphiques descriptifs montrent des éléments distincts selon la variable analysée. Concernant la prime d'activité elle-même, les données confirment l'efficacité de la réforme sur ses objectifs directs. L'évolution des montants moyens de prime d'activité perçus par les employés montre une augmentation claire et immédiate pour les groupes traités à partir de janvier 2019. Le groupe « traitement 2 », constitué des bénéficiaires existants, présente l'augmentation la plus marquée, passant d'environ 25 euros mensuels avant la réforme à plus de 40 euros après celle-ci. Le groupe « traitement 1 », représentant les nouveaux éligibles, affiche une progression plus modeste mais significative, évoluant de 15 euros mensuels à environ 30 euros. Le groupe de contrôle, conformément aux attentes, ne présente aucune évolution notable, avec des montants restant proches de zéro tout au long de la période.

L'analyse des taux de bénéfice de la prime d'activité parmi les employés confirme ces tendances. Le groupe « traitement 2 » maintient des taux de bénéfice élevés, autour de 60-70 %, qui se stabilisent à un niveau légèrement supérieur après la réforme. Le groupe « traitement 1 » présente une augmentation plus prononcée de son taux de bénéfice, passant d'environ 30 % avant la réforme à plus de 50 % après janvier 2019, illustrant concrètement l'effet d'extension d'éligibilité. Le groupe de contrôle affiche des taux de bénéfice quasi-nuls, validant son statut de population non affectée par la réforme.

L'évolution des taux d'emploi présente un contraste frappant avec les variables liées à la prime d'activité. Les trois groupes suivent des trajectoires remarquablement

similaires, avec une progression générale du taux d'emploi au cours du temps qui semble refléter les dynamiques naturelles de sortie du chômage plutôt que les effets spécifiques de la réforme. Aucune rupture n'est visible au moment de l'entrée en vigueur de la réforme en janvier 2019, et les écarts entre groupes restent stables tout au long de la période d'observation. Cette absence de divergence suggère que la réforme n'a pas généré d'effets différentiels sur l'emploi entre les groupes, du moins dans les trajectoires moyennes observées.

5.3 Spécification économétrique

La spécification économétrique reprend le cadre méthodologique de la première stratégie, avec une redéfinition des groupes de traitement et de contrôle basée sur la position relative aux points de sortie du barème.

La spécification s'écrit :

$$Y_{it} = \sum_{t=-11}^{12} \tau_t \cdot D_i + \phi_i + \gamma_t + X_i\beta_t + \varepsilon_{it}$$

où :

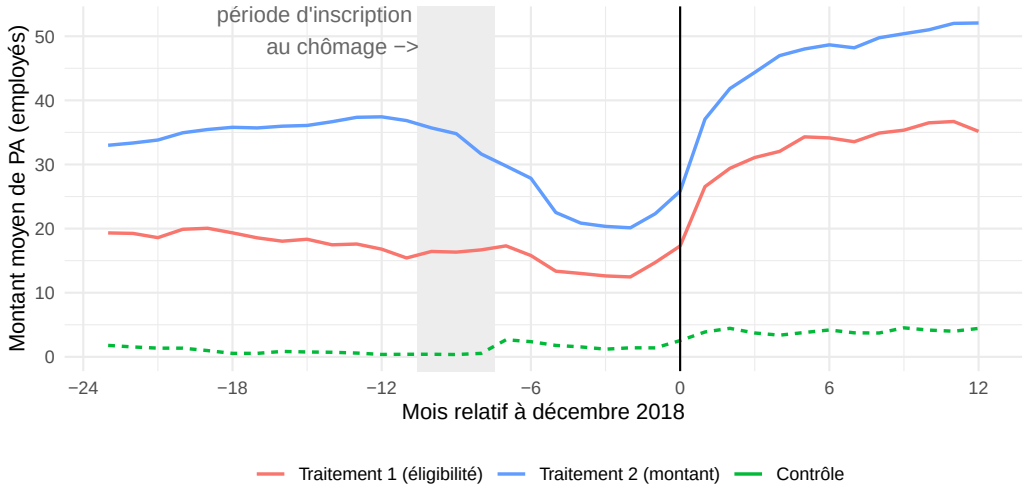
- D_i indique désormais l'appartenance aux groupes de traitement définis selon la position par rapport aux points de sortie (nouveau éligible ou augmentation de montant). L'estimation est menée séparément pour chaque type de traitement (nouveaux éligibles vs. augmentation de montant) afin d'identifier les mécanismes spécifiques à l'œuvre.
- L'ensemble des variables de contrôle (X_i) diffère de celui utilisé dans la spécification précédente étant donné que les donnés d'inscription à pôle emploi propose un ensemble de variable plus large que les données Allstat. Nous contrôlons en particulier du sexe, de l'expérience professionnelle, du statut matrimonial, du nombre d'enfants et du mois d'inscription à Pôle emploi.

- Les autres éléments de la spécification restent identiques : effets fixes individuels (ϕ_i) et effets fixes temporels (γ_t).

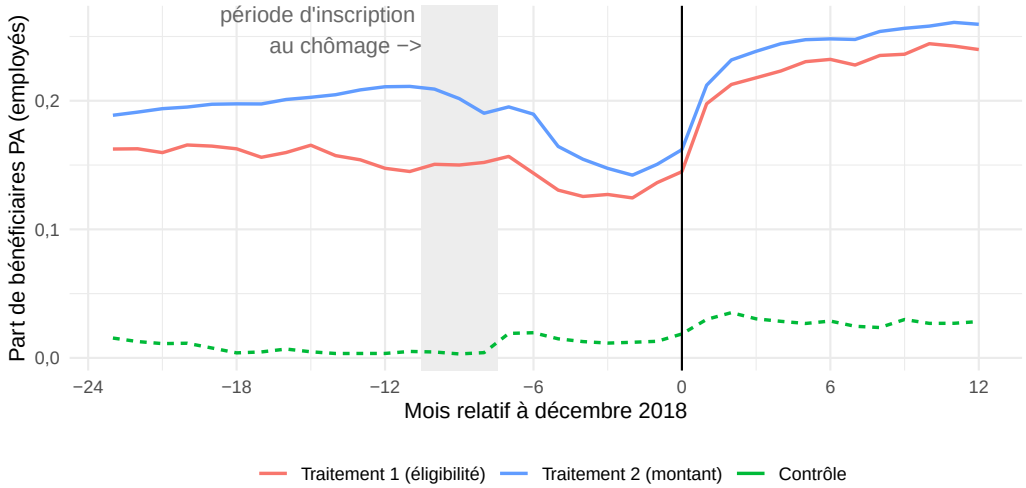
De même que précédemment, les variables de résultat analysées comprennent le bénéfice de la prime d'activité et le montant de la prime d'activité pour les personnes en emploi et l'emploi mensuel tel que mesuré à partir des données MMO.

FIGURE 5.5 – Trajectoires des groupes de traitement

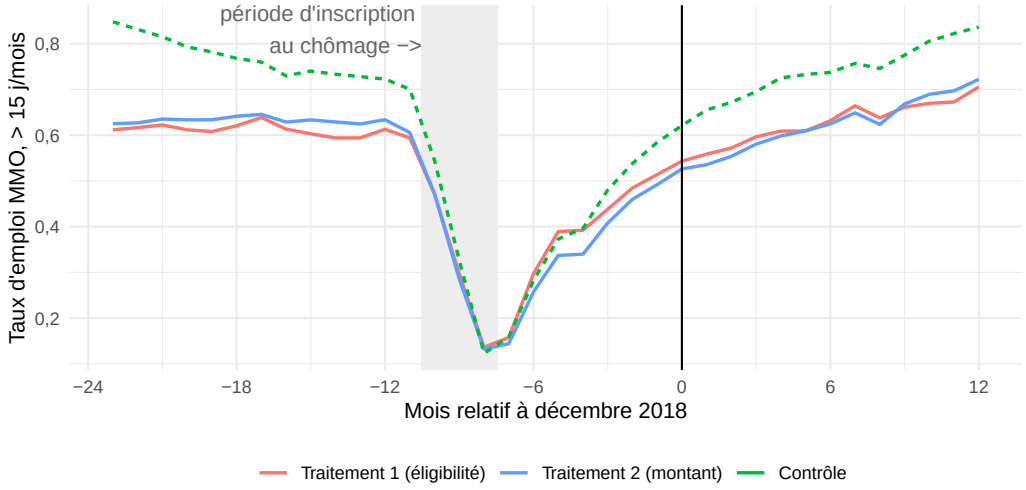
(a) Montant de la Prime d'activité perçue par les employés



(b) Taux de la Prime d'activité parmi les employés



(c) Taux d'emploi MMO



5.4 Résultats

5.4.1 Effets sur l'ensemble de la population

La figure 5.6 rassemble l'ensemble des résultats principaux de l'analyse en détaillant pour chaque type de traitement, l'effet de première étape, c'est-à-dire les effets de la réforme sur le montant de prime d'activité (panels du haut) et sur l'emploi (panels du bas). Pour chaque figure, les points noirs représentent l'impact de la réforme effective, tandis que les points gris illustrent les effets d'une réforme placebo simulée en janvier 2018. Les résultats présentés concernent exclusivement les personnes ayant perdu leur emploi entre février et avril 2018, période matérialisée par la zone grisée sur les graphiques [2].

