



RENDU FINAL - Octobre 2023

La réforme de 2019 de la prime d'activité : analyse sur la possibilité de mesurer les effets sur l'emploi

Antoine Bozio

Brice Fabre

Claire Leroy

Nolwenn Loisel

Maxime Tô



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 Economie 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.

www.ipp.eu



PRÉSENTATION DU RENDU

Ce document présente les analyses menées par l'IPP sur la réforme de la prime d'activité de 2019. Ce travail, commandité par France Stratégie dans le cadre des travaux du comité d'évaluation de la stratégie nationale de prévention et de lutte contre la pauvreté, visait à apporter des éléments concernant les effets de cette réforme de la prime d'activité sur l'emploi.

Cette réforme, annoncée en réponse à la crise des « gilets jaunes » et promulguée le 21 décembre 2018 dans le cadre du décret n°2018-1197, consiste à apporter une aide financière supplémentaire aux travailleurs modestes, et ce à partir d'un certain montant de revenus d'activité. L'objectif affiché était d'une part de lutter contre la pauvreté des travailleurs modestes, et d'autre part d'augmenter les incitations financières à l'exercice d'une activité.

Ce rapport se concentre sur le deuxième objectif, et présente les résultats d'une analyse visant à évaluer les effets de cette réforme de la prime d'activité sur l'emploi, menée avec les données disponibles au moment du lancement de cette étude. Cette analyse est à ce stade non concluante, du fait notamment de limites dans la nature des données exploitées. Ce document détaille le contenu du travail effectué, et explicite les améliorations à entreprendre à l'avenir pour disposer d'une évalua-

tion fiable des effets de cette réforme sur l'emploi.

Le Chapitre 1 fait office de préambule à cette analyse, en présentant une revue de littérature concernant les travaux précédemment menés sur des réformes similaires, en France comme à l'étranger.

Le Chapitre 2 présente le contexte et le contenu de la réforme de la prime d'activité de 2019. Il est accompagné d'une annexe permettant d'entrer davantage dans le détail du calcul de la prime d'activité.

Le Chapitre 3 présente en détail la méthodologie employée, en exposant les enjeux associés à l'évaluation de la réforme sur l'emploi, et en présentant étape par étape les différentes composantes de cette méthodologie (données, restrictions d'échantillon, définition de groupes de traitement et de contrôle).

Le Chapitre 4 présente l'ensemble des résultats obtenus, ainsi que des tests de fiabilité qui identifient certaines limites, notamment dans la nature des données utilisées, nous amenant à ne pas formuler de conclusion sur les effets de la réforme sur l'emploi.

L'ensemble de ces chapitres est précédé d'une **synthèse des résultats**, qui présente notamment les perspectives en termes d'évaluation de cette réforme de la prime d'activité, permettant de palier les limites de l'analyse menée dans ce travail.

REMERCIEMENTS

Nous remercions France Stratégie pour le financement de ce travail, dans le cadre des travaux du comité d'évaluation de la stratégie nationale de prévention et de lutte contre la pauvreté. Nous remercions également l'ensemble des membres du comité scientifique mis en place pour le suivi de ce travail, pour l'ensemble de leurs commentaires et suggestions tout au long du projet : Mathias André (Insee), Sandra Bernard (DREES), Agathe Dardier (CNAF), Simon Fredon (France Stratégie), Sébastien Grobon (DARES), Arthur Heim (PSE-Ecole d'Economie de Paris - CNAF), Elise Huillery (Université Paris Dauphine), Marine de Montaignac (France Stratégie), Michaël Orand (DARES) et Benjamin Vignolles (DREES). Nos remerciements vont également à Adrien Vallette, pour sa contribution au simulateur de prime d'activité sur les données ALLSTAT durant son stage à l'IPP.

Nous tenons à remercier les services producteurs des données que nous avons exploitées, notamment la Caisse nationale des allocations familiales (CNAF), l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et la Direction générale des Finances publiques (DGFIP), ainsi que les équipes du centre d'accès sécurisé aux données (CASD) pour la mise à disposition des données et pour avoir répondu à nos demandes de sorties de façon réactive.

Les conclusions et opinions émises dans ce document sont propres à leurs auteurs et n'engagent ni France Stratégie, ni les membres du comité scientifique ou leur institution de rattachement.



TABLE DES MATIERES

Présentation du rendu	1
Remerciements	3
Synthèse des résultats	7
1 Revue de littérature	16
1.1 Cadre théorique : offre de travail et taxation optimale	16
1.2 Des évaluations empiriques probantes de soutien aux revenus d'activité	18
1.3 Un consensus remis en cause par des travaux récents?.....	22
2 La réforme de 2019 de la prime d'activité	24
2.1 Contexte de la réforme	24
2.2 La prime d'activité.....	25
2.3 La réforme de 2019	26
3 Méthodologie : identifier l'effet causal de la réforme sur l'emploi	31
3.1 Présentation générale de la stratégie d'identification	32
3.2 Les données utilisées : le panel ALLSTAT	33
3.3 Champ de l'analyse	34
3.4 Variables d'intérêt	36
3.5 Sélection de l'échantillon	36
3.6 Définition des groupes de traitement et de contrôle	38

3.6.1	Mesurer l'intensité de la réforme	38
3.6.2	Gain au retour à l'emploi selon la composition du foyer	40
3.6.3	Intégration des gains au retour en emploi	51
3.7	Restrictions spécifiques à la définition des groupes de traitement et de contrôle.....	56
3.7.1	Attrition selon le nombre d'enfants	56
3.7.2	Enfants de moins de trois ans	58
3.8	Taux d'emploi selon le nombre d'enfants.....	59
3.9	Spécification empirique.....	62
4	Résultats	65
4.1	Effets estimés	66
4.2	Analyse <i>placebo</i>	70
	Annexes	75
A	Calcul de la prime d'activité et simulations à partir d'ALLSTAT	75
A.1	Périodicité du calcul de la prime	76
A.2	Formule de calcul	79
A.3	Montant forfaitaire	80
A.4	Base ressources et revenus pris en compte	82
A.5	Bonifications individuelles	83
A.6	Validité du simulateur	85
B	Statistiques descriptives supplémentaires	89
B.1	Distribution de revenus d'activité	89
B.2	Distribution des gains au retour à l'emploi	93
	Liste des tableaux	100
	Liste des figures	101

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

La réforme de 2019 de la prime d'activité a été menée avec deux objectifs affichés : d'une part soutenir l'exercice d'un emploi et inciter à la reprise d'une activité, et d'autre part lutter contre la pauvreté. Entrée en vigueur en janvier 2019, cette réforme a consisté à augmenter le montant de la « bonification individuelle » de la prime d'activité, qui est une composante dépendant des revenus d'activité de chaque individu du foyer. En plus de cette revalorisation, le seuil de revenus d'activité à partir duquel le montant maximal de cette bonification est versé a lui aussi été augmenté, soutenant ainsi des niveaux relativement plus élevés de revenus d'activité.

Cette étude, commanditée par France Stratégie dans le cadre du comité d'évaluation de la stratégie nationale de prévention et de lutte contre la pauvreté, se concentre sur le premier des deux objectifs évoqués ci-dessus. Elle propose une méthodologie pour estimer les effets causaux de cette réforme sur la probabilité d'emploi des individus. Les tests de robustesse non-concluants empêchent néanmoins de considérer les résultats présentés comme des effets causaux de la réforme.

La prime d'activité et sa réforme en 2019

- La prime d'activité (PA) est une prestation sociale qui vise, d'une part à lutter contre la pauvreté des travailleurs modestes, et d'autre part à garantir des incitations financières à la reprise d'activité. Elle a été créée en 2016 en remplacement de deux dispositifs : i) la composante liée aux revenus d'activité du revenu de solidarité active (RSA), dite aussi « RSA activité » et ii) la prime pour l'emploi (PPE). Elle est destinée aux foyers percevant des revenus d'activité, jusqu'à un certain seuil, et elle peut s'ajouter, dans certains cas, au revenu de solidarité active (RSA), qui est une allocation différentielle permettant de garantir aux foyers éligibles un montant minimal de ressources.
- Cette prestation sociale est calculée à l'échelle du foyer : elle confronte les ressources du foyer à un montant forfaitaire dépendant de la configuration familiale, et son calcul est tel qu'un euro supplémentaire de revenu d'activité entraîne une réduction moins importante de prestation versée. À cela s'ajoute des bonifications individuelles, à savoir des majorations pour chaque individu du foyer percevant des revenus d'activité supérieurs à 0,5 Smic.
- La réforme de la prime d'activité de 2019 porte sur la revalorisation des paramètres de calcul de ces bonifications individuelles. Ces bonifications sont nulles en-dessous de 0,5 Smic, puis croissantes, jusqu'à atteindre un niveau maximal. La réforme a consisté d'une part à augmenter ce niveau maximal et d'autre part à augmenter le niveau de revenus d'activité individuel à partir duquel ce montant maximal peut être perçu. La hausse du montant maximal peut se justifier comme un moyen de lutter directement contre la pauvreté des individus en emploi, alors que la hausse du seuil de revenus ouvrant droit

à ce niveau maximal peut aussi être perçu comme un moyen d'inciter davantage à la reprise d'une activité, ou à retrouver un emploi plus rémunérateur.

Quels enseignements des travaux existants sur des réformes similaires ?

- La réforme de la prime d'activité de 2019 est précédée de nombreuses autres réformes ayant des objectifs similaires, en France comme à l'étranger, réformes ayant fait également l'objet d'évaluations. Sont notamment recensées à l'étranger les réformes relatives au Earned Income Tax Credit (EITC) aux États-Unis, ou encore au Working Family Tax Credit (WFTC) au Royaume-Uni. En France, de nombreuses réformes avec des objectifs affichés similaires peuvent également être citées, comme la création du RSA en 2009, ou encore les effets de l'ancienne prime pour l'emploi (PPE).
- La littérature existante s'est notamment penchée sur les réactions en termes d'offre de travail à des réformes visant à augmenter les incitations à la participation au marché du travail. Ces travaux distinguent les réactions à la marge intensive (augmenter le nombre d'heures travaillées conditionnellement à exercer initialement une activité) des réactions à la marge extensive (participer ou non au marché du travail). De nombreuses contributions concluent dans l'ensemble à l'existence de réactions à la marge extensive et à de faibles réactions en ce qui concerne la marge intensive. Des différences de degrés de réactions sont néanmoins constatées. Pour certains publics, un dispositif plus généreux à destination des ménages actifs semble engendrer des effets posi-

tifs sur l'offre de travail (notamment les célibataires). Pour d'autres, cela peut engendrer des effets négatifs sur l'offre de travail – avec néanmoins des résultats moins robustes. Cet effet a été observé notamment pour les seconds apporteurs de ressources des ménages, en majorité des femmes mariées ou en couple.

- Le consensus autour de la prépondérance des réactions à la marge extensive tend à justifier le fait de cibler les efforts budgétaires vers des individus dont le niveau de revenus d'activité est au-dessus d'un certain seuil, dans la mesure où les désincitations financières à l'emploi seraient en grande partie associées aux coûts fixes de l'exercice d'une activité. La réforme de 2019 de la prime d'activité s'inscrit dans ce contexte.
- Néanmoins, des travaux récents sur l'expérience de l'EITC aux États-Unis remettent en cause ce consensus, en soulignant d'une part les limites des études précédentes dans leur capacité à isoler les autres facteurs jouant sur l'emploi, et d'autre part en mettant en avant des facteurs spécifiques aux dispositifs étudiés, comme le degré de connaissance des individus des transferts auxquels ils peuvent prétendre. Ceci confirme la nécessité de procéder à une analyse spécifique de la réforme de la prime d'activité de 2019, à la fois pour éclairer le débat public sur cette réforme en particulier, et plus généralement pour apporter de nouvelles connaissances sur les effets des dispositifs à destinations des travailleurs modestes.

L'approche retenue pour identifier l'impact causal de la réforme sur l'emploi

- Ce rapport se concentre sur l'impact de la réforme sur le fait d'occuper ou non un emploi. La réforme étant entrée en vigueur pour l'ensemble de la population française, nous comparons les trajectoires d'emploi d'un groupe « fortement affecté » par la réforme, avec celles d'un groupe relativement peu affecté. Cette méthodologie, dite de « différence de différences », repose sur l'hypothèse que les trajectoires de ces deux groupes auraient évolué de manière similaire en l'absence de réforme.
- Nous mobilisons les fichiers ALLSTAT de la Cnaf. Ces données contiennent, pour chaque foyer bénéficiaire d'au moins une allocation gérée par la Cnaf, l'ensemble des informations utilisées pour le calcul de ses droits. Ces données sont renseignées à une échelle mensuelle, et constituent un panel qui permet d'analyser avec précision les trajectoires des individus en termes d'emploi.
- Nous focalisons notre analyse sur les foyers bénéficiaires du RSA ou de la PA en décembre 2018 (juste avant la réforme). La première étape de notre approche consiste à identifier parmi cette population des groupes « fortement affectés » par la réforme, et des groupes « faiblement affectés ». À l'aide de deux outils de simulation (simulation de cas types théoriques et simulations sur les données ALLSTAT), nous simulons pour plusieurs configurations types, et aussi pour plusieurs groupes d'individus des données ALLSTAT, les variations de gain au retour à l'emploi (GRE) au niveau individuel induites par la réforme. Le GRE correspond au supplément de revenu disponible du fait d'une reprise d'activité, la réforme faisant varier ce GRE.