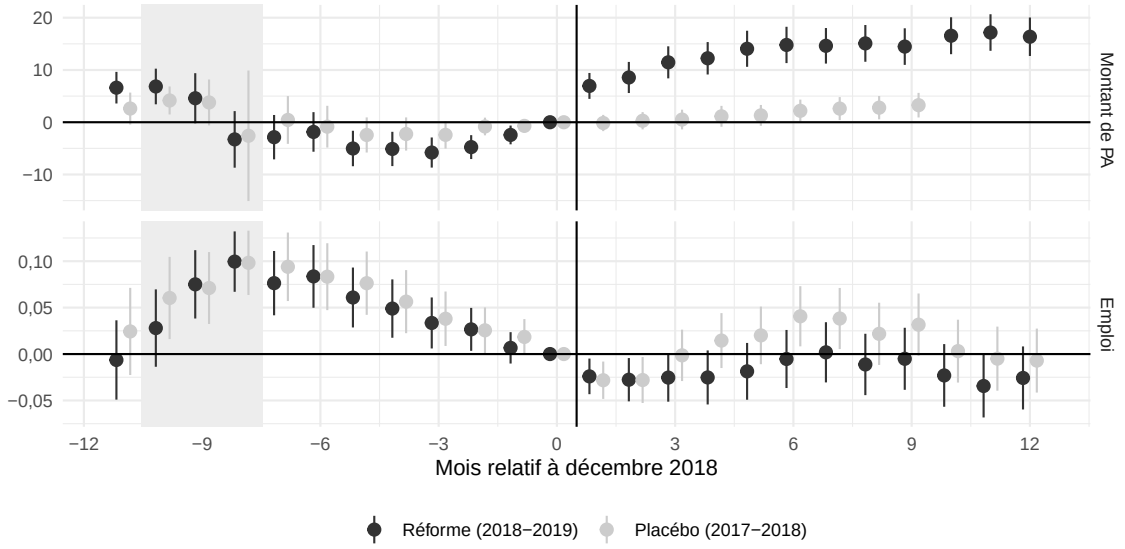
L'analyse du traitement 1, correspondant à l'extension d'éligibilité, révèle des effets différenciés selon la dimension considérée. Concernant le montant de prime d'activité perçu par les personnes en emploi, la réforme génère une hausse d'environ 15 euros mensuels. Cet effet confirme l'impact mécanique de la réforme sur les allocations versées, mais sa mesure intègre trois composantes distinctes : l'effet sur l'emploi, l'effet sur le recours au dispositif, et l'effet direct de la modification législative. Cette mesure demeure donc partiellement endogène aux réponses comportementales des individus.

La validité de l'approche économétrique est confirmée par l'absence d'effets significatifs dans les tests placebo pré-réforme, soutenant l'hypothèse d'identification retenue. En revanche, les effets sur l'emploi, défini comme le fait de travailler au moins 15 jours dans le mois, apparaissent nuls. Les résultats obtenus pour l'année de la réforme ne diffèrent pas significativement de zéro et demeurent très proches de ceux observés lors de l'année placebo. Nous n'observons pas non plus de rupture nette de tendance au moment de la réforme. Cette absence d'effet contraste nettement avec les effets clairs observés sur la prime d'activité elle-même.

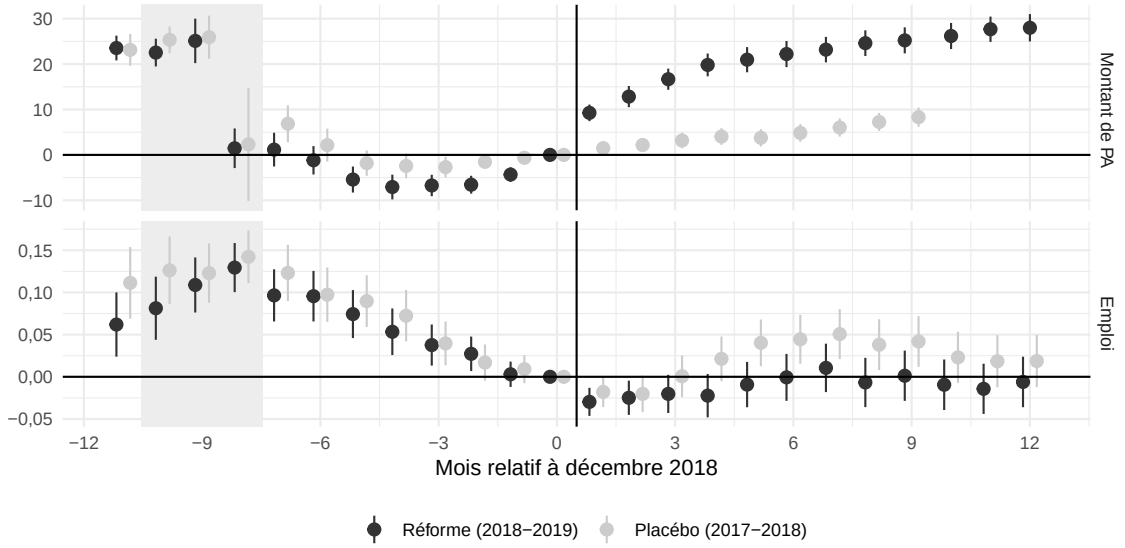
2. L'effet sur les individus ayant perdu leur emploi à d'autre trimestre a également été mesuré. L'analyse placebo pour les montants de prime d'activité s'interrompt en septembre en raison de la rétroactivité de la réforme pour les bénéficiaires de la PA en 2018.

FIGURE 5.6 – Effet de la réforme sur le montant de la prime d'activité (première étape) et effet sur l'emploi MMO

(a) Traitement 1 — Extension d'éligibilité



(b) Traitement 2 — Augmentation de la prime d'activité



L'analyse du traitement 2, correspondant à l'augmentation du montant de prime d'activité pour les bénéficiaires existants, confirme ces résultats. Les effets de cette réforme indiquent une augmentation substantielle de la prime d'activité d'un ordre de grandeur similaire au traitement 1, soit environ 15 à 20 euros de différence entre le placebo et la réforme effective. Sur la dimension emploi, aucun effet significatif n'est

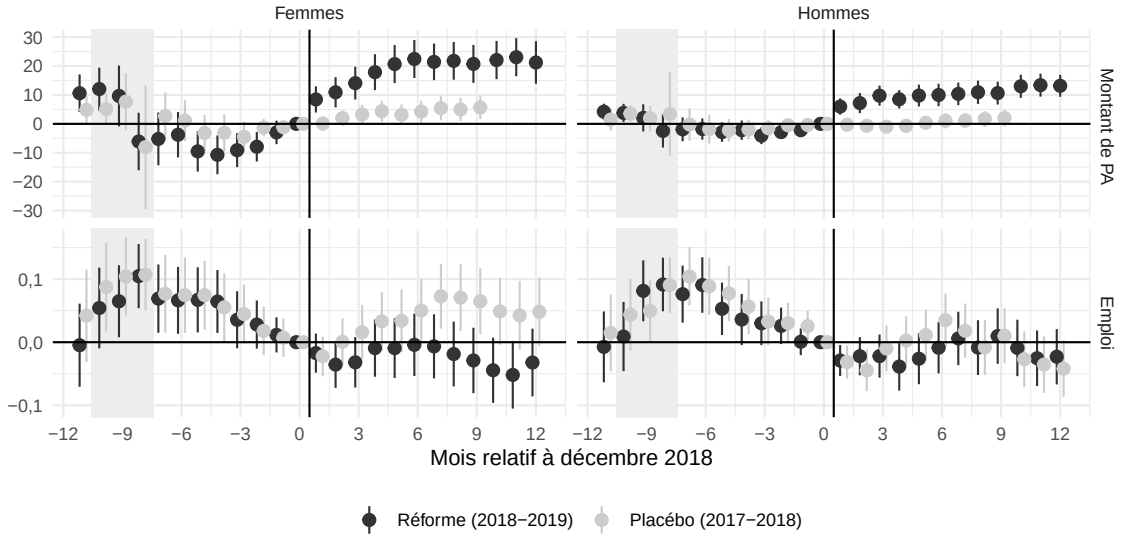
observé, consolidant les conclusions tirées de l'analyse du premier traitement.

5.4.2 Analyse de l'hétérogénéité des effets

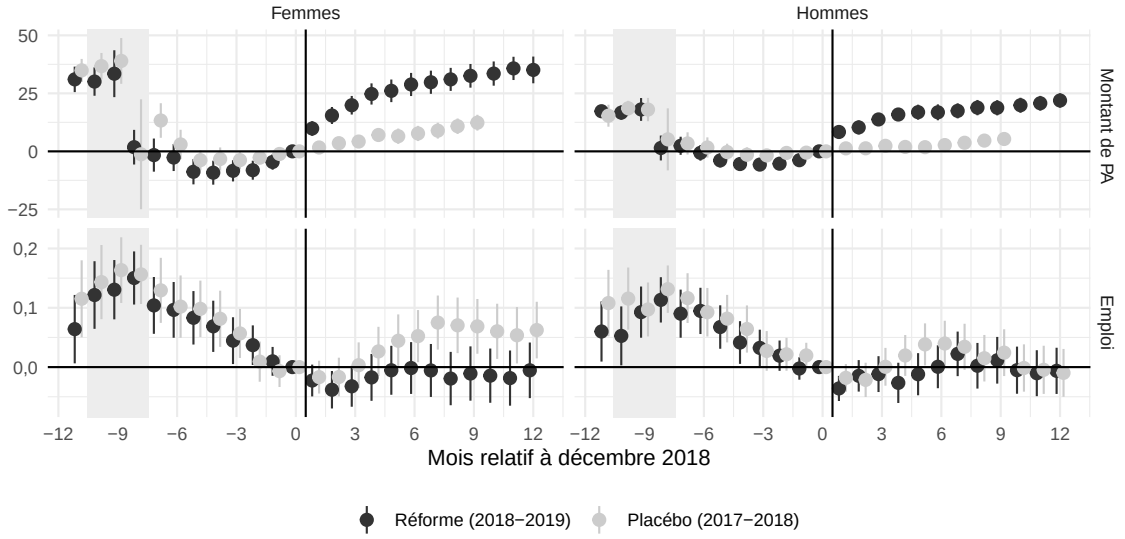
L'absence d'effets sur la population agrégée peut masquer des effets hétérogènes selon les caractéristiques individuelles. L'analyse de l'hétérogénéité explore plusieurs dimensions pour identifier les sous-populations potentiellement plus réactives à la réforme.

FIGURE 5.7 – Hétérogénéité des effets selon le sexe

(a) Traitement 1 — Extension d'éligibilité



(b) Traitement 2 — Augmentation de la prime d'activité



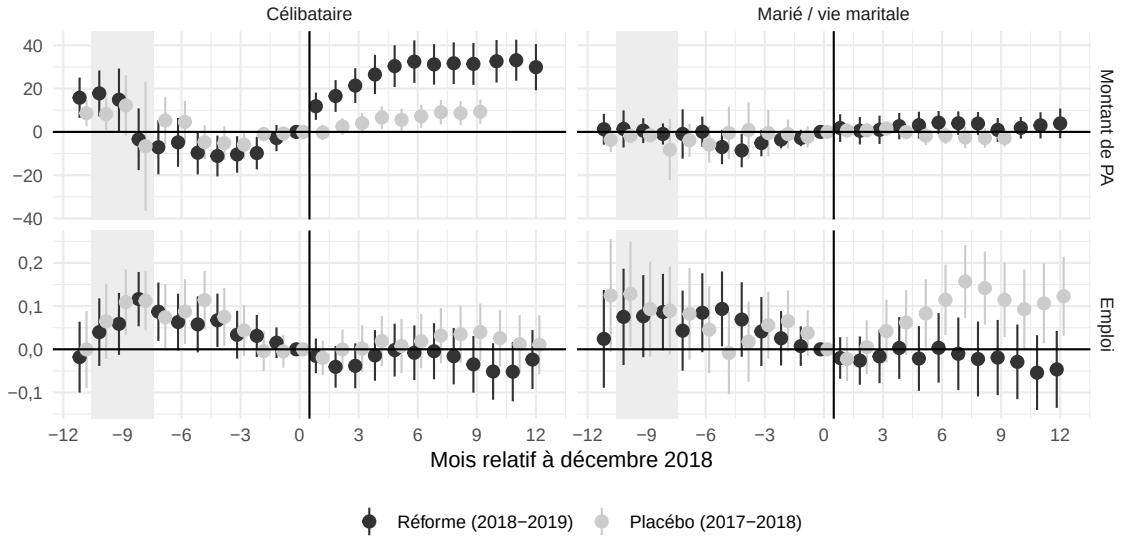
Les figures 5.7a et 5.7b révèlent des différences de genre dans les effets de la réforme. L'impact sur le montant de la prime d'activité apparaît plus prononcé pour les femmes que pour les hommes, avec une augmentation de l'ordre de 20 euros pour les femmes contre 10 euros pour les hommes, et ce pour les deux types de traitement. Cependant, aucun effet sur l'emploi n'est observé pour aucun des deux sexes. La comparaison avec les résultats placebo suggère même des effets légèrement négatifs, bien que les différences entre les courbes ne soient pas statistiquement significatives.

Les figures 5.8a et 5.8b détaillent les effets pour les femmes selon leur situation familiale. L'effet sur le montant de la prime d'activité se concentre principalement chez les femmes célibataires, tandis que la différence observée entre placebo et traitement résulte essentiellement du comportement des femmes mariées, pour lesquelles l'effet sur la prime d'activité est nul. Il est important de rappeler ici que l'effet mesuré sur le montant de prime d'activité dépend à la fois de l'effet mécanique de l'augmentation et de la réponse comportementale. Un effet nul demeure ainsi compatible avec la combinaison d'une hausse du montant du dispositif et d'une réduction du taux de bénéfice parmi les éligibles.

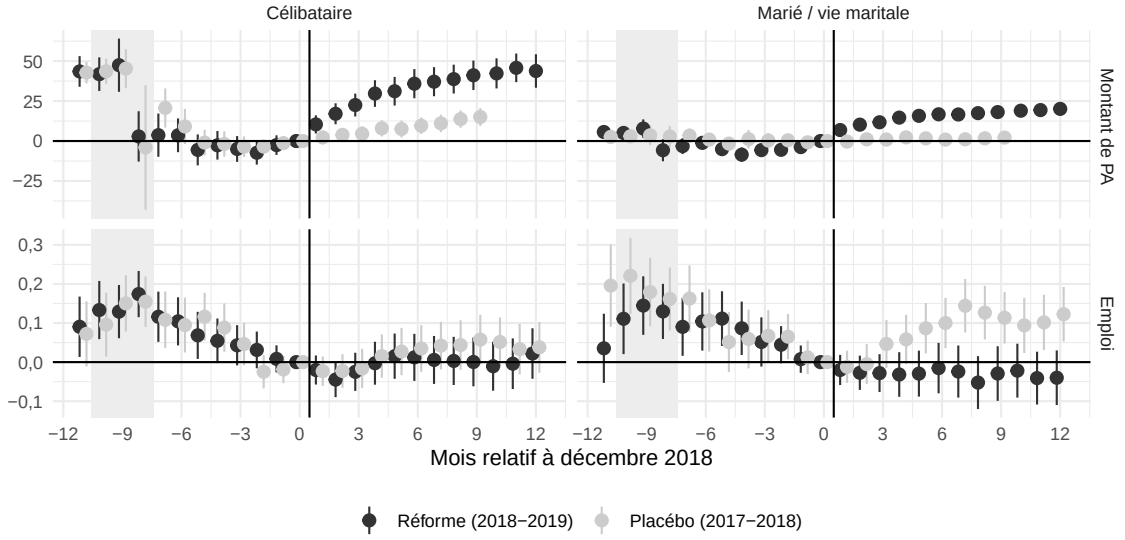
Les figures 5.9a et 5.9b détaillent les effets spécifiquement pour les femmes déclarant être mariées ou en union libre au moment de leur inscription à Pôle emploi. Pour le traitement 1, aucun effet n'est observé sur la prime d'activité et, globalement, aucun impact significatif n'apparaît sur l'emploi. Pour le traitement 2, des effets plus marqués sur la prime d'activité sont visibles, particulièrement pour les femmes avec enfants, mais aucun effet significatif sur l'emploi ne se dégage.

FIGURE 5.8 – Hétérogénéité des effets selon la situation familiale – femmes

(a) Traitement 1 — Extension d'éligibilité



(b) Traitement 2 — Augmentation de la prime d'activité

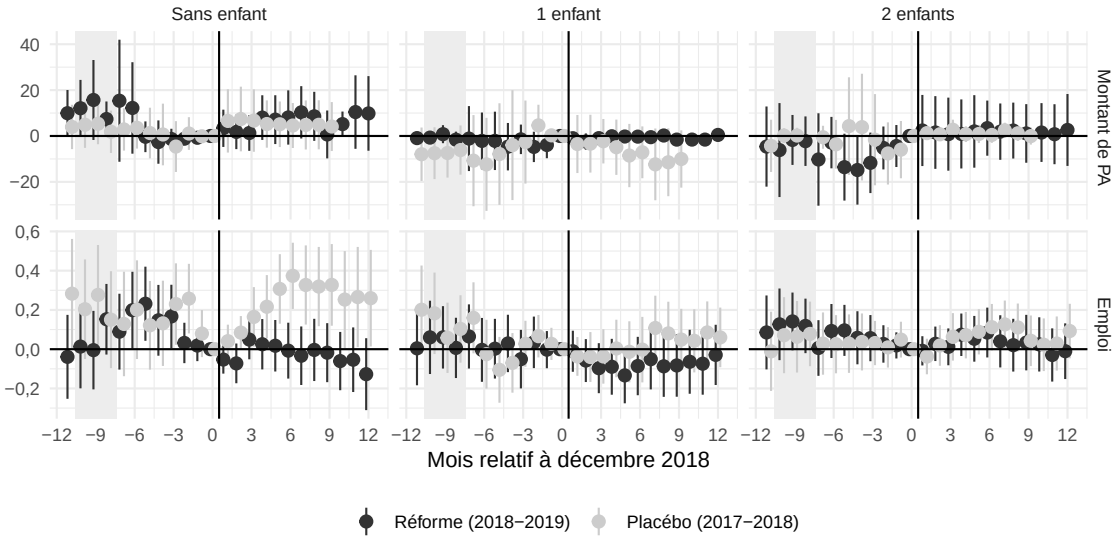


5.4.3 Robustesse à la définition des groupes de traitement et de contrôle

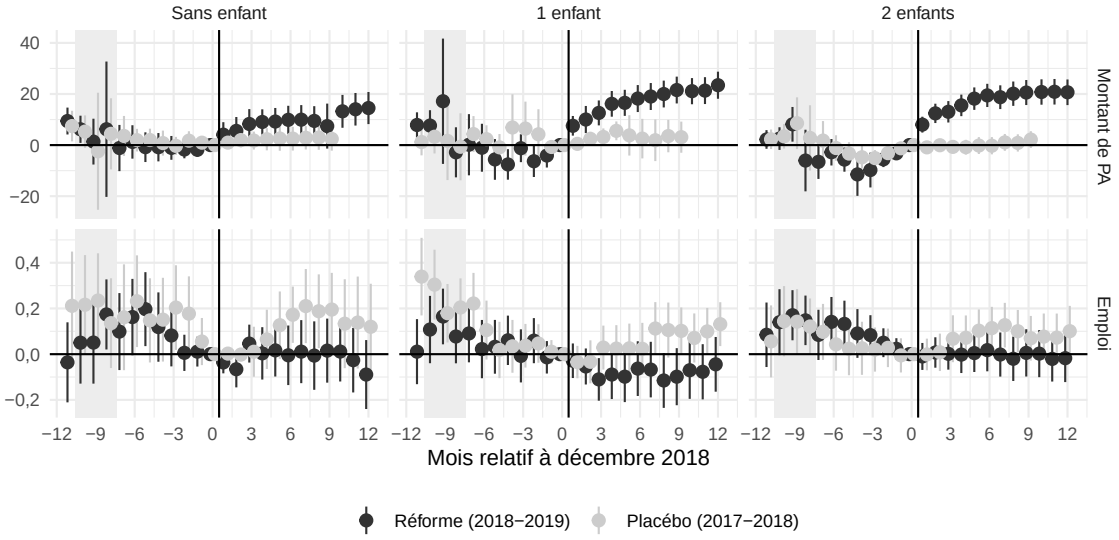
La définition des groupes de contrôle et de traitement repose sur certaines hypothèses de simulation détaillées précédemment. Parmi ces hypothèses, nous déterminons le groupe de traitement en supposant que les conjoints ne perçoivent aucun revenu d'emploi. Comme indiqué préalablement, cette hypothèse sous-estime le re-