- Quelle que soit l'analyse menée (cas types ou simulations sur données), nous constatons que le fait d'avoir un ou deux enfants, à la fois pour les couples et les célibataires, entraîne une hausse du GRE plus importante que celle des foyers sans enfant. Ainsi, les foyers avec un ou deux enfants sont utilisés comme groupe de traitement et ceux sans enfant comme groupe de contrôle. Nous procédons à des analyses séparées pour les femmes célibataires, les hommes célibataires, les femmes en couple et les hommes en couple. Au sein de chacun de ces sous-groupes, nous distinguons également les foyers à la PA en décembre 2018 des foyers au RSA seul à cette même date, dans la mesure où il s'agit d'une distinction pouvant capturer des différences de degré d'intégration sur le marché de l'emploi.
- Notre analyse consistant à comparer des trajectoires d'emploi, nous restreignons notre approche aux foyers dont le statut d'emploi est renseigné durant toute la période d'analyse, c'est-à-dire aux foyers qui ne sortent pas des fichiers de la Cnaf durant cette période. Cette restriction n'est pas anodine, car il est possible que les caractéristiques des ménages – notamment avoir ou non des enfants – influent sur la probabilité d'être présent dans les bases de la Cnaf. Nous estimons ainsi pour chaque groupe de traitement et de contrôle l'attrition des fichiers afin de détecter une possible attrition différentielle. Nous mettons ainsi en évidence qu'au-delà de six mois après la réforme, les ménages sans enfant ont une plus forte probabilité de sortir des fichiers de la Cnaf. En raison de cette attrition différentielle, nous nous restreignons à une mesure des effets sur l'emploi à six mois.

Une stratégie d'identification qui ne permet pas de conclure concernant l'existence d'effets sur l'emploi

- L'analyse montre des effets de retours à l'emploi six mois après l'entrée en vigueur de la réforme, hétérogènes selon les groupes considérés. Néanmoins, une analyse placebo menée autour du premier janvier 2018 montre des effets d'ampleur similaire. Il n'est donc pas possible de conclure sur l'impact de la réforme de la PA sur le retour à l'emploi avec cette étude.
- Plus précisément, l'analyse des trajectoires précédant l'entrée en vigueur de la réforme montre des effets différents selon les groupes de ménages. Les personnes en couple sont les ménages pour lesquels l'hypothèse de tendances parallèles est la plus susceptible d'être vérifiée. Les résultats de l'évaluation d'impact indiquent des effets positifs et significatifs de la réforme de la prime d'activité sur le retour à l'emploi à six mois pour une majorité des ménages touchés, de l'ordre de 0,5 à 1,5 point de pourcentage six mois après l'entrée en vigueur de la réforme.
- Néanmoins, une analyse placebo menée autour du 1^{er} janvier 2018 montre des effets d'ampleur similaire malgré l'absence de réforme de la prime d'activité. Ceci suggère que les estimations des effets de la réforme peuvent être liées au format des données ou à une saisonnalité dans l'emploi ou dans le renseignement du statut d'emploi. Le rejet de ce test placebo rend impossible une conclusion sur les effets causaux de la réforme de 2019 sur l'emploi.

Limites et perspectives

- Les données ALLSTAT utilisées pour l'estimation, présentent de nombreux avantages étant donné qu'elles recensent l'ensemble des bénéficiaires de la PA et du RSA pour lesquels est renseigné l'ensemble des variables nécessaires au calcul de la prime d'activité. Ces données permettent ainsi de mesurer avec précision l'intensité de la variation du gain au retour à l'emploi pour les travailleurs. Elles présentent néanmoins l'inconvénient de ne pas être cylindrées étant donné qu'un ménage n'ayant plus recours aux allocations gérées par la CNAF n'apparaît plus dans les données. L'attrition est d'autant plus problématique qu'elle est plus susceptible de toucher le groupe de contrôle (foyers sans enfant, et donc forcément non éligibles aux prestations familiales) que le groupe de traitement. Nous l'observons dans les données et c'est pour cette raison que nous restreignons l'interprétation des résultats à six mois après l'entrée en vigueur de la réforme. Si la validité interne des résultats semble confirmée par l'observation de tendances parallèles avant réforme, les restrictions opérées peuvent avoir un impact en termes de validité externe.
- Une seconde limite liée aux données est l'incertitude concernant la manière dont les variables de statut d'emploi sont renseignées. Une expertise plus complète de ces variables permettrait potentiellement de comprendre la saisonnalité observée dans l'analyse placebo menée sur les années 2017-2018.
- De manière alternative, il est possible d'utiliser des données appariées aux données ALLSTAT qui permettraient de répondre en partie aux questions soulevées par l'analyse placebo. Le panel Midas de la DARES permet par exemple d'observer l'exhaustif de l'emploi salarié au sein des personnes qui au moins

une fois depuis 2017 sont inscrits à Pôle emploi ou bénéficiaire des minima sociaux. Ces variables sur l'emploi salarié ne sont vraisemblablement pas sujettes à des biais de renseignement. Elles ne couvrent pas l'ensemble des types d'activité possibles (notamment le secteur public et les non-salariés), mais permettraient a minima de conclure quant à l'existence d'un effet de la réforme sur l'emploi salarié.

CHAPITRE 1

REVUE DE LITTÉRATURE

1.1 Cadre théorique : offre de travail et taxation optimale

Le cadre théorique de réflexion sur l'architecture optimale des prestations sociales en faveur des bas revenus repose sur l'arbitrage entre la garantie d'un revenu minimum le plus élevé possible pour réduire la pauvreté et la minimisation des coûts induits par la possible réduction d'offre de travail entraînée par la diminution des incitations financières à l'activité (Moffitt, 2002).

La théorie économique issue de la branche de la taxation optimale exprime cet arbitrage en fonction des réponses de l'offre de travail soit à la marge intensive (réactions en termes du nombre d'heures travaillées), soit à la marge extensive (réactions en termes de décision de participer ou non au marché du travail). Selon l'importance de l'une ou l'autre de ces marges de réaction comportementale, la forme du soutien aux bas revenus peut différer. Si les réactions comportementales sont essentiellement

à la marge intensive, alors il est optimal de concevoir le système de soutien aux bas revenus avec une allocation pour les personnes sans revenu qui est ensuite retirée rapidement avec l'augmentation des revenus d'activité, avec de forts taux marginaux d'imposition (Mirrlees, 1971). Pour réduire la pauvreté, dans un tel cadre, il s'agit d'offrir le montant le plus élevé possible pour les personnes sans revenu, et les forts taux marginaux en bas de la distribution des revenus ne sont pas problématiques car ils permettent de concentrer l'effort budgétaire sur les personnes sans activité. Au contraire, si la réaction comportementale est essentiellement à la marge extensive, il est plus efficace d'offrir un soutien aux bas revenus à la fois pour les personnes sans activité, mais aussi pour les travailleurs à bas salaire (Saez, 2002). La réaction comportementale impliquée par la marge extensive conduit en effet à concevoir un système de soutien aux bas revenus qui maintient une incitation à la participation au marché du travail, et évite ainsi la création de trappe à pauvreté.

Les travaux de recherche sur l'offre de travail ont abouti progressivement à un consensus pour souligner que si les réactions comportementales à la marge intensive étaient limitées (faibles élasticités), la marge extensive était plus forte. D'un point de vue théorique, les coûts fixes à la participation au marché du travail justifiaient une réaction plus forte à la décision de participer ou non au marché du travail. D'un point de vue empirique, la plupart des travaux sur l'offre de travail ont ainsi abouti à des estimations faibles à la marge intensive (le nombre d'heures travaillées ne variant que très peu avec la modification de la rémunération marginale nette), mais que des individus pouvaient être beaucoup plus sensibles au gain à la participation au marché du travail – notamment les seconds apporteurs de ressource au sein des couples (Blundell et MaCurdy, 1999).

1.2 Des évaluations empiriques probantes de soutien aux revenus d'activité

Une large littérature s'est développée au cours des dernières décennies pour évaluer empiriquement l'effet des dispositifs d'aides sociales (ou de crédits d'impôt) visant à inciter financièrement à l'activité. En France, cette littérature s'est essentiellement concentrée sur la prime pour l'emploi (PPE) et le RSA activité, les deux dispositifs remplacés par la prime d'activité depuis 2016. À l'étranger, de nombreux travaux ont permis d'éclairer les réponses individuelles d'offre de travail aux incitations financières, notamment à partir de l'étude de l'Earned Income Tax Credit (EITC) aux États-Unis (Moffitt, 2003) et du Working Family Tax Credit (WFTC) au Royaume-Uni (Blundell, 2006).

Évaluations sur données américaines. L'importante littérature portant sur l'évaluation aux États-Unis des effets de l'EITC depuis sa création en 1975 est riche d'enseignements sur les effets que l'on peut anticiper de la réforme de la prime d'activité en France. Ces travaux reposent pour la plupart sur une stratégie de différence de différences exploitant le fait que les montants de crédit auxquels les travailleurs sans enfant sont éligibles sont particulièrement faibles comparés à ceux avec enfants¹. Les travailleurs sans enfant sont donc généralement utilisés comme groupe de contrôle. Eissa et Liebman (1996) exploitent la réforme de 1986 de l'EITC, qui étend l'éligibilité et augmente le montant maximal du crédit d'impôt. Leurs résultats indiquent un effet positif de la réforme sur la participation des mères célibataires

1. En 2020, le montant maximal de crédit d'impôt auquel pouvait prétendre un célibataire sans enfants était de 15 820\$ tandis qu'il était de 41 756\$ pour un célibataire avec un enfant selon l'Internal Revenue Service (IRS).

au marché du travail, effet particulièrement important chez les moins diplômées. Ces résultats ont été corroborés par de nombreux travaux ultérieurs (Meyer et Rosenbaum, 2001; Hotz et Scholz, 2006). Hoynes et Patel (2018a) étudient l'effet de l'expansion de l'EITC de 1993 et obtiennent des résultats très forts en termes de réactions à la marge extensive. Ils peuvent ainsi en déduire l'impact sur la réduction de la pauvreté auquel l'expansion du programme a conduit si on prend en compte ces réactions comportementales.

Parallèlement aux résultats sur la participation des célibataires, Eissa et Hoynes (2004a) montrent un effet total négatif de la réforme de 1993 de l'EITC sur l'offre de travail des couples mariés, l'effet désincitatif pesant sur les femmes mariées étant plus important que l'effet incitatif pour le premier apporteur de ressources. Enfin, la plupart des études concluent à un effet nul des réformes de l'EITC sur l'offre de travail à la marge intensive, mesurée notamment par le nombre d'heures travaillées (Eissa et Liebman, 1996; Meyer, 2002).

Les évaluations sur données britanniques. Au Royaume-Uni, la création du *Working Family Tax Credit (WFTC)* en 1999 (ensuite remplacé par le *Child Tax Credit (CTC)* et le *Working Tax Credit (WTC)* en 2003²) a également donné lieu à différentes évaluations empiriques (Brewer et al., 2006). L'introduction du WFTC en 1999 a eu un effet positif significatif sur l'activité des mères célibataires. Dans le cadre des couples avec enfants, l'effet positif sur la participation des pères est supérieur à l'effet négatif sur celle des mères. La comparaison des effets du dispositif britannique avec les

2. Le gouvernement britannique a depuis annoncé la création d'un dispositif unique, le *Universal Credit* venant remplacer la plupart des prestations monétaires et crédits d'impôt sous condition de ressources. Ce dispositif est graduellement mis en place en ce moment et doit entièrement remplacer les anciens dispositifs à horizon 2023.

résultats américains mettent néanmoins en évidence que l'effet mesuré, positif sur la reprise d'emploi, était nettement moins fort que sur données américaines ([Brewer et Hoynes, 2019](#)).

Les évaluations sur données françaises. Instaurée en 2001, la PPE fut le premier dispositif inspiré des *in-work benefits* anglo-saxons à avoir été mis en place en France ³. [Stancanelli \(2008\)](#) évalue l'effet de la PPE sur les femmes à l'aide de différentes stratégies de double-différence et des données de l'enquête Emploi. L'étude conclut à un effet négatif de la PPE 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. L'effet négatif chez les femmes mariées s'explique principalement par la présence d'une condition de ressources basée sur les revenus du couple selon l'auteure ⁴. L'effet agrégé sur la participation des femmes au marché du travail est faible (environ 2 000 reprises d'emploi). [Vermare et al. \(2008\)](#) utilisent les données de l'enquête Revenus Fiscaux (ERF) et ne trouvent, quant à eux, aucun effet significatif de la PPE sur l'emploi dans la population générale, y compris chez les seules femmes mariées.

Concernant les effets du RSA activité, instauré en 2009, les résultats empiriques sont également mitigés. [Simonnet et Danzin \(2014\)](#) utilisent les données administratives de la Cnaf afin de mettre en place une stratégie de double différence, comparant l'évolution de la participation au marché du travail des individus par catégo-

3. Plusieurs études *ex ante* ont tenté de simuler les effets incitatifs créés par ce dispositif et d'estimer la variation d'offre de travail attendue. Comme résumé par le Rapport annuel de la Cour des comptes de 2006, ces études estiment un impact positif mais faible de la PPE, avec une augmentation de l'offre de travail comprise entre 0,2 et 0,4 %.

4. La PPE a certes un effet incitatif au retour à l'emploi pour les individus n'ayant pas d'activité mais, dans le cadre d'un couple marié, elle peut aussi désinciter le second apporteur de ressources, souvent une femme, du fait du caractère familialisé de l'aide.

rie de composition familiale, après avoir montré par cas types que les gains liés à la mise en place du RSA sont fortement hétérogènes selon cette composition familiale. L'étude conclut à un impact positif du RSA activité sur le retour à l'emploi des mères isolées. D'autres travaux se sont penchés sur la question des effets potentiellement désincitatifs du RSA activité sur l'offre de travail des femmes en couple. [Allègre \(2011\)](#) montre un effet négatif et significatif sur l'offre de travail des femmes mariées, mais positif pour les femmes célibataires. Dans une évaluation menée pour la DARES, [Briard et Sautory \(2012\)](#) utilisent l'enquête quantitative sur le RSA pour étudier si les individus situés juste au-dessus du seuil d'éligibilité du RSA sont incités à réduire leur offre de travail pour bénéficier du dispositif. Les auteurs ne trouvent aucun effet significatif sur l'offre de travail, un an et demi après sa création. [Bargain et Vicard \(2014\)](#) évaluent les effets potentiellement désincitatifs du RSA (et du RMI) sur l'offre de travail des jeunes à partir d'une régression sur discontinuité exploitant l'existence d'une condition d'éligibilité basée sur l'âge (seuls les jeunes de 25 ans ou plus étaient éligibles au RSA) et concluent à une absence d'effet (à part chez les jeunes les moins qualifiés durant la période RMI). Enfin, une étude plus récente de [Sicsic \(2020\)](#) cherche à étudier l'élasticité des revenus d'activité vis-à-vis des taux marginaux de taxation dans le système socio-fiscal français et montre que ces revenus réagissent aux changements de taux marginaux du RSA avec une élasticité de 0,1.

En résumé, la plupart des travaux d'évaluations françaises se sont appuyés sur le cas du RSA activité ou de la PPE et concluent à un effet positif pour les célibataires et les femmes isolées, avec des effets d'ampleur relativement limitée, ainsi qu'à un effet négatif mais moins robuste sur l'offre de travail des femmes mariées.

1.3 Un consensus remis en cause par des travaux récents ?

Les résultats des travaux mentionnés ci-dessus ont contribué à créer un certain consensus dans la littérature universitaire autour du fait que l'offre de travail des individus serait sensible aux incitations financières, mais seulement à la marge extensive, tandis qu'elle serait relativement inélastique à la marge intensive. Un tel consensus a conduit une majorité d'économistes à défendre un soutien aux bas revenus reposant sur des prestations qui soient en partie maintenues avec les revenus d'activité (Immervoll *et al.*, 2007). Ce consensus est, en partie, remis en question par plusieurs travaux récents.

Le rôle de la lisibilité des dispositifs. Plusieurs études ont mis en lumière le fait que l'EITC semblait assez méconnu comme dispositif aux États-Unis, et que l'information et la connaissance du dispositif jouaient un rôle crucial dans les réactions comportementales (Chetty et Saez, 2013). Les résultats plutôt limités sur données françaises pourraient ainsi s'expliquer par des problèmes spécifiques dont souffraient les deux dispositifs en place avant la prime d'activité (manque de visibilité, non-recours élevé dans le cas du RSA activité ; incitations financières limitées et délai de perception trop important dans le cas de la PPE).

L'importance de la marge extensive. En second lieu, l'importance de la marge extensive a été battue en brèche par des travaux permettant de mettre en lumière des réactions aussi fortes à la marge intensive que la marge extensive. Chetty *et al.* (2013) montrent ainsi l'existence de réponses d'offre de travail positive et impor-

tante à la marge intensive lorsque l'on distingue les foyers ayant une bonne connaissance du dispositif de ceux ayant une connaissance limitée. Par ailleurs, [Kleven \(2023\)](#) adopte une perspective de long-terme en analysant l'ensemble des réformes fédérales et locales de l'EITC depuis 1975 dans le cadre d'une méthode de type *event-study* et en contrôlant pour les effets du cycle économique et des réformes concomitantes. L'effet des réformes de l'EITC sur les décisions de participation au marché du travail apparaît comme largement sur-estimé. Ce dernier document de travail n'est pas encore publié, mais fait l'objet de grandes discussions au sein de la communauté scientifique pour réévaluer ou non la pertinence du consensus qui s'était établi jusqu'alors.

À la lumière de ces débats internationaux, l'évaluation de la réforme de 2019 de la prime d'activité ne constitue pas seulement un exercice important d'évaluation de politique publique. Il s'agit plus globalement d'une opportunité clé d'améliorer la connaissance générale quant à l'efficacité des incitations financières à l'emploi, et au rôle propre de la lisibilité des dispositifs de soutien à l'activité.

CHAPITRE 2

LA REFORME DE 2019 DE LA PRIME D'ACTIVITE

2.1 Contexte de la réforme

En réaction à la crise des « gilets jaunes », un certain nombre de mesures d'urgence ont été mises en place par le gouvernement fin 2018, dont l'une d'entre elles est une revalorisation de la prime d'activité, promulguée le 21 décembre 2018 dans le cadre du décret n°2018-1197. Cette revalorisation cible en particulier les foyers éligibles à cette prime et dont au moins une personne perçoit au moins 0,5 Smic mensuels. Il s'agit ici d'une réforme visant à apporter une aide financière supplémentaire aux travailleurs modestes, et ce à partir d'un certain montant de revenus d'activité. L'objectif affiché de cette réforme était d'une part de lutter contre la pauvreté des travailleurs modestes, et d'autre part d'augmenter les incitations financières à l'exercice d'une activité.

Au-delà de ce contexte spécifique, cette mesure s'ajoute à de nombreuses réformes passées, en France comme à l'étranger, visant à mettre en place des transferts sociaux supplémentaires destinés aux travailleurs modestes, et à définir des systèmes redistributifs qui, en plus des dispositifs garantissant un niveau de ressources minimal, ne désincitent pas à l'exercice d'une activité du fait de pertes de prestations sociales pouvant découler d'une hausse de revenus. Cet objectif renvoie à l'arbitrage suivant : lutter contre la pauvreté implique de fixer un minimum garanti de ressources suffisant, mais une hausse de ce minimum peut désinciter à la reprise d'un emploi, à moins de verser aux travailleurs en particulier des aides spécifiques, ce qui représente des dépenses publiques supplémentaires. Cet arbitrage renvoie à trois objectifs ne pouvant a priori être atteints simultanément : lutte contre la pauvreté, incitations financières à l'emploi, maîtrise des dépenses publiques.

2.2 La prime d'activité

Issue de la fusion du RSA activité et de la prime pour l'emploi (PPE), la prime d'activité a été mise en place le 1^{er} janvier 2016 avec un double objectif de lutte contre la pauvreté et d'incitation à l'activité. C'est une prestation sociale monétaire, versée mensuellement et conditionnellement aux ressources du foyer. Elle est ouverte dès l'âge de 18 ans.

La valeur de la prime d'activité touchée par un individu se compose de deux éléments :

- Un montant de base calculé à partir de la composition du foyer social et de ses ressources. Ce montant est égal à la différence entre le montant socle et les

ressources totales du foyer, majorée d'un pourcentage des revenus d'activité.

- Une bonification individuelle pour chaque membre du foyer exerçant une activité professionnelle et dont les revenus sont supérieurs à 0,5 Smic. Cette bonification dépend uniquement du niveau des revenus d'activité individuels et est croissante jusqu'à un certain niveau, augmentant les incitations monétaires à l'activité.

Le calcul de la prime d'activité, notamment les formules de calcul ainsi que les paramètres, sont décrits plus en détails dans l'annexe [A](#).

2.3 La réforme de 2019

La prime d'activité a connu une réforme majeure en 2019, qui est l'objet de notre étude. Cette réforme a consisté en une revalorisation exceptionnelle de la prime qui passe par deux modifications :

- Une augmentation du montant maximal de la bonification individuelle (\bar{B}_m) qui passe de 12,782 % à 29,101 % du montant de base de la prime, soit une augmentation de 90 euros au 1^{er} janvier 2019.
- Un déplacement du seuil de revenu (S_{max}) à partir duquel la bonification est maximale (voir l'annexe [A](#) pour plus de détails sur ce terme). Auparavant, la bonification maximale était atteinte lorsque les revenus professionnels nets individuels étaient de 95 fois le montant du Smic horaire brut. Ce seuil est déplacé à 120 fois. Concrètement, cela signifie que la bonification individuelle maximale est désormais perçue par un travailleur percevant un salaire égal à 1 Smic mensuel alors qu'auparavant c'était le cas pour un travailleur percevant

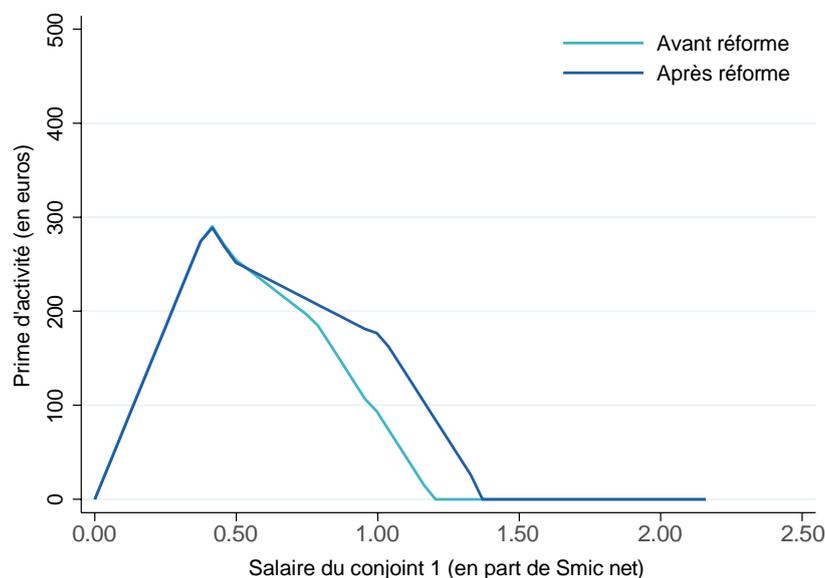
un salaire de 0,8 Smic¹.

Le Graphique 2.1 permet d'illustrer l'effet de la réforme sur les montants de prime d'activité, en indiquant, pour le cas type d'un célibataire sans enfant et sans revenus autres que le salaire et les allocations logement, le montant de prime d'activité avant réforme (en bleu clair) et après réforme (en bleu foncé) en fonction des revenus d'activité. La réforme revalorise uniquement la bonification individuelle à laquelle ce célibataire a droit. L'effet n'intervient donc que pour un salaire supérieur à 0,5 Smic. La hausse de prime d'activité est maximale pour un revenu d'activité entre 1 et 1,3 Smic (avec un gain d'environ 80 euros). On remarque également que la réforme entraîne une extension de la zone d'éligibilité à la prime d'activité. Auparavant, pour les célibataires sans enfant, seul un revenu inférieur à 1,3 Smic donnait droit à la prime tandis que ce seuil est porté à 1,5 Smic suite à la réforme. Ainsi, les célibataires sans enfant entre 1,3 et 1,5 Smic sont nouvellement éligibles à la prime d'activité. Cet élargissement de l'éligibilité se retrouve pour toutes les situations familiales, les seuils de sortie du dispositif dépendent de la situation maritale, du nombre d'enfants, du statut de parent isolé et des ressources autres que les revenus d'activité perçus par le foyer.

La revalorisation de la prime d'activité de 90 euros, déjà annoncée en début de quinquennat (dans le cadre de la Stratégie nationale de prévention et de lutte contre la pauvreté), devait initialement avoir lieu par vagues successives annuelles avant d'atteindre un effet plein en 2022. La réforme de 2019 a été annoncée fin 2018, en réponse au mouvement des « gilets jaunes » qui a démarré en octobre 2018. La revalorisation a été promulguée le 21 décembre 2018 dans le cadre du décret n°2018-

1. Ce décalage entre 0,95 versus 0,8 Smic et 1,2 versus 1 Smic est dû au fait que le multiple qui passe de 95 à 120 s'applique au Smic horaire brut, alors que les revenus auxquels on confronte ces seuils sont des revenus nets de cotisations sociales.

Graphique 2.1 – Cas type - Célibataire sans enfant



Notes : Ce graphique présente le montant de prime d'activité perçu avant et après réforme par un célibataire sans enfants, locataire de son logement, sans ressources hormis ses revenus du travail et les prestations sociales. Nous supposons que ce célibataire perçoit des revenus du travail stables au cours des trois derniers mois.

Sources : TAXIPP.

1197 relatif à la revalorisation exceptionnelle de la prime d'activité.