FIGURE 5.9 – Résultats pour les femmes mariées ou en vie maritale

(a) Traitement 1 — extension d'éligibilité



(b) Traitement 2 — augmentation de la PA



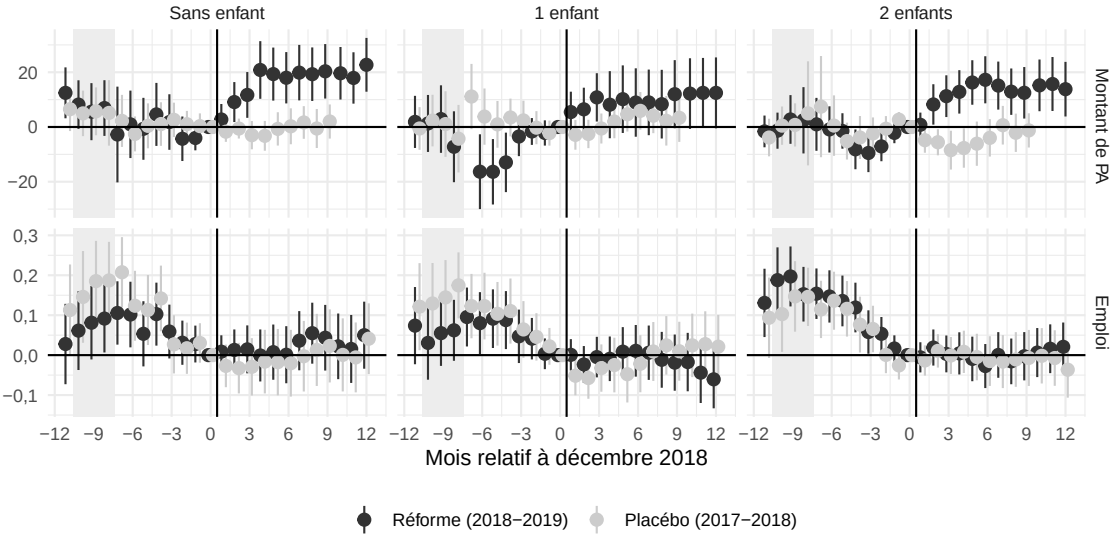
venu du ménage mais n'affecte pas le statut des individus du groupe de contrôle qui, même si cette hypothèse s'avérait invalide, conserveraient leur statut de groupe de contrôle.

Cette hypothèse affecte en revanche la composition du groupe de traitement, qui pourrait inclure de « faux traités », c'est-à-dire des individus en réalité non affectés par la réforme. Cette situation peut notamment expliquer l'absence d'effet de traitement

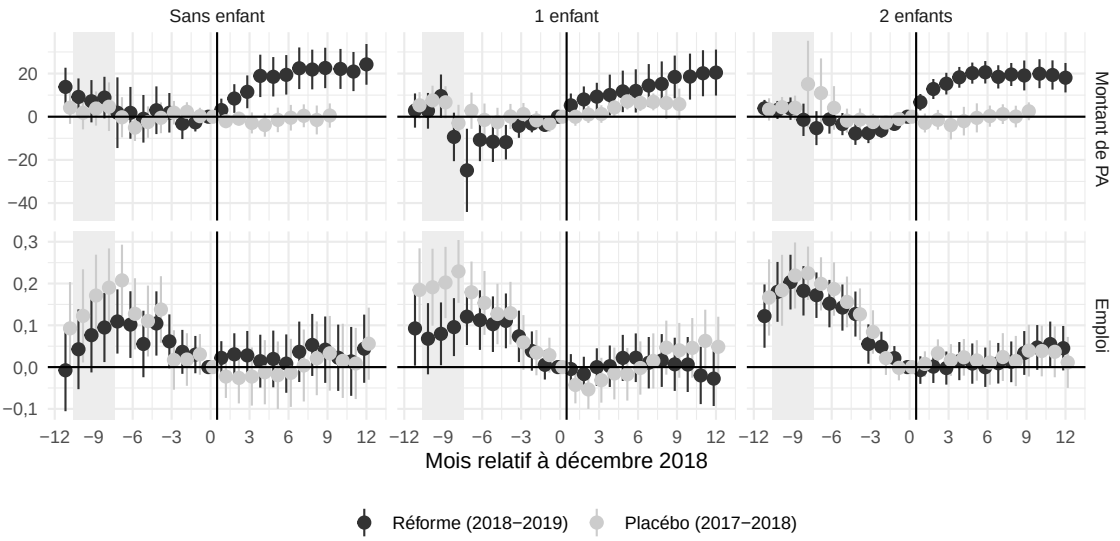
sur le montant de prime d'activité observée pour certains groupes.

FIGURE 5.10 – Résultats pour les femmes mariées ou en vie maritale — conjoint au SMIC

(a) Traitement 1 — extension d'éligibilité



(b) Traitement 2 — augmentation de la PA



Afin de tester la robustesse des résultats, une analyse alternative a été menée en supposant que les conjoints travaillent au niveau du SMIC. Les résultats de cette analyse avec ces nouveaux groupes de traitement et de contrôle sont présentés dans la figure 5.10a pour les femmes en couple, selon le nombre d'enfants.

Ces résultats révèlent des effets plus prononcés de la réforme, suggérant que ces

groupes sont probablement mieux définis sous cette hypothèse alternative. L'augmentation du montant de prime d'activité apparaît plus substantielle et plus cohérente avec les attentes théoriques, en particulier pour le traitement 1. Cependant, aucun effet sur l'emploi n'est observé, même dans cette spécification alternative, renforçant la robustesse de la conclusion principale concernant l'absence d'impact sur les transitions vers l'emploi.

CHAPITRE 6

CONCLUSIONS

6.1 Synthèse des résultats

Notre évaluation de la réforme de la prime d'activité de janvier 2019 s'appuie sur deux stratégies d'identification distinctes. La première approche, basée sur la comparaison selon la composition familiale, se confronte à des limites méthodologiques importantes, notamment l'absence d'un véritable groupe de contrôle non affecté et la violation potentielle de l'hypothèse de tendances parallèles qui serait liée à des réponses comportementales différentes des individus selon le nombre d'enfants. La seconde stratégie, exploitant le décalage du point de sortie du barème, apporte des améliorations en permettant d'isoler un groupe de contrôle valide grâce à l'utilisation des salaires BTS.

Cette seconde approche montre que la réforme atteint clairement ses objectifs directs concernant la prime d'activité des personnes en emploi : elle induit une hausse significative du montant de prime d'activité perçue de 15 euros (traitement 1 - extension d'éligibilité) à 20 euros (traitement 2 - augmentation de montant) mensuels.

En revanche, l'analyse de l'emploi à partir des bases MMO ne révèle pas d'effet statistiquement significatif de la réforme. Cette absence d'impact sur les transitions vers l'emploi persiste dans de nombreuses sous-populations analysées, y compris chez

les célibataires sans enfant, population théoriquement la plus simple à analyser et potentiellement la plus réactive aux incitations. L'analyse de l'hétérogénéité confirme la robustesse de ce résultat : les effets sur l'emploi demeurent non significatifs tant pour les hommes que pour les femmes, quels que soient le statut marital et le nombre d'enfants.

Au-delà de l'effet positif sur le pouvoir d'achat des travailleurs modestes, la réforme n'a donc vraisemblablement pas accru l'emploi sur la population et l'horizon temporel analysés. Si certains résultats suggèrent même des effets légèrement négatifs pour les femmes mariées, particulièrement visibles dans les analyses de robustesse, ces effets pourraient s'apparenter à des effets de revenu similaires à ceux observés pour le Working Families' Tax Credit au Royaume-Uni (Blundell et al., 2005).

6.2 Limites et discussion

Cette absence d'effets mesurés sur l'emploi suggère l'absence d'effets réels substantiels. Il convient néanmoins de souligner les limites de l'approche qui peuvent nuancer cette interprétation.

Limites méthodologiques. L'analyse repose tout d'abord sur l'hypothèse de tendances parallèles entre les différents groupes de traitement et de contrôle. Dans le cas des demandeurs d'emploi, cela implique que des travailleurs ayant des rémunérations potentielles différentes soient impactés de manière similaire par les chocs conjoncturels affectant le marché du travail. Cette hypothèse est forte, demeure non directement testable et pourrait être violée si les groupes diffèrent structurellement dans leur réponse aux conditions économiques. La comparaison avec le placebo permet néanmoins d'affaiblir cette hypothèse : si l'on suppose que la saisonnalité différenciée entre les groupes de traitement et contrôle est la même en 2017-2018 qu'en 2018-2019, alors le placebo offre un contrefactuel crédible. La forte proximité entre les évolutions placebo

et de traitement pre-réforme soutient la validité de cette hypothèse. La différence de trajectoire entre l'effet placebo et l'effet de la réforme après l'augmentation réelle ou hypothétique du de la PA ne permet cependant pas de conclure à un quelconque effet positif de la réforme sur l'emploi.

Le champ de l'analyse constitue une seconde limitation méthodologique. L'étude se concentre sur des groupes spécifiques : les bénéficiaires des minima sociaux et les demandeurs d'emploi. Certaines populations échappent ainsi à l'analyse, notamment les individus n'étant pas passés par les minima sociaux ou l'assurance chômage au moment de la réforme. Cette exclusion concerne potentiellement les jeunes proches de la sortie du système éducatif, les primo-entrants sur le marché du travail, ou les inactifs appartenant à des ménages ne percevant ni RSA ni prime d'activité. Ces individus sont potentiellement concernés par la réforme mais échappent au champ de nos données.

Comment interpréter l'absence d'effets de la réforme ? Il est possible que les effets de la réforme sur la prime d'activité, bien qu'ils soient nets et bien mesurés, demeurent trop limités pour susciter une réaction comportementale détectable. Plusieurs explications peuvent être avancées pour cette absence de réponse.

Le montant des augmentations peut être simplement trop faible pour influencer significativement l'arbitrage des ménages entre emploi et non-emploi. Les gains financiers de 15 à 20 euros mensuels, bien que non négligeables, peuvent s'avérer insuffisants face aux coûts associés à la prise d'emploi (transport, garde d'enfants, perte d'autres prestations) ou aux contraintes personnelles et familiales. Même si les comparaisons sont peu aisées étant donné les différences de fonctionnement entre les dispositifs, la réforme de 1993 de l'EITC (Kleven, 2023) et la réforme anglaise du WFTC (Blundell, 2006) impliquent des variations plus importantes que celles qu'impliquent la réforme 2019 de la prime d'activité.

L'absence de connaissance du dispositif constitue un motif fréquemment invoqué

dans la littérature sur l'Earned Income Tax Credit américain Chetty et Saez, 2008. Cependant, cette explication semble moins plausible dans le contexte français, la réforme ayant bénéficié d'une forte publicité gouvernementale qui a considérablement accru le recours au dispositif (Leroy, 2024).

Une troisième explication réside dans l'incertitude entourant le bénéfice potentiel de la prime d'activité. Cette incertitude découle notamment de la variabilité des revenus dont dépend le calcul de la prime. Les fluctuations de revenus, fréquentes dans les emplois précaires souvent occupés par la population cible, peuvent générer une incertitude sur les montants effectivement perçus, réduisant la prise en compte de la prime d'activité dans les arbitrages individuels.