Les nouvelles dispositions s'appliquent à compter du calcul de la prime d'activité au titre d'octobre 2018. La réforme est donc rétroactive au sens où elle change les paramètres de calcul pour les primes d'activité au cours des trois mois précédents la réforme (octobre, novembre et décembre 2018)². Ceci affecte également rétroactivement les montants de prime de novembre et décembre 2018 de certains bénéficiaires (ceux ayant comme trimestre de référence "septembre-octobre-novembre" ou "août-septembre-octobre"). Étant donné que ces primes leur avaient déjà été versées, avant revalorisation, ces foyers bénéficient alors d'une régularisation versée en

2. Voir le document interne CNAF : https://www.caf.fr/sites/default/files/adoc/2-Extension_de_la_Prime_dActivite_21_12_2018.pdf?assetdownload=true

même temps que leur prime de janvier 2019. Pour les bénéficiaires ayant comme trimestre de référence "octobre-novembre-décembre", la rétroactivité de la réforme implique déjà une montée en charge totale dès la prime de janvier 2019. Quelle que soit la trimestrialité, ces deux dispositifs permettent d'assurer que chaque foyer bénéficie entièrement des effets de la revalorisation, dès la prime de janvier 2019, c'est-à-dire celle versée début février 2019.

Tableau 2.1 – Paramètres de calcul de la prime d'activité

	Montant de base (MB)	Taux de dégressivité (τ)	Taux max. de la bonification (t_b)	Seuil min. de la bonification (S_{min})	Seuil max. de la bonification (S_{max})
01/2016 - 04/2016	524,16	0,62	0,12782	59	95
04/2016 - 04/2017	524,68	0,62	0,12782	59	95
04/2017 - 04/2018	526,25	0,62	0,12782	59	95
04/2018 - 08/2018	531,51	0,62	0,12782	59	95
08/2018 - 01/2019	551,51	0,61	0,12782	59	95
01/2019 - 04/2020	551,51	0,61	0,29101	59	120
04/2020 - 04/2021	553,16	0,61	0,29101	59	120
04/2021 - 09/2021	553,71	0,61	0,29101	59	120

La réforme agit sur plusieurs dimensions, comme nous l'illustrons dans les sections qui suivent via des cas types :

- augmentation du montant de prime d'activité et donc du revenu disponible ;
- modification du taux marginal de taxation des revenus d'activité, à la hausse ou à la baisse selon les configurations ;
- modification du gain au retour à l'emploi et donc du taux moyen de taxation des revenus d'activité, également à la hausse ou à la baisse selon les configurations.

Les modifications du taux marginal et du gain au retour en emploi agissent ainsi sur les incitations financières à l'emploi et sont donc susceptibles de créer des réactions comportementales en termes d'offre de travail, à la fois à la marge extensive (dé-

cision de participer ou non au marché du travail) et à la marge intensive (nombre d'heures de travail).

CHAPITRE 3

METHODOLOGIE : IDENTIFIER L'EFFET

CAUSAL DE LA REFORME SUR L'EMPLOI

Cette partie a pour but de décrire la méthodologie envisagée pour identifier les effets causaux de la réforme sur l'emploi des individus, c'est-à-dire les effets de la réforme elle-même, et non pas d'autres facteurs qui peuvent être corrélés à la réforme et donc lui être attribués à tort. La partie 3.1 fournit une présentation générale de cette méthodologie, avec les principales intuitions sous-jacentes. Les données utilisées sont décrites dans la partie 3.2. Puis, sont présentés successivement le champ d'analyse (partie 3.3), les variables d'intérêt (partie 3.4) et les sélections d'échantillon (partie 3.5). Nous définissons ensuite des groupes d'individus à la fois comparables et affectés de manière différente par la réforme (ce qui nous permet d'en déduire les effets) à partir d'un processus décrit dans la partie 3.6. La partie 3.7 décrit les restrictions spécifiques à la définition de ces groupes. La partie 3.8 fournit des statistiques descriptives quant aux potentiels effets de la réforme, et la partie 3.9 décrit

le modèle formel d'estimation d'impact.

3.1 Présentation générale de la stratégie d'identification

La réforme de 2019 de la prime d'activité a touché l'ensemble de la population. La stratégie d'identification utilisée repose donc sur la comparaison de groupes de population plus ou moins affectés par la réforme. Autrement dit, cette stratégie consiste à comparer un groupe de traitement composé de foyers « fortement affectés » par la réforme avec un groupe de contrôle composé de foyers « faiblement affectés ». Ces deux groupes sont définis en fonction du statut matrimonial et du nombre de personnes à charge au sens de la prime d'activité, qui sont des dimensions en fonction desquelles nous observons en effet des différences d'intensité de traitement en termes de variations d'incitation au retour à l'emploi.

Nous utilisons une stratégie de différence de différences, qui consiste à comparer les dynamiques en termes d'emploi entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle. L'hypothèse d'identification de cette stratégie est l'hypothèse de tendances communes qui stipule qu'en l'absence de traitement, le groupe de traitement aurait évolué de la même manière que le groupe de contrôle. Bien que cette hypothèse ne puisse être testée, dans la mesure il est impossible d'observer ce qui se serait réalisé en 2019 en l'absence de réforme, il est en revanche possible d'analyser les différences de dynamique entre les traités et les contrôles pour la période avant réforme. Dans le cas où les tendances sont communes au moins pour cette période avant réforme, ceci nous permet de nous conforter dans la validité de cette

stratégie.

3.2 Les données utilisées : le panel ALLSTAT

Ce travail mobilise les données ALLSTAT-FR6, à savoir les fichiers statistiques exhaustifs des allocataires des caisses d'allocations familiales (Caf). Ces fichiers recensent, pour chaque foyer allocataire d'au moins une prestation gérée par une Caf, les informations associées aux prestations du foyer, notamment l'ensemble des variables utilisées pour le calcul desdites prestations. Pour les allocataires du RSA, de la prime d'activité et de l'AAH, les données renseignent sur la situation familiale, et les ressources mensuelles de chaque individu des foyers bénéficiaires (contrairement aux foyers percevant d'autres allocations, pour lesquelles les ressources utilisées pour le calcul, et donc celles renseignées, sont annuelles).

Nous disposons de fichiers mensuels pour tous les mois des années 2017 à 2020 (une observation par foyer et par mois). L'empilement de ces fichiers constitue un panel, dans la mesure où le matricule associé à chaque foyer ne change pas entre les différents millésimes de la base, à moins que le matricule de gestion change lui-même dans les fichiers sources (ex : changement de Caf ou dans certains cas, changement de situation familiale).

Pour une allocation donnée, nous disposons des informations qui y sont associées seulement pour les foyers allocataires de cette allocation et pour les mois au titre desquels cette prestation a été versée (ou au titre desquels une demande a été faite). Ainsi, pour un foyer donné, les variables de revenus mensuels (associées au calcul du RSA, de la prime d'activité ou de l'AAH) ne sont pas nécessairement disponibles pour

toutes les périodes et dépendent des entrées et sorties du dispositif de ce foyer. Un certain nombre de variables sont communes à tous les allocataires et sont donc renseignées dès lors que ceux-ci perçoivent une prestation de la Caf. En particulier, la variable décrivant la position d'activité sur le marché du travail des allocataires et de leur conjoint est donnée mensuellement dans les fichiers. ALLSTAT.

La version FR6 des fichiers ALLSTAT correspond à la version dite « définitive », dans la mesure où les informations renseignées sont issues des remontées avec 6 mois de recul (le droit au titre du mois m étant apprécié entre le 5 et le 10 du mois $m+6$).

3.3 Champ de l'analyse

La réforme de la prime d'activité de 2019 implique potentiellement plusieurs effets : des variations « mécaniques » de la prime d'activité (à comportements inchangés, la réforme modifie le montant de la prime d'activité de certains foyers), des réactions en termes d'emploi, ainsi que des changements de comportement en termes de recours. Concernant ce troisième aspect, il est en effet possible que la réforme ainsi que la communication associée aient amené des foyers à demander la prime d'activité alors qu'ils n'y avaient pas recours avant la réforme, bien qu'étant éligibles. Il n'est pas possible avec les informations dont nous disposons d'analyser les réactions en termes d'emploi de ces individus, dans la mesure où ils peuvent ne pas être présents dans les fichiers ALLSTAT pour la période avant réforme, dans quel cas nous ne pouvons comparer leurs trajectoires avant et après réforme. De plus, et au-delà de cette contrainte de données, il est difficile de définir pour ces « nouveaux recourants » une intensité de traitement dans la mesure où leur prise en compte dans

leur décision de la prime d'activité avant la réforme est ambiguë (un foyer peut par exemple ne pas recourir à la prime d'activité du fait de l'absence ou d'un manque de connaissance du dispositif). En résumé, nos estimations des effets de la réforme sur l'emploi ne comprennent pas les éventuels effets sur l'emploi concernant les nouveaux recourants, dans le cas où la réforme aurait permis une hausse du recours. De plus, nous excluons également de l'analyse les foyers qui n'étaient éligibles avant la réforme ni à la prime d'activité, ni au RSA, pour des raisons similaires à celles pour lesquelles nous excluons les potentiels nouveaux recourants.

Ainsi, nous nous focalisons sur les foyers qui étaient bénéficiaires du RSA et de la prime d'activité juste avant la réforme. Autrement dit, nous analysons les effets de la réforme sur l'emploi pour les seuls foyers qui étaient déjà « dans le champ d'un de ces dispositifs ». Nous considérons le champ du RSA également, dans la mesure où il s'agit d'une population en partie sans emploi, et donc sujette à des réactions en termes d'emploi, et pour laquelle nous observons de manière relativement fiable les trajectoires d'emploi avant réforme. De plus, cette population était donc recourante au RSA avant la réforme, ce qui lève dans une certaine mesure l'ambiguïté évoquée précédemment sur la prise en compte de la prime d'activité dans leur décision. En effet, les caisses d'allocation familiale examinent automatiquement le droit à la prime d'activité des allocataires du RSA. Une implication de ce champ à avoir en tête est que nous excluons les individus non éligibles avant la réforme au RSA ou à la PA, mais dont les comportements pourraient être affectés par la réforme. C'est le cas par exemple des personnes sans activité et au chômage indemnisé avant l'entrée en vigueur de la réforme, et dont les ressources du fait de l'indemnité chômage les situent au-dessus du point de sortie du RSA et de la PA.¹

1. Ce choix dans l'échantillonnage permet également de mesurer des effets de très court terme

3.4 Variables d'intérêt

La variable d'intérêt sur laquelle nous nous focalisons est le statut d'activité des membres du foyer. Elle est observée à partir des variables de gestion d'ALLSTAT². Ces variables sont théoriquement observées pour l'ensemble des allocataires d'une prestation gérée par la CNAF, et non pas pour les seuls allocataires du RSA ou de la prime d'activité. Ainsi, contrairement aux variables de revenus d'activité trimestriels, qui ne sont observées que si le foyer est bénéficiaire d'une prestation calculée en fonction des ressources trimestrielles (RSA, prime d'activité, AAH), cette variable de statut d'emploi est observée même si l'individu sort du RSA ou de la prime d'activité, à condition d'être encore bénéficiaire d'une autre allocation gérée par la CNAF (par exemple une prestation familiale, ou encore les aides au logement).

Les modalités de ces variables sont très détaillées, et permettent un suivi précis de la situation sur le marché du travail. Elles sont mises à jour régulièrement par les allocataires, en particulier lorsque ceux-ci sont au RSA ou à la prime d'activité. Cette variable nous permet ainsi de déterminer les personnes en emploi chaque mois.

3.5 Sélection de l'échantillon

Au regard des éléments susmentionnés, notre stratégie d'identification est appliquée sur les données ALLSTAT après prise en compte des restrictions suivantes.

pour les bénéficiaires de la PA. Ces derniers ont en effet bénéficié de l'effet plein de la réforme avec l'application rétroactive de la réforme qui a induit une augmentation immédiate de la PA en janvier 2019.

2. Nous utilisons la variable *actrespd* ("activité du responsable du dossier") et la variable *actconj* ("activité du conjoint").

Nous nous focalisons sur les bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité en décembre 2018. Il s'agit du mois juste avant la réforme, comprenant donc des bénéficiaires potentiellement sujets à réactions du fait de la réforme. Se focaliser sur un seul mois (au lieu de retenir les foyers bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité pour plusieurs mois consécutifs) permet d'être le moins restrictif possible.

Nous retirons de l'échantillon d'analyse les individus qui perçoivent l'AAH au cours du deuxième semestre 2018, même dans le cas où ils seraient bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018, dans la mesure où il s'agit d'un public spécifique, dont les réactions sur le marché du travail dépendent de facteurs pouvant être relativement différents des autres bénéficiaires.

L'échantillon d'analyse est restreint aux familles présentes dans les fichiers ALLSTAT de juillet 2018 à juillet 2019 et ayant un statut d'activité non manquant à chacune de ces périodes. De plus, nous nous focalisons sur les foyers ayant une situation familiale stable de juillet 2018 à juillet 2019. Cette restriction s'explique pour deux raisons. D'une part, ces foyers sont moins susceptibles de changer de matricule CAF au cours du temps et sont donc mieux identifiés dans les données. D'autre part, et comme expliqué brièvement ci-dessus, nos groupes de traitement et de contrôle seront définis en fonction du statut matrimonial et du nombre d'enfants à charge, ce qui nécessite de disposer de foyers dont la situation au regard de ces variables ne change pas durant la période d'analyse.

Enfin, pour le calcul des effets de traitement, seront exclus les foyers avec trois enfants ou plus. D'une part, pour les hommes en couple, les données ne montrent pas que ceux ayant trois enfants font face à une incitation financière moins importante que les foyers avec un ou deux enfants. D'autre part, il existe très peu d'hommes

célibataires avec trois enfants, ce qui ne permet pas de les considérer comme groupe de contrôle.

Le nombre de bénéficiaires du RSA ou de la PA en décembre 2018 est de 3 379 226 femmes célibataires, 1 842 394 hommes célibataires et 1 039 629 couples. À l'issue des restrictions listées ci-dessus, l'échantillon d'analyse comporte 2 656 127 femmes célibataires (79 % de l'échantillon initial), 1 415 248 hommes célibataires (77 % de l'échantillon initial) et 649 704 couples (62 % de l'échantillon initial). Pour ces trois configurations, le nombre de familles monoparentales est de 1 268 062, 82 295 et 470 110 respectivement.

3.6 Définition des groupes de traitement et de contrôle

3.6.1 Mesurer l'intensité de la réforme

La mesure d'intensité de traitement que nous retenons est la variation de gain au retour à l'emploi à laquelle chaque foyer est sujet du fait de la réforme. Le gain au retour à l'emploi $G_{ij}(y)$ d'un individu i lorsque son emploi est rémunéré y , et sous la législation j de prime d'activité, se définit comme la différence entre le revenu disponible de l'individu lorsqu'il occupe cet emploi et son revenu disponible dans le cas où il ne travaille pas.

$$G_{ij}(y) = \underbrace{y + PA_j(y, X_{1i}) + T(y, X_{2i})}_{\text{Revenu disponible en emploi}} - \underbrace{T(0, X_{2i})}_{\text{Revenu disponible hors emploi}}$$

où $PA_j(.)$ correspond au montant de prime d'activité sous la législation j , X_{1i} aux

caractéristiques de l'individu i autres que y qui jouent sur sa prime d'activité, $T(.)$ aux autres dispositifs socio-fiscaux, et X_{2i} aux caractéristiques de l'individu i autres que y qui jouent sur ces dispositifs.

Il est également possible de mesurer l'intensité de traitement à partir de la variation dans le taux de taxation à la marge extensive ("*participation tax rate*" en anglais). Le taux de taxation à la marge extensive $T_{ij}(y)$ peut se définir comme la différence de taxation d'un individu lorsqu'il est en emploi rémunéré à un niveau y versus hors emploi, ramené à la variation de revenus avant impôts entre ces deux situations, c'est-à-dire y . De manière similaire au concept de taux marginal de taxation qui mesure le montant d'impôt qui est prélevé sur un individu lorsqu'il augmente *marginale*ment son revenu avant impôt, le taux de taxation à la marge extensive mesure le montant d'impôt qui est prélevé ³ lorsqu'un individu retrouve un emploi et augmente donc ses revenus avant impôt d'un montant de y .

$$T_{ij}(y) = \frac{[T(0, X_{2i}) + PA_i(0, X_{1i})] - [T(y, X_{2,i}) + PA_i(y, X_{1i})]}{y} = 1 - \frac{G_{ij}(y)}{y}$$

La prime d'activité intervenant en « bout de course » dans le système socio-fiscal, un changement de législation j ne modifie pas la fonction $T(.)$. Ainsi, si on note $j = 1$ la législation de la prime d'activité après réforme, et $j = 0$ celle avant réforme, la variation du gain au retour à l'emploi du fait de la réforme pour l'individu i avec un revenu potentiel de y s'écrit (à caractéristiques X_{1i} et X_{2i} fixées) :

3. Et donc également le montant d'aides sociales qui est retiré.

$$\Delta G_i(y) = PA_1(y, X_{1i}) - PA_0(y, X_{1i})$$

Autrement dit, $\Delta G_i(y)$ dépend simplement de la valeur de la prime d'activité pour différentes législations et différents niveaux de revenu.

3.6.2 Gain au retour à l'emploi selon la composition du foyer

Comme détaillé dans le chapitre 2 et l'annexe A, le montant de la prime d'activité, ainsi que sa variation avec la réforme dépend fortement de la composition du foyer, c'est-à-dire le fait d'être en couple ou non et le nombre de personnes à charge. Nous utilisons ainsi cette variabilité afin de définir les groupes de traitement et de contrôle. Dans un premier temps, nous illustrons les différences d'intensité de traitement qu'implique la réforme à l'aide de simulations de cas types. Nous vérifions dans un second temps que les groupes de traitement et de contrôle ainsi formés sont effectivement confrontés à des impacts différents en simulant des variations de gain au retour à l'emploi induites par la réforme pour l'ensemble des ménages effectivement observés dans les données.

L'approche par cas types consiste à simuler les gains au retour à l'emploi pour des foyers hypothétiques, avec des caractéristiques pré-définies. Nous ne faisons varier que le salaire potentiel, afin de simuler la variation de gain au retour à l'emploi pour différents niveaux de salaire en cas de reprise d'emploi. Les cas types concernent des foyers locataires, sans revenus du patrimoine. Les allocations et prestations familiales prises en compte dans la base de ressources de la prime d'activité sont recalculées pour chaque niveau de salaire potentiel. Pour les couples, les revenus du

conjoint sont fixés à un Smic. Pour les foyers avec enfants, on considère des enfants qui ont entre 3 et 14 ans. Les parents célibataires ne sont pas des parents isolés et ne touchent pas l'allocation de soutien familial (l'ASF).

L'ASF pourrait être incluse dans les cas types, étant donné qu'un parent isolé perçoit normalement soit une pension alimentaire, soit l'ASF. Il existe néanmoins dans les données une part significative des ménages qui ne perçoivent ni ASF, ni pension alimentaire. Ainsi, dans notre échantillon, 42 % des célibataires avec un enfant et 38 % de ceux avec deux enfants n'ont ni l'ASF, ni revenus autres que les revenus d'activité, l'allocation chômage ou les prestations sociales. Ces statistiques semblent cohérentes avec l'Enquête revenus fiscaux et sociaux (ERFS). En prenant le millésime 2018, 42 % des ménages dont la personne de référence est célibataire avec au moins un enfant à charge de moins de 24 ans (en-dessous de l'âge minimal RSA) et qui perçoivent durant l'année soit du RSA soit de la prime d'activité, ne perçoivent ni pension, ni ASF, et ce durant toute l'année. De tels cas de figure sont en effet possibles. D'une part, ils peuvent s'expliquer par du non-recours à l'ASF. D'autre part, lorsqu'aucune pension alimentaire n'a été fixée (sans procédure ou recours en cours) et que le parent ne versant pas de pension n'entre pas dans les critères d'insolvabilité, le parent isolé n'a alors droit à l'ASF que pour une durée de 4 mois (article R523-3 du Code de la sécurité sociale). Dans tous les cas, ces gains au retour en emploi calculés par cas-type sont complétés par ceux simulés à partir des données, qui intègrent l'ensemble des revenus des ménages, y compris l'ASF et les pensions alimentaires.

Ces cas types sont calculés avec le modèle de microsimulation TAXIPP développé au sein de l'IPP ⁴.

4. La documentation et le code source de ce modèle sont consultables en ligne : <https://www.ipp.fr>

L'approche par simulations sur les données ALLSTAT consiste à simuler pour chaque membre d'un ensemble de foyers d'ALLSTAT sa variation de gain au retour à l'emploi en faisant, comme pour l'approche par cas types, varier son salaire potentiel, mais en considérant, pour ce qui concerne les autres facteurs, les caractéristiques du foyer telles qu'observées dans ALLSTAT (ressources hors revenus d'activité, revenu du conjoint et des personnes à charge, etc.). Comme pour les cas types, le calcul des variations de gain au retour à l'emploi sur données implique de simuler des primes fictives pour chaque niveau de salaire fictif, avec les paramètres avant et après réforme. Nous utilisons un simulateur utilisable sur ALLSTAT que nous avons spécifiquement développé pour cette étude et dont nous avons vérifié la précision (Annexe A.6) en simulant les primes d'activité de 2019 et en les comparant avec les primes d'activité effectivement versées et renseignées dans ALLSTAT. Cet exercice de validité a été mené sur un échantillon de neuf départements⁵. 81 % des primes d'activité ainsi simulées correspondent, avec une marge d'erreur de cinq euros, au montant effectivement perçu. En particulier, le simulateur est plus performant pour les foyers sans enfant A.5 et la précision est moindre pour les couples avec trois enfants.

Ces deux approches peuvent donner des résultats différents dans la mesure où les caractéristiques autres que le salaire potentiel sont pré-définies pour les cas types et observées dans ALLSTAT. Par exemple, pour les couples, les ressources du conjoint sont fixées à un Smic dans les cas types (et correspondent à des revenus d'activité) alors que dans ALLSTAT, on prend les ressources observées du conjoint. De plus, dans les ressources pour le calcul de la prime d'activité entrent certaines presta-

ipp.eu/methodes/taxipp-outils/

5. Aveyron, Bouches-du-Rhône, Creuse, Finistère, Haute-Garonne, Nord, Pas-de-Calais, Paris et Seine-Saint-Denis

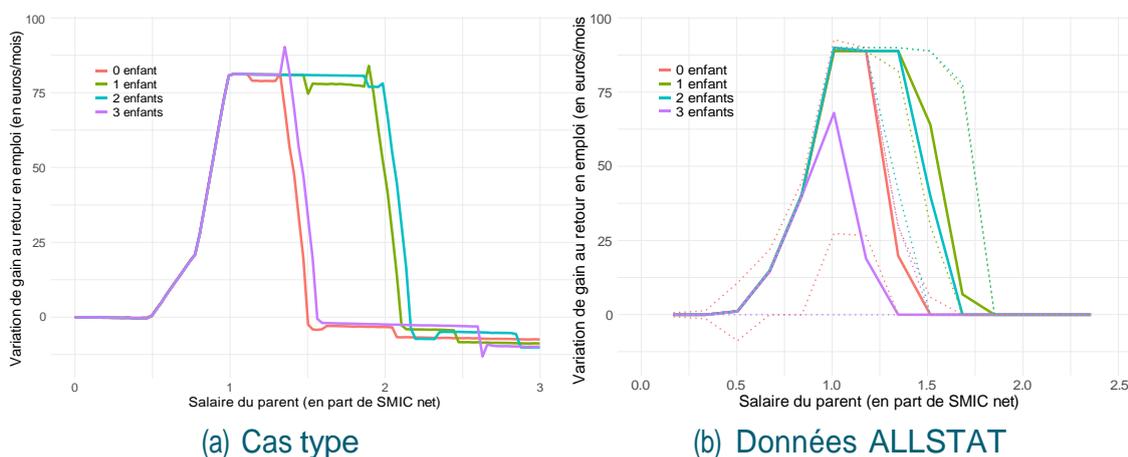
tions sociales. Dans l'approche par cas types, ces prestations sont recalculées afin de prendre en compte les variations de salaire potentiel, alors qu'elles sont fixes dans l'approche avec les données ALLSTAT, car nous prenons les prestations observées. La réalité à court terme (du moins, à l'horizon temporel des données utilisées, qui s'arrêtent à fin 2020) se situe probablement entre les deux situations dans la mesure où les prestations sociales ne s'ajustent pas instantanément en fonction de l'évolution en temps réel des ressources des foyers. Ces deux approches sont donc complémentaires.

Les Figures 3.1 et 3.2 représentent, respectivement pour les femmes célibataires et les hommes célibataires, les variations de gain au retour à l'emploi pour différentes configurations en termes de nombre d'enfants, selon une simulation par cas types (Figures 3.1a et 3.2a) et une simulation sur données réelles (Figures 3.1b et 3.2b). Concernant les simulations sur ALLSTAT, les lignes pleines correspondent à la médiane, tandis que les lignes en pointillés correspondent aux 1^{er} et 3^{ème} quartiles. Les Figures 3.3 et 3.4 correspondent aux mêmes représentations, mais pour les couples, où nous faisons varier le salaire des femmes et des hommes respectivement.

Concernant les célibataires, nous observons pour les hommes et les femmes une absence de variation en-dessous de 0,5 Smic, ce qui est cohérent avec la nature de la réforme. Les cas types suggèrent une variation de gain au retour à l'emploi plus marquée pour les célibataires avec un ou deux enfants par rapport à ceux ayant zéro ou trois enfants, et ce à partir de 1,5 Smic. Les simulations sur données suggèrent également des variations de gain au retour à l'emploi plus marquées pour les célibataires avec un ou deux enfants, par rapport aux célibataires sans enfant. Cependant, dans les données, les célibataires avec trois enfants semblent avoir une variation de

gain au retour à l'emploi moins élevée que ceux sans enfants.