Enfin, la méthode utilisée s'intéresse principalement aux effets de court terme, sur un horizon d'un an post-réforme. Il est possible que les effets de la réforme nécessitent davantage de temps pour se matérialiser, requérant des ajustements comportementaux, des acquisitions de compétences, ou des modifications des stratégies de recherche d'emploi qui s'étalent sur une période plus longue, et peuvent ainsi expliquer l'absence d'effet de court terme.

Il convient finalement de souligner que l'absence de réponse comportementale à la réforme de 2019 ne préjuge pas de l'efficacité intrinsèque du dispositif de prime d'activité sur l'incitation au retour à l'emploi. Cette réforme présente en effet des spécificités qui limitent sa portée : elle n'affecte en théorie que les revenus au-dessus de 0,5 SMIC, en pratique l'incitation ne devient importante qu'à partir de 0,8 SMIC et est maximale au niveau du SMIC. Ce ciblage sur des niveaux de rémunération relativement élevés contraste avec l'EITC américain et du WFTC britannique, qui visaient plus spécifiquement les travailleurs à temps partiel et les très bas revenus. La réforme de 2019 laisse ainsi inchangés les montants de prime d'activité pour les revenus correspondant à des temps partiels au SMIC, segment important pour analyser les transitions vers l'emploi.

Annexes

Ces annexes présentent des résultats additionnels. L'annexe A présente des estimations avec différents types de salaire (salaire de réserve, salaire MMO). L'annexe B présente des analyses de robustesse par trimestre d'inscription. L'annexe C détaille des résultats de test d'hétérogénéité.

Annexe A

Résultats avec différents types de salaires

Cette annexe présente les résultats obtenus en utilisant différentes mesures de salaire potentiel pour définir les groupes de traitement et de contrôle. Cette analyse permet d'évaluer la robustesse des conclusions principales à la définition de la variable clé d'assignation.

A.1 Résultats avec les salaires de réserve

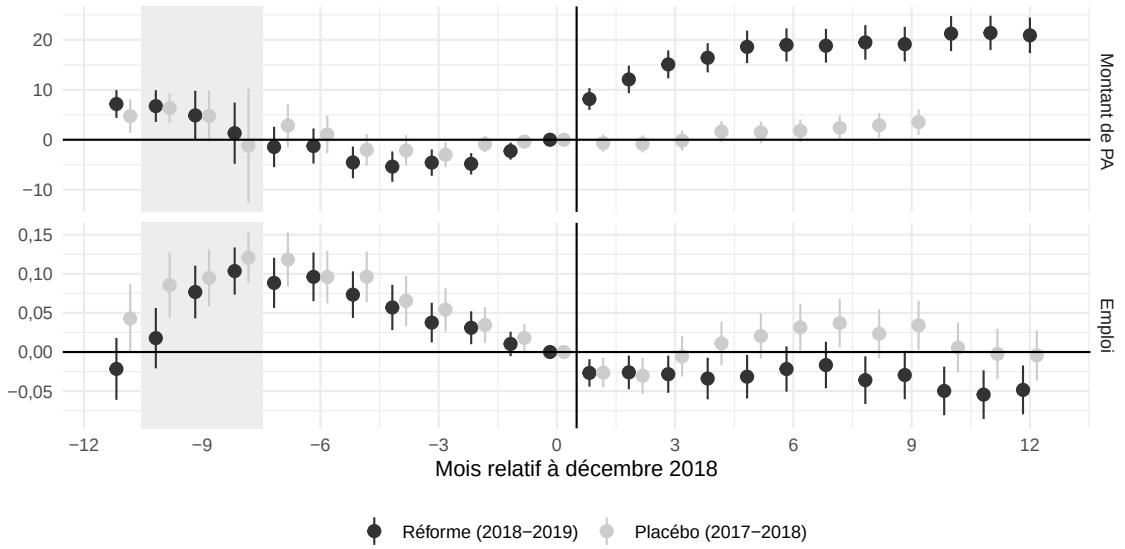
Les salaires de réserve déclarés à l'inscription constituent la mesure la plus directe des intentions salariales des demandeurs d'emploi. Cependant, comme discuté dans le chapitre 4, ces données présentent des limitations importantes liées aux imprécisions déclaratives et aux points de masse.

La figure A.1 présente les effets estimés sur la prime d'activité en utilisant les salaires de réserve pour définir les groupes.

Les résultats avec les salaires de réserve montrent :

- Une augmentation du taux de bénéficiaires de la prime d'activité similaire à celle observée avec les données BTS

FIGURE A.1 – Traitement selon les salaires de réserve – effets sur le montant de la PA et l'emploi MMO



- Des effets sur les montants perçus cohérents avec les attentes théoriques
- Cependant, une plus grande variabilité dans les estimations, reflétant les imprécisions de mesure
- L'absence d'effet emploi persiste, confirmant la robustesse de cette conclusion

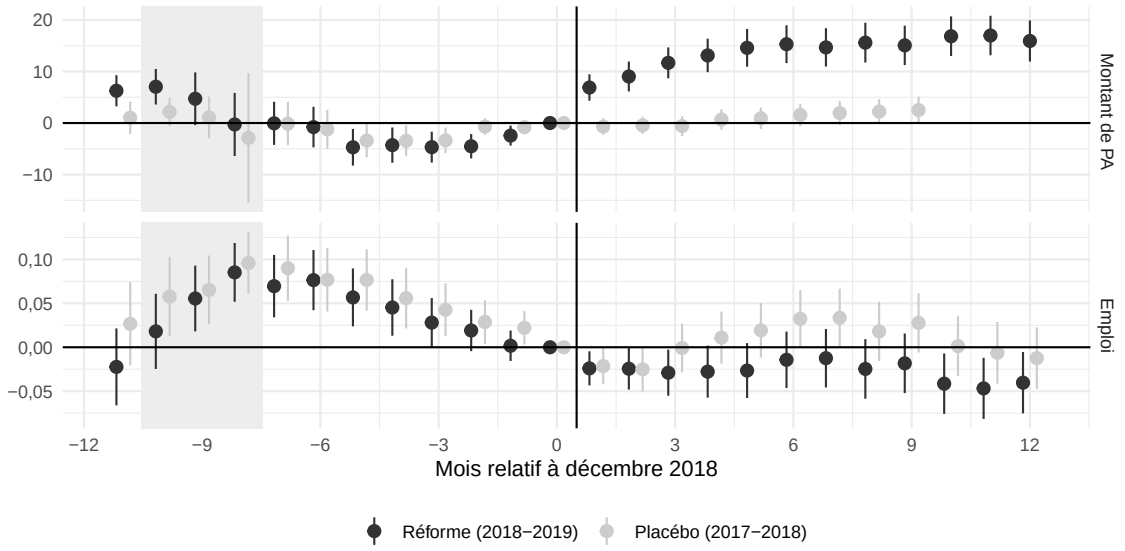
A.2 Résultats avec les salaires MMO

Les salaires passés observés dans les Mouvements de Main d'Œuvre constituent une alternative basée sur des données administratives objectives, mais souffrent du problème de sous-estimation systématique discuté précédemment.

Les résultats avec les salaires MMO révèlent :

- Des problèmes de placement des individus entre les groupes, avec une importante masse d'individus incorrectement classés
- Des effets atténués sur la prime d'activité, cohérents avec la présence d'erreurs de classification

FIGURE A.2 – Traitement selon les salaires passés MMO – effets sur le montant de la PA et l'emploi MMO



- L'absence persistante d'effets emploi, mais avec des intervalles de confiance plus larges
- Une validation de l'importance d'utiliser des mesures de salaire précises pour l'identification

A.3 Comparaison des résultats selon le type de salaire

La comparaison des résultats obtenus avec les différentes mesures de salaire révèle plusieurs enseignements importants :

- **Robustesse des effets sur la prime d'activité** : Quelle que soit la mesure de salaire utilisée, des effets significatifs et substantiels sont observés sur la part des bénéficiaires et les montants perçus
- **Atténuation avec les données MMO** : Les effets estimés avec les salaires MMO sont systématiquement plus faibles, cohérent avec la présence d'erreurs de clas-

sification importantes

- **Cohérence des effets emploi** : L'absence d'effet sur l'emploi est robuste à toutes les mesures de salaire, avec des coefficients non significatifs et proches de zéro
- **Précision des estimations** : Les données BTS offrent la plus grande précision, avec des écarts-types plus faibles malgré un échantillon de taille réduite

Annexe B

Analyses par trimestre d'inscription

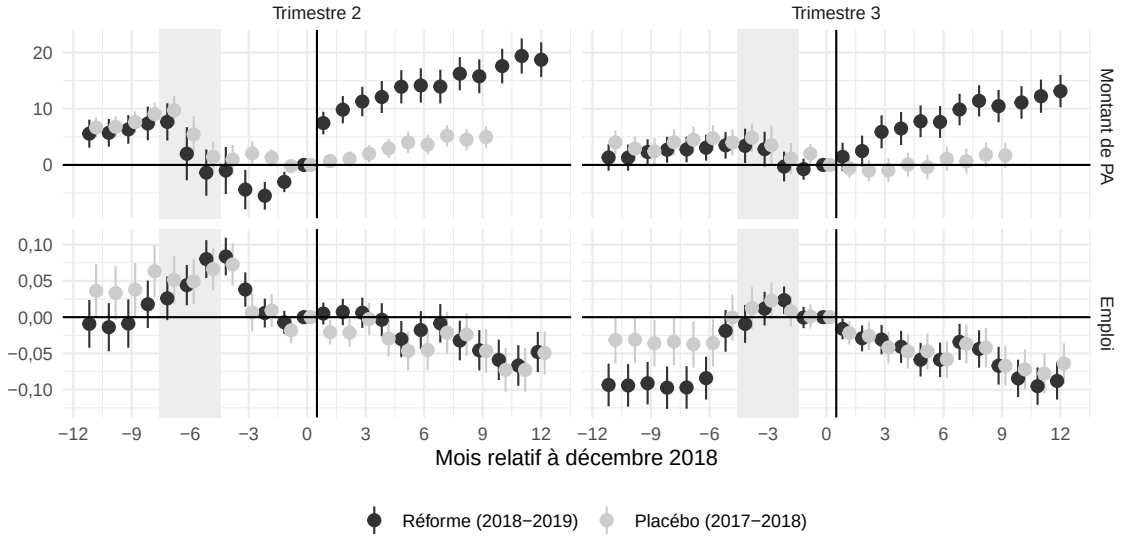
Les figures présentent les résultats pour les cohortes d'inscription des différents trimestres de 2018, complétant l'analyse principale.