Graphique 3.1 – Variation de gain au retour à l'emploi – Femmes célibataires



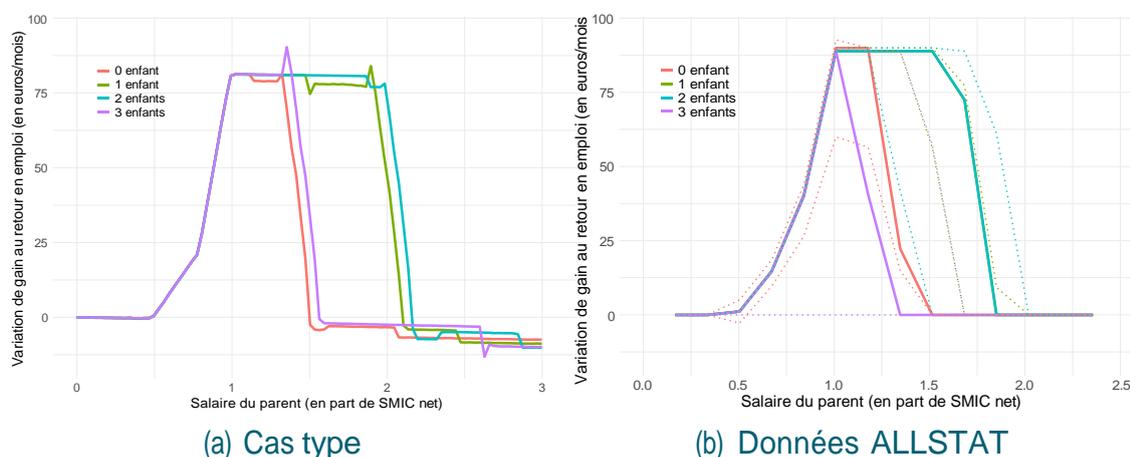
Notes : Ces deux graphiques représentent la variation de gain au retour à l'emploi du fait de la réforme pour les femmes célibataires selon le nombre d'enfants sur cas type (a) et sur simulation sur les données ALLSTAT (b). Les cas types sont produits avec le modèle TAXIPP. Dans le cas de la simulation sur données, la ligne en trait plein représente la médiane de la variation de gain au retour à l'emploi et les pointillés représentent les 1^{er} et 3^{ème} quartiles. Pour le cas type, les revenus du patrimoine sont nuls, le foyer est locataire de son logement, et les enfants ont entre 3 et 14 ans. De plus, le parent célibataire n'est pas un parent isolé et ne touche pas l'allocation de soutien familial. Pour la simulation sur données, les ressources autres que les revenus d'activité sont celles effectivement perçues par le foyer.

Sources : TAXIPP, ALLSTAT, calculs des auteurs.

Concernant les couples, les cas types suggèrent une variation de gain au retour à l'emploi plus marquée pour les foyers avec un ou deux enfants, par rapport aux couples sans enfant. Les couples avec trois enfants sont dans une situation intermédiaire. En revanche, les simulations sur données ne permettent pas de retrouver exactement ces tendances. Les hommes et les femmes en couple avec un ou deux enfants ont bien une variation de gain au retour à l'emploi positive pour des salaires plus élevés que ceux sans enfant. Pour les hommes en couple ayant trois enfants, on retrouve un profil de gains au retour à l'emploi proche de ceux qui ont un ou deux enfants.

Enfin, si les variations de gain au retour à l'emploi deviennent négatives à mesure que le salaire augmente pour les femmes, la médiane des variations pour les hommes ne

Graphique 3.2 – Variation de gain au retour à l’emploi – Hommes célibataires



Notes : Ces deux graphiques représentent la variation de gain au retour à l’emploi du fait de la réforme pour les femmes célibataires selon le nombre d’enfants sur cas type (a) et sur simulation sur les données ALLSTAT (b). Les cas types sont produits avec le modèle TAXIPP. Dans le cas de la simulation sur données, la ligne en trait plein représente la médiane de la variation de gain au retour à l’emploi et les pointillés représentent les 1^{er} et 3^{ème} quartiles. Pour le cas type, les revenus du patrimoine sont nuls, le foyer est locataire de son logement, et les enfants ont entre 3 et 14 ans. De plus, le parent célibataire n’est pas un parent isolé et ne touche pas l’allocation de soutien familial. Pour la simulation sur données, les ressources autres que les revenus d’activité sont celles effectivement perçues par le foyer.

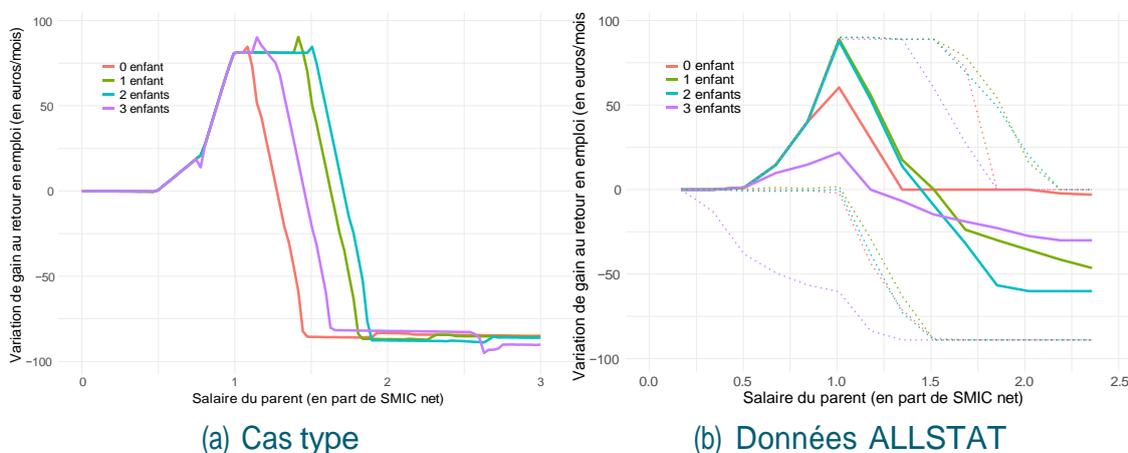
Sources : TAXIPP, ALLSTAT, calculs des auteurs.

descend jamais en dessous de zéro et reste positive pour des niveaux de salaires plus élevés. Ces différences de simulations entre les femmes et les hommes en couple s’expliquent par la variabilité des revenus du conjoint ou de la conjointe. En effet les hommes en couple ont en moyenne des revenus plus élevés que les femmes en couple (Annexe B.1). Ainsi, dans les simulations sur données, les femmes en couple ont, à salaire fictif individuel égal, un montant total de ressources plus important que les hommes en couple.

Les différences observées de variation de gain au retour à l’emploi entre les simulations et les cas types pour les foyers à trois enfants, et dans une moindre mesure pour les foyers à deux enfants, s’expliquent par les différences évoquées précédemment entre les deux approches. De manière générale, ces différences d’approche impliquent, pour une configuration familiale et un salaire potentiel donnés, des dif-

férences de mesure de bases ressources. D'une part, les revenus du conjoint, pour les couples, sont fixés dans les cas types alors qu'ils sont observés dans les simulations sur données. D'autre part, la mesure des prestations sociales entrant dans les bases ressources est de nature différente entre les deux approches, ce qui peut agir dans le sens de bases ressources plus faibles dans les simulations sur données, comme dans le sens de bases ressources plus importantes. Premièrement, les cas types correspondent à des cas de foyers ne percevant pas l'allocation de soutien familial (ASF), alors que dans les données, certains foyers perçoivent cette prestation qui entre dans la base ressource de la prime d'activité (voir le texte ci-avant pour plus de détails sur nos choix relatifs à l'ASF).

Graphique 3.3 – Variation de gain au retour à l'emploi – Femmes en couple

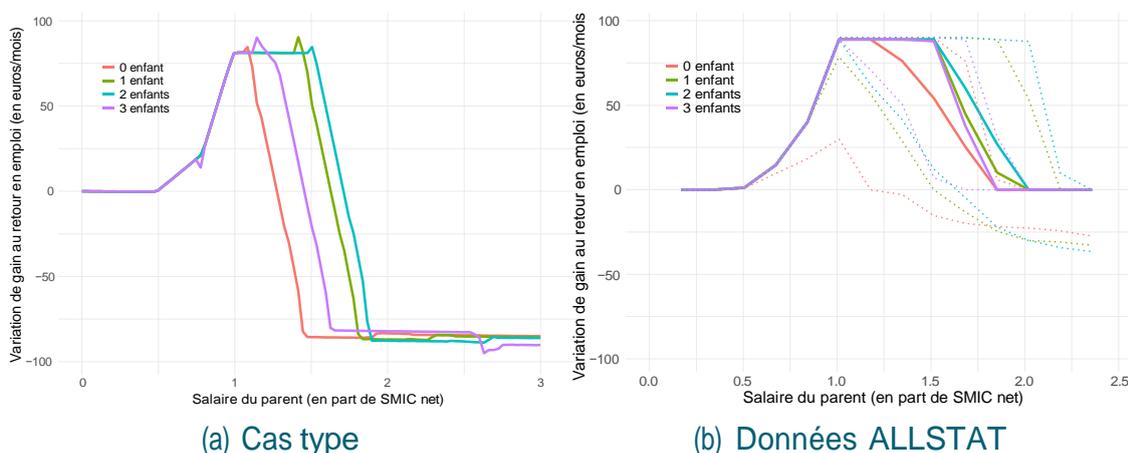


Notes : Ces deux graphiques représentent la variation de gain au retour à l'emploi du fait de la réforme pour les femmes en couple selon le nombre d'enfants sur cas type (a) et sur simulation sur les données ALLSTAT (b). Les cas types sont produits avec le modèle TAXIPP. Dans le cas de la simulation sur données, la ligne en trait plein représente la médiane de la variation de gain au retour à l'emploi et les pointillés représentent les 1^{er} et 3^{ème} quartiles. Pour le cas type, les revenus du patrimoine sont nuls, le foyer est locataire de son logement, et les enfants ont entre 3 et 14 ans. De plus, les revenus du conjoint sont des revenus d'activité, fixés à un Smic. Pour la simulation sur données, les ressources autres que les revenus d'activité et les revenus du conjoint sont ceux effectivement perçus par le foyer.

Sources : TAXIPP, ALLSTAT, calculs des auteurs.

Deuxièmement, les cas types correspondent à des foyers ayant des enfants entre 3 et 14 ans, ce qui fait qu'ils ne peuvent percevoir la Prestation d'accueil du jeune enfant (PAJE). Troisièmement, pour les simulations sur données, nous prenons les

Graphique 3.4 – Variation de gain au retour à l’emploi – Hommes en couple



Notes : Ces deux graphiques représentent la variation de gain au retour à l’emploi du fait de la réforme pour les hommes en couple selon le nombre d’enfants sur cas type (a) et sur simulation sur les données ALLSTAT (b). Les cas types sont produits avec le modèle TAXIPP. Dans le cas de la simulation sur données, la ligne en trait plein représente la médiane de la variation de gain au retour à l’emploi et les pointillés représentent les 1^{er} et 3^{ème} quartiles. Pour le cas type, les revenus du patrimoine sont nuls, le foyer est locataire de son logement, et les enfants ont entre 3 et 14 ans. De plus, les revenus du conjoint sont des revenus d’activité, fixés à un Smic. Pour la simulation sur données, les ressources autres que les revenus d’activité et les revenus du conjoint sont ceux effectivement perçus par le foyer.

Sources : TAXIPP, ALLSTAT, calculs des auteurs.

prestations sociales telles qu’observées dans ALLSTAT, sans les ajuster au salaire réel potentiel considéré ce qui, pour des salaires potentiels relativement élevés, agit dans le sens de bases ressources plus élevées dans les simulations sur ALLSTAT. Ces trois explications font que les bases ressources peuvent être plus importantes dans les simulations sur ALLSTAT que dans les cas types. D’autres aspects peuvent agir en sens inverse. En effet les cas types ne prennent pas en compte la majoration pour les parents isolés qui augmente le seuil d’inéligibilité à la prime d’activité des parents nouvellement isolés. Les cas types se restreignent également au cas de figure où les enfants à charge ont entre 3 ans et 14 ans, qui sont des âges ouvrant éligibilité aux allocations familiales (AF) et au complément familial (CF). Concernant les simulations sur données ALLSTAT, nous retenons comme définition des enfants à charge celle de la prime d’activité, avec donc un âge maximal de 24 ans, qui lui est supérieur à

l'âge maximal ouvrant éligibilité aux AF et au CF. Enfin, pour les foyers avec au moins deux enfants, leur probabilité de sortie des fichiers ALLSTAT est plus faible, du fait qu'ils restent au moins dans le champ des allocations familiales. Ainsi, les revenus des foyers avec deux ou trois enfants sont, dans notre échantillon, potentiellement plus importants que ceux des foyers avec un enfant ou sans enfant. Leurs prestations sociales telles que renseignées dans ALLSTAT peuvent être plus faibles dans les cas types, ce qui tire leur base ressources à la baisse.

L'ensemble de ces différences de mesure des prestations sociales entrant dans la base ressources de la prime d'activité sont en grande partie associées aux enfants à charge, d'où le fait que les différences de résultats entre les simulations sur données et les cas types augmentent avec le nombre d'enfants. Ces différences sont les plus importantes pour les foyers avec trois personnes à charge, dans la mesure où le troisième enfant implique une hausse importante des allocations familiales, et l'éligibilité au complément familial.

Nous décidons de définir les groupes de traitement et de contrôle en fonction des résultats des cas types et de leur confrontation avec nos simulations sur données. Autrement dit, nous définissons des groupes de traitement et de contrôle en fonction des différences observées d'intensité de traitement, en considérant les cas de figure dont le diagnostic en termes de ces différences est qualitativement similaire dans les deux approches.

Pour les célibataires, seront considérés comme traités les foyers de un ou deux enfants et comme contrôles ceux sans enfant, à l'image des Figures 3.1 et 3.2. Même si les simulations sur données ne correspondent pas exactement aux cas types, nous retrouvons avec les données qualitativement les mêmes différences de gains au re-

tour à l'emploi en fonction du nombre d'enfants à charge.