Les résultats par trimestre confirment :

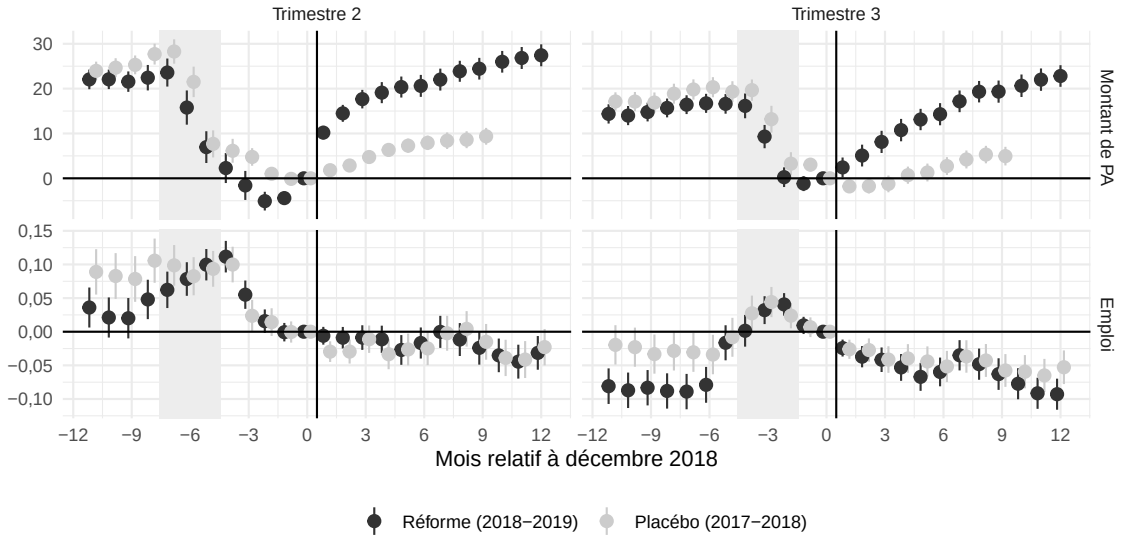
- La stabilité des effets sur la prime d'activité quelle que soit la période d'inscription.
- L'absence persistante d'effets emploi quel que soit le trimestre d'inscription.
- Une validation de la robustesse temporelle des conclusions principales.

FIGURE A.1 – Effets selon le trimestre d'entrée à Pôle Emploi

(a) Traitement 1



(b) Traitement 2

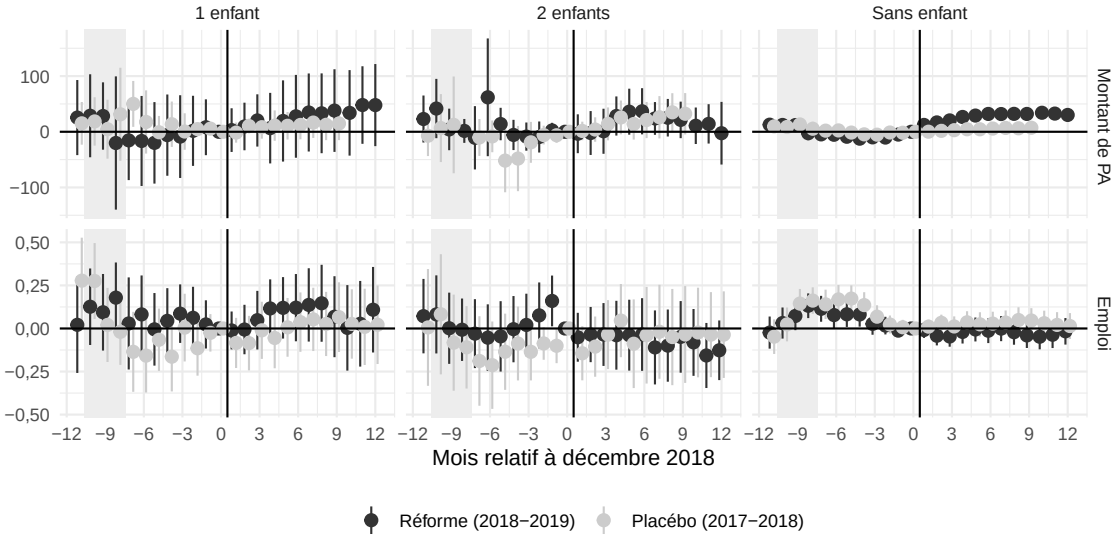


Annexe C

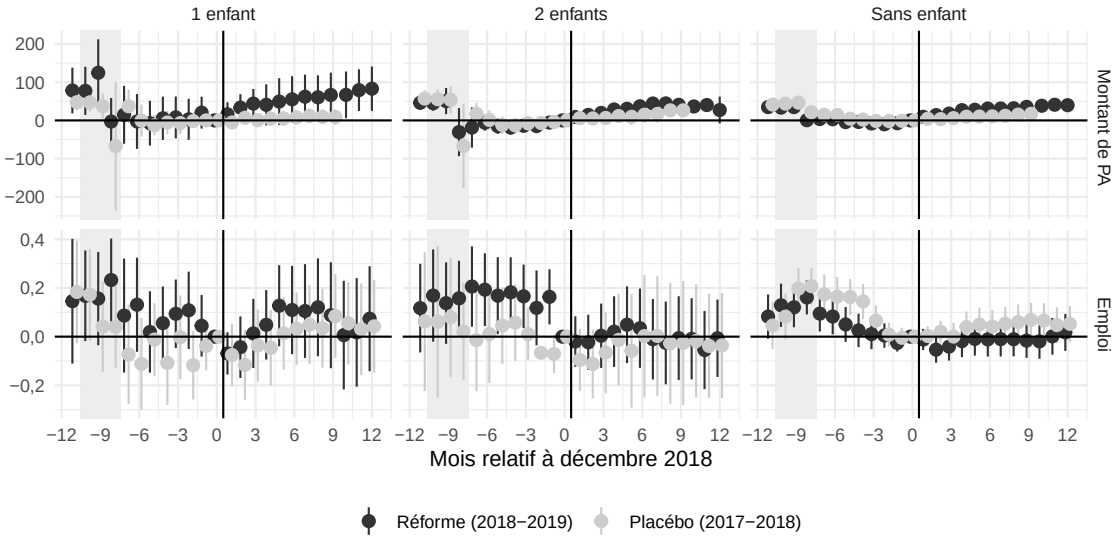
Résultats détaillés sur les femmes seules

FIGURE A.1 – Effets détaillés sur les femmes seules

(a) Traitement 1 (extension d'éligibilité)



(b) Traitement 2 (augmentation du montant)



Annexe D

Résultats détaillés de l'hétérogénéité

D.1 Traitement 1

Les figures A.1a et A.1b présentent une analyse détaillée des effets selon le statut marital et le sexe.

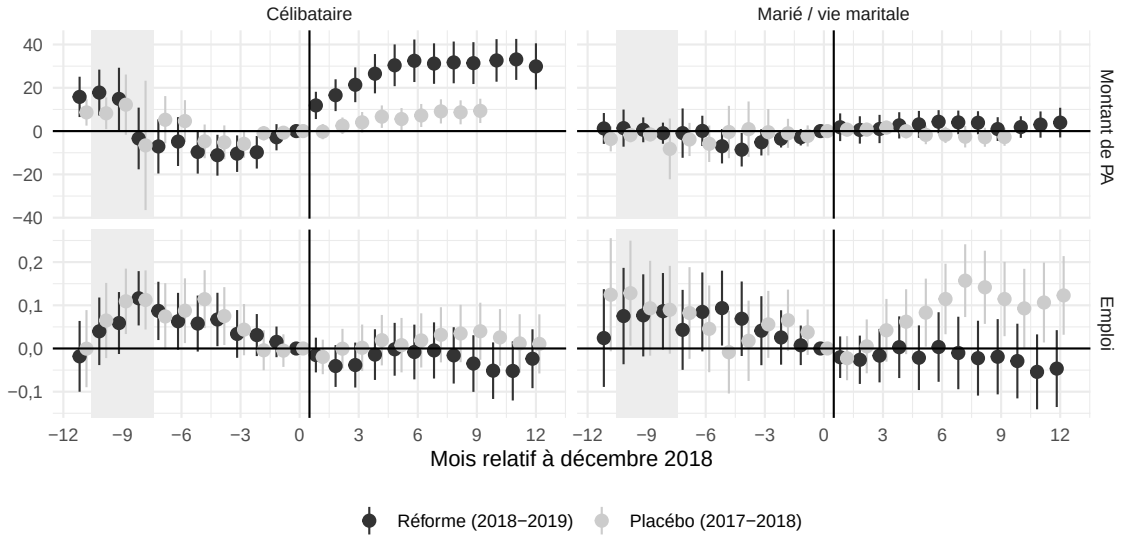
Les figures A.3a et A.3b analysent les effets selon le nombre d'enfants, dimension particulièrement importante pour les politiques familiales.