Pour les couples, seront également considérés comme traités les foyers de un ou deux enfants et comme contrôles ceux sans enfant, à l'image des Figures 3.3 et 3.4. Pour le cas des hommes, on observe en effet, pour les deux approches, des variations de gains au retour à l'emploi globalement plus élevées pour ceux avec un ou deux enfants, relativement à ceux sans enfant. Dans le cas des femmes en couple, la médiane pour celles sans enfant est supérieure à celle pour les femmes en couple avec un enfant à partir de 1,6 Smic, ce qui irait à l'encontre de notre définition des groupes de contrôle et de traitement en fonction de l'intensité de la variation. Cependant, ce constat doit être pondéré en fonction de la fréquence de ces configurations. Or, moins de 2% des femmes en couple sans enfant percevant des revenus d'activité dans notre échantillon atteignent un salaire supérieur à 1,6 Smic.

Ceci soulève plus généralement la nécessité de définir, pour chaque groupe, une variation moyenne de gain au retour à l'emploi qui soit à l'image de la distribution des salaires potentiels au sein du groupe. La différence de cette moyenne entre groupe de traitement et groupe de contrôle sert ainsi à mesurer la différence moyenne d'intensité de traitement entre nos « traités » et nos « contrôles ». La partie suivante décrit le calcul de ces différences moyennes. Nous verrons dans cette partie que nous obtenons bien une variation de gain au retour à l'emploi moyenne plus importante pour les traités que pour les contrôles, y compris pour les femmes en couple, en définissant également comme contrôle celles sans enfant et comme traitées celles avec un ou deux enfants. Ainsi, nous choisissons pour les femmes en couple la même définition des traités et des contrôles que pour les autres catégories de foyers, et ce

malgré le fait que les femmes sans enfant peuvent avoir, pour certains niveaux de salaire, une variation de gain au retour à l'emploi plus élevée que celles avec un ou deux enfants.

Enfin, nous excluons de l'analyse les foyers (célibataires ou personnes en couple) avec trois enfants ou plus au vu des différences de résultats entre les deux approches pour ceux avec trois enfants. Ces différences ne nous permettent pas en effet de tirer des conclusions claires en termes de différences d'intensité de traitement par rapport aux autres configurations en termes de nombre d'enfants.

3.6.3 Intégration des gains au retour en emploi

Le gain au retour en emploi dépend donc du revenu y de l'emploi de l'individu. Or, ce revenu potentiel n'est par définition pas observé pour les personnes hors de l'emploi. Même si ce revenu est potentiellement choisi par l'individu, nous faisons le choix de mesurer la variation d'incitation au retour à l'emploi en intégrant le gain au retour à l'emploi $\Delta G_i(y)$ sur la distribution observée de revenu d'activité conditionnelle au groupe de population g auquel l'individu appartient. Nous mesurons la variation de gain au retour à l'emploi de cette manière, non pas seulement pour les individus ne travaillant pas et dont le revenu y n'est pas observé, mais pour l'ensemble des individus. Autrement dit, nous supposons que chaque individu d'un même groupe est exposé à la même distribution de revenus d'activité, et intégrons, pour un individu donné, les primes d'activité potentielles pour les différents niveaux de salaire de cette distribution et conditionnellement aux caractéristiques observées de l'individu autres que le revenu d'activité. Cette mesure intégrée s'écrit, pour l'individu i du group g , de la manière suivante :

$$\overline{\Delta G_i} = \int \Delta G_i(y, X_i) dF_{Y_i|g}(y)$$

Le groupe de population g est défini à partir de la situation matrimoniale de l'individu et de la situation vis-à-vis des minima sociaux en décembre 2018. X_i représente les caractéristiques de l'individu i autres que son revenu d'activité qui entrent dans le calcul de la prime d'activité, caractéristiques que nous observons dans ALLSTAT. Les distributions de revenus d'activité sont présentées en annexe B.1. Il s'agit des dis-

Tableau 3.1 – Statistiques descriptives – foyers célibataires

	Femmes								Hommes							
	RSA		PA		$\overline{\Delta G_i}$	$\overline{\Delta T_i}$	N	% tot	RSA		PA		$\overline{\Delta G_i}$	$\overline{\Delta T_i}$	N	% tot
	%	Moy.	%	Moy.					%	Moy.	%	Moy.				
Ensemble	38	471	70	170	41	-3	2 812 739	100	53	466	55	130	41	-3	1 420 011	100
Selon le nombre de PAC																
0	32	427	75	132	39	-3	1 388 065	49	54	462	54	123	41	-3	1 332 953	94
1	39	517	70	216	43	-3	801 368	28	43	556	66	219	52	-4	60 148	4
2	46	504	64	214	42	-3	466 694	17	39	546	69	229	51	-4	22 147	2
3	69	451	41	191	33	-3	156 612	6	55	486	55	207	39	-3	4 763	0
0 vs 1, 2 enfants :																
Contrôles	32	427	75	132	39	-3	1 388 065	49	54	462	54	123	41	-3	1 332 953	94
Traités	42	512	68	216	43	-3	1 268 062	45	42	554	67	222	51	-4	82 295	6

Notes : Ce tableau présente distinctement pour les femmes et les hommes célibataires, et pour différentes sous-populations en termes de nombre d'enfants à charge : la proportion percevant le RSA en décembre 2018 et le montant moyen perçu par les bénéficiaires, la proportion percevant la prime d'activité et le montant moyen perçu par les bénéficiaires, la moyenne de la variation de gain au retour à l'emploi intégrée et du taux de taxation à la marge extensive exprimé en point de pourcentage (voir le texte pour la définition de ces variables) ainsi que le nombre d'observations et le pourcentage que cela représente au sein de notre échantillon.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

tributions constatées pour le mois de septembre 2018⁶. Ce mois-là est en effet le seul pour lequel nous disposons du revenu d'activité de l'ensemble des individus de l'échantillon⁷. Elles montrent en particulier que le support de la distribution de revenu d'activité est suffisamment large pour chaque groupe de population et permet de rendre compte des différences existantes entre les cas types décrits précédemment. En effet les distributions de revenus couvrent les intervalles de revenus pour lesquels on simule des variations de gain au retour à l'emploi non nulles (au-delà de 0,5 Smic). Les seuils de sortie de la PA sont néanmoins différents selon le nombre d'enfants à charge, ce qui peut avoir des implications importantes sur les censures

6. Plus précisément, nous calculons pour chaque groupe et pour différents seuils de revenus du travail la probabilité d'avoir des revenus du travail inférieurs à ce seuil (conditionnellement au fait d'avoir des revenus d'activité positifs). Nous calculons cette probabilité pour tous les seuils de 200 à 3 800 euros, avec un pas de 200 euros.

7. La prime d'activité ou le RSA versé en décembre 2018 est issu d'un droit ouvert en octobre, novembre ou décembre 2018, et donc relatif aux revenus trimestriels soit de juillet à septembre, soit d'août à octobre, soit de septembre à novembre.

Tableau 3.2 – Statistiques descriptives – foyers couples

	Femmes								Hommes							
	RSA		PA		$\overline{\Delta G_i}$	$\overline{\Delta T_i}$	N	% tot	RSA		PA		$\overline{\Delta G_i}$	$\overline{\Delta T_i}$	N	% tot
	%	Moy.	%	Moy.					%	Moy.	%	Moy.				
Ensemble	27	582	82	213	11	-1	795 017	100	27	582	82	213	39	-3	795 017	100
Selon le nombre de PAC																
0	28	519	80	186	13	-1	179 594	23	28	519	80	186	31	-2	179 594	23
1	25	587	84	216	12	-1	212 441	27	25	587	84	216	39	-3	212 441	27
2	24	616	85	227	13	-1	257 669	32	24	616	85	227	43	-3	257 669	32
3	33	600	79	216	3	0	145 313	18	33	600	79	216	42	-3	145 313	18
0 vs 1, 2 enfants :																
Contrôles	28	519	80	186	13	-1	179 594	23	28	519	80	186	31	-2	179 594	23
Traités	25	603	84	222	13	-1	470 110	59	25	603	84	222	41	-3	470 110	59

Notes : Ce tableau présente distinctement pour les femmes et les hommes en couples, et pour différentes sous-populations en termes de nombre d'enfants à charge : la proportion percevant le RSA en décembre 2018 et le montant moyen perçu par les bénéficiaires, la proportion percevant la prime d'activité et le montant moyen perçu par les bénéficiaires, la moyenne de la variation de gain au retour à l'emploi intégrée et du taux de taxation à la marge extensive exprimé en point de pourcentage (voir le texte pour la définition de ces variables) ainsi que le nombre d'observations et le pourcentage que cela représente au sein de notre échantillon.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

à droite des distributions : à titre d'exemple les distributions de salaires des ménages célibataire sans enfant présentent des densités faibles au delà de 1,5 SMIC, contrairement aux ménages célibataires avec enfant. Ce résultat est certainement dû à la non éligibilité à la PA des personnes sans enfant ayant des revenus supérieur à ce seuil qui n'apparaissent donc pas dans les données. Ce constat motive le fait de neutraliser l'importance du nombre d'enfants dans la définition des groupes d'intégration $F_Y | g$. Pour chaque individu, on intègre donc sur la distribution de revenu des individus ayant le même statut matrimonial et la même situation en termes de bénéfice du RSA ou de la PA en décembre 2018 et qui ont deux enfants. Ce choix biaise potentiellement les valeurs moyennes de gain au retour à l'emploi des ménages sans enfants ou avec un enfant, mais il permet d'observer une différence entre gains au retour à l'emploi qui est uniquement due à la réforme et non lié à un problème de mesure dans les données.

La variable $\overline{\Delta G_i}$ ainsi définie ne correspond pas nécessairement à la variation de gain d'incitation à laquelle l'individu fait effectivement face, étant donné qu'un individu i peut connaître de manière plus ou moins précise la valeur du salaire y qu'il est en mesure d'obtenir sur le marché du travail. Ce choix permet cependant de tenir compte au mieux de l'hétérogénéité des variations de gain au retour en emploi qui existent au sein d'un même groupe de population.

Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent les moyennes des gains au retour à l'emploi ainsi calculés pour décembre 2018 sur la base des revenus de septembre ⁸. Pour les personnes célibataires (tableau 3.1), on observe qu'en moyenne, la variation de gain au retour à l'emploi est de 41 euros pour les femmes et les hommes. Comme attendu, cette variation diffère selon le nombre de personnes à charge : elle est moins importante pour les personnes n'ayant pas d'enfant à charge (39 euros pour les femmes et 41 pour les hommes) que pour les personnes ayant un ou deux enfants (43 euros pour les femmes et 51 euros pour les hommes). Les différences observées entre les femmes et les hommes proviennent essentiellement du fait des différences existant dans les distributions de revenus d'activité. Les différences de variation de gains au retour en emploi se retrouvent mécaniquement entre les groupes de traitement et contrôle qui sont définis selon le nombre d'enfants : pour les femmes, la différence d'évolution est de 4 euros, tandis qu'elle est de 10 euros pour les hommes.

Pour les personnes en couple (tableau 3.2), les variations de gain au retour en emploi sont en moyenne plus faibles : 39 euros en moyenne pour les hommes et 11 euros en moyenne pour les femmes. Pour les femmes, cette différence par rapport

8. Les distributions sont présentées dans l'annexe B.2.

Tableau 3.3 – Variations de gains au retour à l’emploi

	PA			RSA seul		
	Contrôles	Traités	Diff	Contrôles	Traités	Diff
Célibataires						
Femme	40	43	3	38	42	5
Homme	41	53	11	40	47	8
Couples						
Femme	8	8	0	32	34	2
Homme	27	39	12	46	50	4

Notes : Ce tableau présente distinctement pour les femmes et les hommes en couple et célibataires, bénéficiaires de la PA ou du RSA seul en décembre 2018 : la moyenne de la variation de gain au retour à l’emploi intégrée (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les contrôles (sans enfant) et les traités (un ou deux enfants) ainsi que la différence de variation de gain au retour à l’emploi intégrée entre traités et contrôles.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

aux femmes célibataires provient essentiellement du fait que les revenus d’activité du conjoint, si celui-ci travaille, sont déduits de la prime d’activité. Ces différences n’affectent cependant pas la validité de la stratégie d’identification. La comparaison des groupes de contrôle et de traitement montre en effet des différences de 0 euros en moyenne pour les femmes et 10 euros en moyenne pour les hommes.

Le tableau 3.3 présente les variations de gains au retour à l’emploi par sous groupe en distinguant les foyers percevant seulement le RSA et ceux percevant la prime d’activité en décembre 2018, sur la population totale des bénéficiaires. On constate une hétérogénéité de variation de gain au retour à l’emploi selon l’aide sociale perçue et selon le sexe. Le tableau 3.4 représente la variation de taux de taxation à la marge extensive induit par la réforme. La réforme réduit le taux de taxation à la marge extensive, ce qui correspond à une augmentation des incitations monétaires à la reprise d’un emploi. Les groupes traités bénéficient en moyenne d’une diminution

Tableau 3.4 – Variations de gains au retour à l’emploi

	PA			RSA seul		
	Controles	Traités	Diff	Controles	Traités	Diff
Célibataires						
Femme	-0.032	-0.034	-0.002	-0.030	-0.033	-0.003
Homme	-0.032	-0.038	-0.006	-0.031	-0.034	-0.004
Couples						
Femme	-0.005	-0.005	0.000	-0.025	-0.027	-0.002
Homme	-0.020	-0.028	-0.008	-0.033	-0.035	-0.003

Notes : Ce tableau présente distinctement pour les femmes et les hommes en couple et célibataires, bénéficiaires de la PA ou du RSA seul en décembre 2018 : la moyenne de la variation de participation tax rate intégré (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les contrôles (sans enfant) et les traités (un ou deux enfants) ainsi que la différence de variation de participation tax rate intégrée entre traités et contrôles.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

plus forte de ce taux de taxation que les groupes contrôles bien que l’ampleur de cet effet différencié reste limitée (entre 0.1 et 0.8 points de pourcentage) voire nul certains groupes.