Ces analyses d'hétérogénéité révèlent :

- Une absence d'effet emploi systématique dans chacune des spécifications
- Des effets sur la prime d'activité relativement homogènes entre sous-populations
- Aucune sous-population ne présente d'effets emploi significatifs, confirmant la généralité des conclusions

FIGURE A.1 – Effets détaillés selon la composition du ménage

(a) Femmes



(b) Hommes

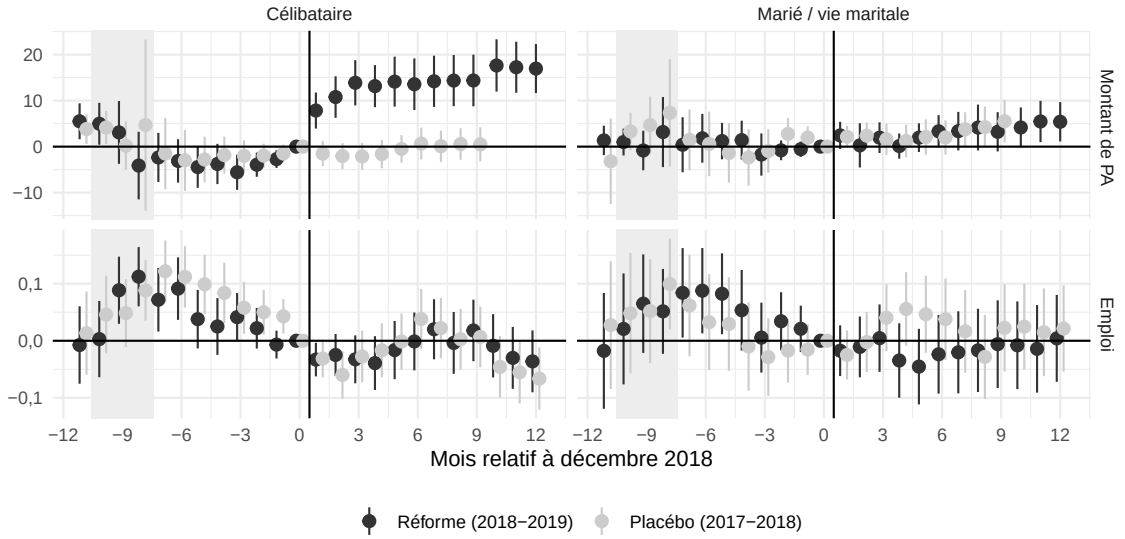
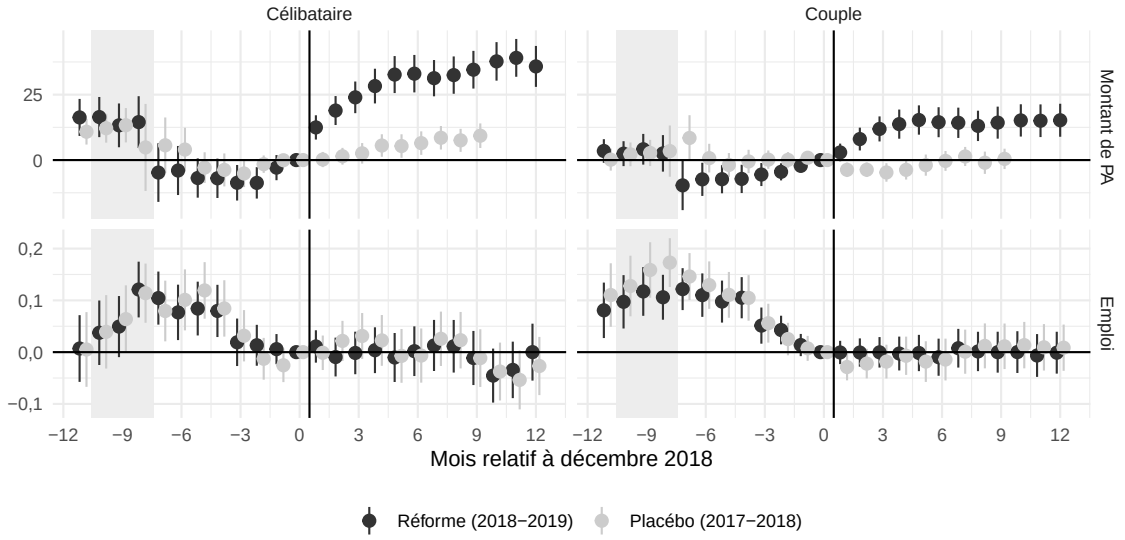


FIGURE A.2 – Effets détaillés selon la composition du ménage – hypothèse des conjoints gagnant un SMIC

(a) Femmes



(b) Hommes

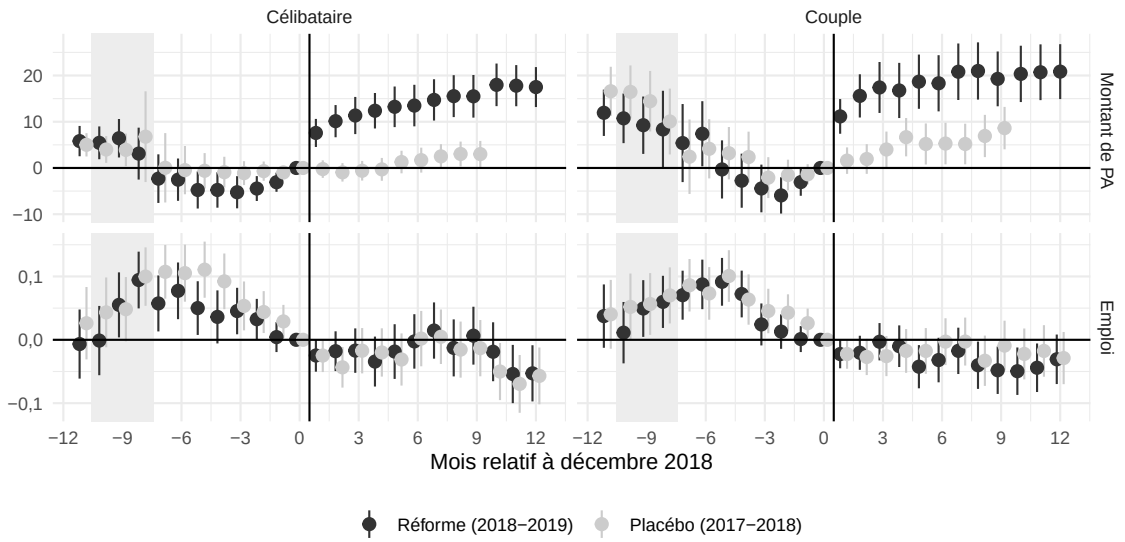
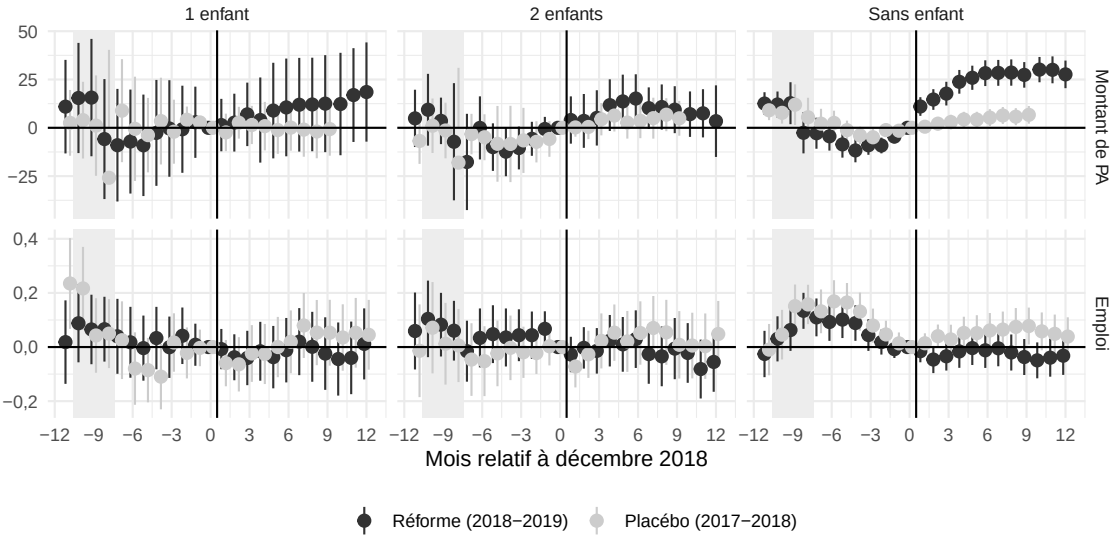
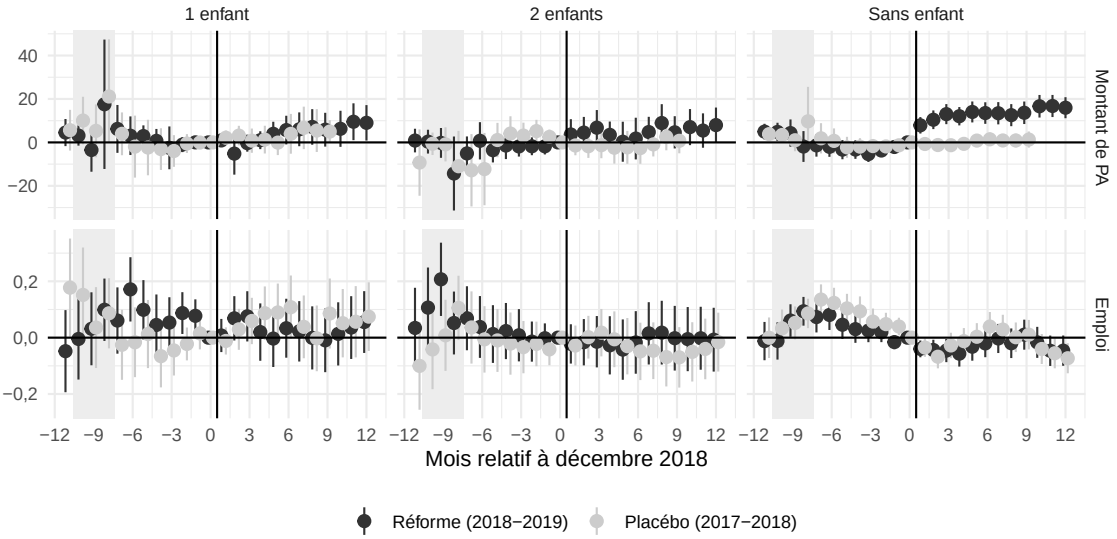


FIGURE A.3 – Effets détaillés selon le nombre d'enfants

(a) Femmes



(b) Hommes



D.2 Traitement 2

Nous présentons à présent les résultats détaillés pour l'analyse du traitement 2 (augmentation du montant de la prime d'activité), complétant ceux présentés dans le chapitre 4.

FIGURE A.4 – Hétérogénéité selon le sexe - Traitement 2

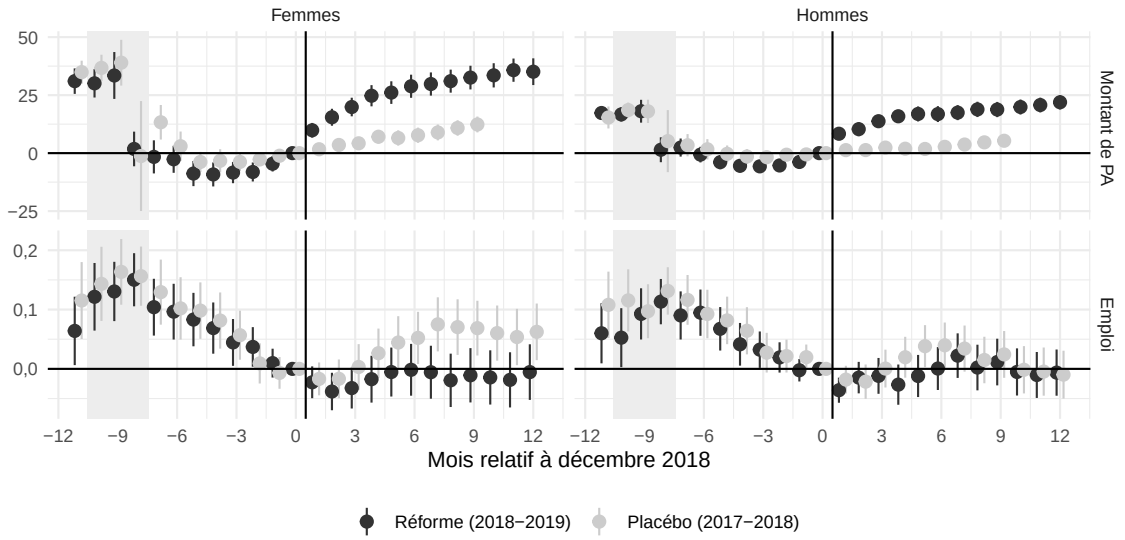
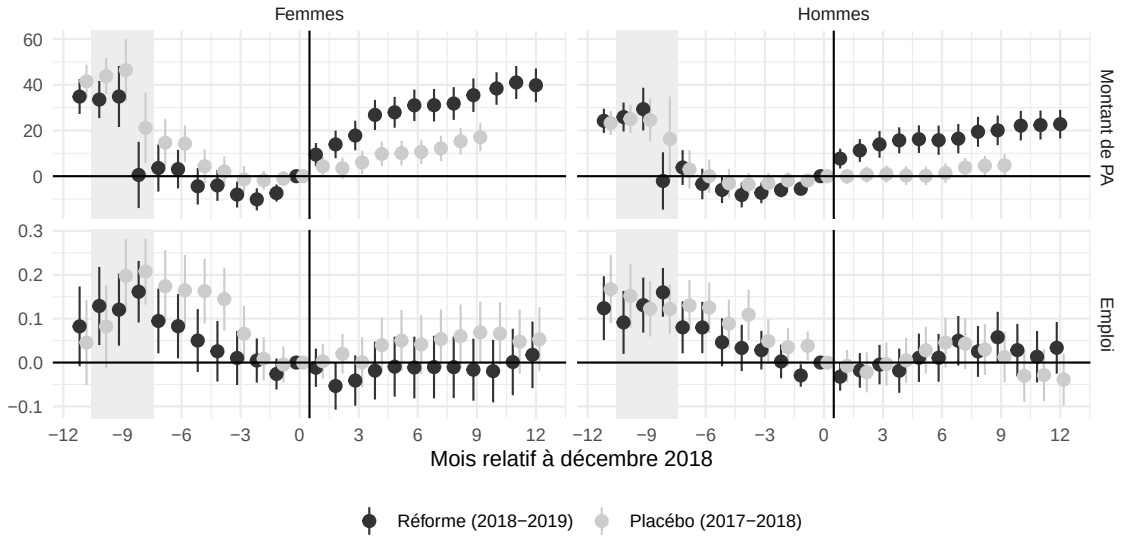


FIGURE A.5 – Célibataires sans enfant par sexe - Traitement 2



BIBLIOGRAPHIE

Allègre, G. (2011). Le RSA : redistribution vers les travailleurs pauvres et offre de travail. *Revue de l'OFCE*, *118*.

Babet, D., & Chabaud, M. (2024). *L'appât du gain ? Mobilité des salariés, salaires et aménités* (rapp. tech.). Institut National de la Statistique et des Études Économiques.

Babet, D., Godechot, O., & Palladino, M. G. (2025). In the land of AKM : Explaining the dynamics of wage inequality in France.

Bastian, J. E., & Jones, M. R. (2021). Do EITC expansions pay for themselves ? Effects on tax revenue and government transfers. *Journal of public economics*, *196*, p. 104355.

Blundell, R. (2006). Earned income tax credit policies : Impact and optimality. *Labour Economics*, *13*(4), p. 423-443.

Blundell, R., Brewer, M., & Shephard, A. (2005). Evaluating the labour market impact of Working Families' Tax Credit using difference-in-differences.

Brewer, M., Duncan, A., Shephard, A., & Suárez, M. J. (2006). Did working families' tax credit work ? The impact of in-work support on labour supply in Great Britain. *Labour Economics*, *13*(6), p. 699-720.

Briard, P., & Sautory, O. (2012, mars). *Évaluation de l'impact du revenu de solidarité active (RSA) sur l'offre de travail* (Document d'études DARES N° 171). DARES.

Chetty, R., Friedman, J. N., & Saez, E. (2013). Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings. *American Economic Review*, *103*(7), p. 2683-2721.

Chetty, R., & Saez, E. (2008). Information and Behavioral Responses to Taxation : Evidence from an Experiment with EITC Clients at H&R Block. *UC-Berkeley mimeo*.

Chetty, R., & Saez, E. (2013). Teaching the Tax Code : Earnings Responses to an Experiment with EITC Recipients. *American Economic Journal : Applied Economics*, *5*(1), p. 1-31.

Dardier, A., Doan, Q.-C., & Lhermet, C. (2022). La revalorisation du bonus individuel en 2019 a fortement élargi le champ des bénéficiaires de la prime d'activité.

Eissa, N., & Liebman, J. B. (1996). Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. *The Quarterly Journal of Economics*, *111*(2), p. 605-637.

Hoynes, H. W., & Patel, A. J. (2018). Effective Policy for Reducing Poverty and Inequality ? : The Earned Income Tax Credit and the Distribution of Income. *Journal of Human Resources*, *53*(4), p. 859-890.

Kleven, H. (2023). The EITC and the Extensive Margin : A Reappraisal. *NBER Working Paper*, (26405).

Kleven, H. (2024). The EITC and the extensive margin : A reappraisal. *Journal of Public Economics*, *236*, p. 105135.

Leroy, C. (2024). *Raising Take-up of Welfare Programs : Evidence from a Large French Reform* (rapp. tech.). Working paper.

Meyer, B. D., & Rosenbaum, D. T. (2001a). Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(3), p. 1063-1114.

Meyer, B. D., & Rosenbaum, D. T. (2001b). Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers. *The quarterly journal of economics*, *116*(3), p. 1063-1114.

Moffitt, R. A. (2003). The negative income tax and the evolution of US welfare policy. *The Journal of Economic Perspectives*, *17*(3), p. 119-140.

Sicsic, M. (2022). Does labour income react more to income tax or means-tested benefits reforms ? *Fiscal Studies*, *43*(3), p. 291-319.

Simonnet, V., & Danzin, E. (2014). L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Economie et Statistique*, *467-468*, p. 91-116.

Stancanelli, E. G. (2008). Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women. *Journal of Public Economics*, *92*(10-11), p. 2036-2047.

Vermare, S., Junod-Mesqui, B., Cochard, M., & Arnaud, F. (2008). Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile. *Economie et Statistique*, *412*, p. 57-80.

Liste des tableaux

4.1 Statistiques descriptives, composition démographique des bénéficiaires des minimas sociaux 31
4.2 Statistiques descriptives, bénéficiaires des minimas sociaux 32

5.1 Statistiques descriptives, demandeurs d'emploi 2018 51
5.2 Statistiques descriptives, demandeurs d'emploi 2018 53

Liste des figures

2.1 Impact théorique de la réforme sur le barème de la prime d'activité . 14

2.2 Impact théorique de la réforme sur les couples monoactifs et les couples biactifs 15

3.1 Salaire de base MMO vs. salaire brut BTS (2021-2022) 20

4.1 Trajectoires des selon le nombre d'enfants 36

4.2 Analyse par nombre d'enfants – résultats 37

4.3 Analyse par nombre d'enfants – résultats par sexe 38

4.4 Analyse par nombre d'enfants – femmes selon le statut marital 39

5.1 Impact théorique de la réforme avec identification des groupes de traitement, cas des célibataires sans enfant 43

5.2 Distribution des salaires de réserve déclarés à l'inscription, cas des célibataires sans enfant 46

5.3 Distribution des salaires (BTS) et groupes de traitement, cas des célibataires sans enfant 47

5.4 Inscriptions à Pôle emploi en 2018 49

5.5 Trajectoires des groupes de traitement 57

5.6 Effet de la réforme sur le montant de la prime d'activité (première étape) et effet sur l'emploi MMO 59

5.7 Hétérogénéité des effets selon le sexe 60

5.8 Hétérogénéité des effets selon la situation familiale – femmes 62
5.9 Résultats pour les femmes mariées ou en vie maritale 63
5.10 Résultats pour les femmes mariées ou en vie maritale — conjoint au SMIC 64

A.1 Traitement selon les salaires de réserve – effets sur le montant de la PA et l'emploi MMO 74
A.2 Traitement selon les salaires passés MMO – effets sur le montant de la PA et l'emploi MMO 75

A.1 Effets selon le trimestre d'entrée à Pôle Emploi 78

A.1 Effets détaillés sur les femmes seules 80

A.1 Effets détaillés selon la composition du ménage 82
A.2 Effets détaillés selon la composition du ménage – hypothèse des conjoints gagnant un SMIC 83
A.3 Effets détaillés selon le nombre d'enfants 84
A.4 Hétérogénéité selon le sexe - Traitement 2 85
A.5 Célibataires sans enfant par sexe - Traitement 2 85



L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Économie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage académique mondial, la fondation décloisonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. www.parisschoolofeconomics.eu

Le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES) est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche. Au sein du GENES, le CREST est un centre de recherche interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales regroupant des chercheurs l'ENSAE Paris, de l'ENSAI, du département d'Économie de l'École polytechnique et du CNRS. http ://www.groupe-genes.fr/ – http ://crest.science