3.7 Restrictions spécifiques à la définition des groupes de traitement et de contrôle

3.7.1 Attrition selon le nombre d’enfants

Comme indiqué précédemment, les données ALLSTAT présentent la spécificité de ne couvrir que les allocataires de la CAF. Les données brutes ne sont donc pas cylindrées : il est possible qu’un ménage entre ou sorte de la base pour des raisons potentiellement endogènes.

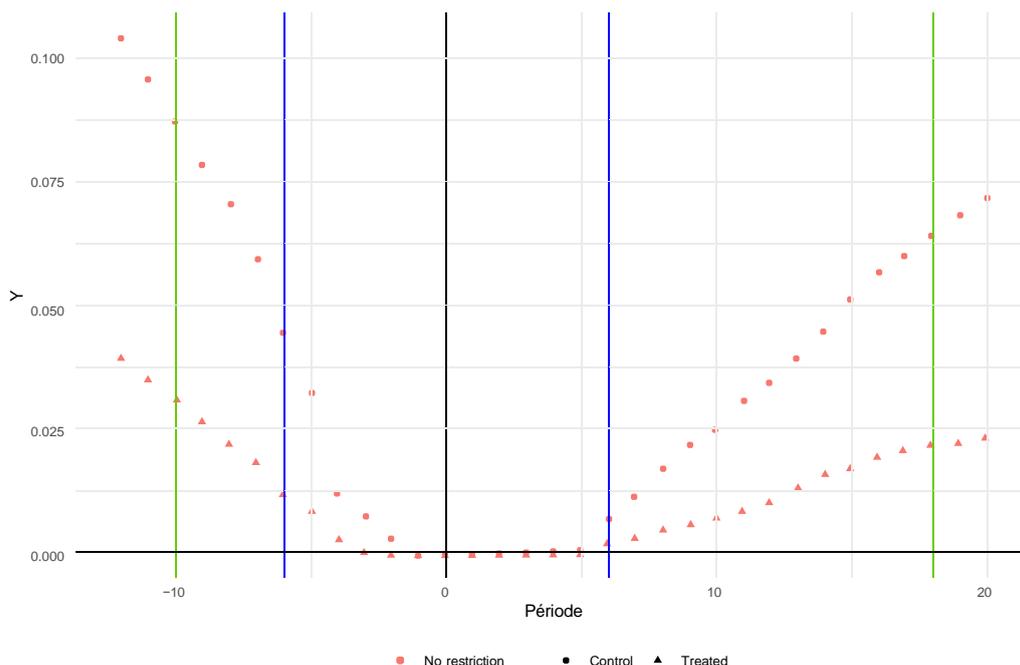
Ainsi, les bénéficiaires du RSA ou de la prime d’activité issus des sélections d’échan-

tillon de la partie 3.5 sont sujets à de l'attrition, du fait d'une sortie des fichiers CNAF, ou d'une non présence par le passé dans ces fichiers. Cette attrition peut être problématique dans le cas où elle serait différenciée entre traités et contrôles. Or, nos groupes de traitement et de contrôle sont définis en fonction du nombre d'enfants, et la présence dans les fichiers CNAF est très dépendante de cette caractéristique⁹. Le Graphique 3.5 montre pour l'échantillon de foyers issu des restrictions de la partie 3.5 la part de foyers présents dans ALLSTAT, pour chaque mois autour de décembre 2018. Cette part est nécessairement égale à 0 en décembre 2018 étant donné les critères d'inclusion dans l'échantillon¹⁰. Cette part est représentée séparément pour les traités et les contrôles. On constate que le taux d'attrition est presque nul jusqu'au sixième mois après la réforme, à la fois pour les traités et les contrôles. Au-delà, l'attrition croît au cours du temps, de manière plus importante pour les contrôles que pour les traités, dans la mesure où les contrôles ne sont pas sujets aux prestations familiales et donc plus susceptibles de sortir des fichiers CNAF. A titre d'exemple, le taux d'attrition au dixième mois est d'environ 0,7 % et 2,5 % pour les traités et les contrôles respectivement. Le taux d'attrition pré-réforme commence à diverger entre traités et contrôles à partir du deuxième mois en partant de décembre 2018 et l'attrition est de nouveau supérieure pour les contrôles que pour les traités. Au regard de ce constat, nous restreignons notre champ d'analyse aux foyers présents dans les fichiers CNAF pour l'ensemble des mois entre le sixième mois avant et le sixième mois après décembre 2018. L'attrition demeurant relativement modeste sur ces mois, cela permet à la fois de limiter la sélection de

9. Par exemple, avoir au moins deux enfants donne éligibilité aux allocations familiales, impliquant qu'un foyer dans ce cas a relativement peu de chances de sortir des fichiers de la CNAF.

10. L'échantillon est en effet sélectionné parmi les bénéficiaires de la prime d'activité et du RSA qui sont donc observés en décembre 2018

l'échantillon et de travailler avec un panel cylindré. Par ailleurs, nous nous focalisons sur les effets de la réforme jusqu'à six mois après décembre 2018, les effets au delà de cet horizon pourraient en effet être le résultat de l'attrition différenciée très prononcée.



Graphique 3.5 – Taux d'attrition dans les fichiers CNAF

Notes : Ce graphique représente, séparément pour les traités et les contrôles, les taux d'attrition concernant les foyers de l'échantillon suite aux restrictions décrites dans la partie 3.5, pour différents mois centrés à décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

3.7.2 Enfants de moins de trois ans

Notre stratégie consiste à comparer les dynamiques d'emploi des foyers avec un ou deux enfants avec celles des foyers sans enfant. L'âge des enfants peut également jouer sur l'offre de travail, notamment le fait d'avoir des enfants ayant atteint ou non l'âge de scolarisation (trois ans en France). D'autre part, 2019 marque également la

mise en place de réformes en faveur des Établissements d'Accueil du Jeune Enfant (EAJE), avec notamment la mise en place des bonus « Mixité », « Territoire » et « Handicap », qui peuvent faciliter l'accès à des modes de garde dans ces établissements et donc jouer sur l'offre de travail. D'autre part, et de manière plus générale, l'arbitrage travail-loisir peut être affecté de manière relativement importante par le fait d'avoir des jeunes enfants (Beffy *et al.*, 2019). Ceci renvoie à une hypothèse sous-jacente plus générale de notre spécification. Notre stratégie suppose en effet des réactions comportementales de nature similaire en termes d'offre de travail entre foyers avec et sans enfants, hypothèse courante dans la littérature existante (e.g. Eissa et Liebman, 1996 ; Eissa et Hoynes, 2004b; Hoynes et Patel, 2018b; Kleven, 2023). Néanmoins, cette hypothèse semble moins naturelle lorsque l'on considère des foyers avec des jeunes enfants et cumulé avec les réformes concomitantes mentionnées ci-avant, nous supprimons de l'échantillon les foyers dont au moins un enfant a moins de trois ans.

3.8 Taux d'emploi selon le nombre d'enfants

La définition des groupes de traitement et de contrôle repose sur le nombre d'enfants à charge dans le foyer. Il est donc intéressant de comparer de manière descriptive les évolutions des taux d'emploi des foyers selon le nombre d'enfants.

Les graphiques 3.6 et 3.7 donnent les taux d'emploi des ménages en couple et célibataires pour chacun des sous-échantillons d'estimation précédemment définis. Chaque graphique représente le taux d'emploi des individus selon le nombre d'enfants. Afin de pouvoir comparer les tendances, chacune des courbes est normalisée

à 0 en décembre 2018.

En plus des sous-groupes définis précédemment, c'est-à-dire en termes de statut matrimonial, de nombre d'enfants et de sexe, nous distinguons les foyers bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018 des foyers bénéficiaires du RSA seul (c'est à dire du RSA sans prime d'activité en décembre 2018). Cette distinction nous semble pertinente dans la mesure où elle renvoie à des populations potentiellement différentes en termes d'insertion sur le marché de l'emploi.

Concernant les foyers en couple, on observe sur le graphique 3.6 que les courbes d'évolution sont très proches pour les hommes et les femmes, aussi bien pour les foyers percevant la prime d'activité que ceux percevant le RSA seul. Les couples percevant la prime d'activité ont des profils en 2019 plus plats que ceux percevant uniquement le RSA. Ces profils reflètent mécaniquement le fait que les personnes à la prime d'activité (PA) en 2018 ne peuvent pas accroître leur activité¹¹. Au contraire, les ménages uniquement au RSA montrent une dynamique beaucoup plus forte avec une croissance des taux d'emploi comprise entre 5 et 10 pp entre janvier 2019 et juillet 2019. Mis à part le cas des hommes en couple dans un foyer percevant le RSA, l'évolution du taux d'emploi des personnes avec et sans enfants semble globalement parallèle après le 1er janvier 2019. Concernant les périodes avant réforme, on observe, pour les foyers à la PA en décembre 2018, une divergence des dynamiques de taux d'emploi en fonction du nombre d'enfants à partir du sixième mois avant la réforme, ce qui peut s'expliquer par l'attrition différentielle documentée précédemment. Cette attrition se matérialise à partir du sixième mois avant la réforme, par construction de notre échantillon d'analyse (qui est restreint, entre autres, aux

11. Le critère d'inclusion dans l'échantillon est la perception de la PA en décembre 2018, ces ménages avaient donc nécessairement une activité en septembre, octobre ou novembre 2018.

foyers présents chaque mois entre le sixième mois avant et le sixième mois après la réforme). Cette divergence n'est pas constatée pour les foyers au RSA en décembre 2018, probablement du fait que le RSA est caractérisé par des taux de sortie plus faibles que la PA.

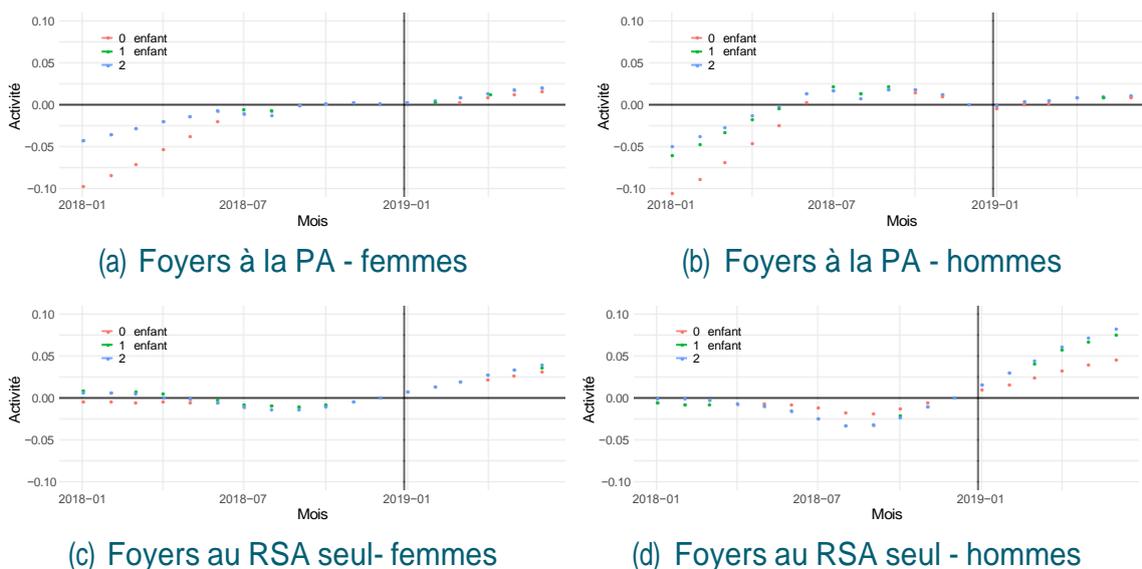
Le graphique 3.7 montre des éléments similaires pour les personnes célibataires. À nouveau, les profils d'évolution sont relativement similaires entre les femmes et les hommes. Les foyers uniquement au RSA ont une évolution mécaniquement plus positive que les foyers à la prime d'activité en décembre 2018. Mis à part pour les femmes seules au RSA, il est difficile de distinguer des dynamiques différentes selon le nombre d'enfants. Concernant les périodes avant réforme, nous observons comme pour les couples une divergence des dynamiques en fonction du nombre d'enfants à partir du sixième mois avant la réforme pour les foyers à la PA en décembre 2018. Nous retenons les mêmes explications que celles évoquées précédemment.

Enfin, nous constatons pour les foyers célibataires sans enfant et à la prime d'activité en décembre, une baisse du taux d'emploi à partir de 2019, baisse qui est également observée pour les couples, mais de manière moins prononcée. Comme évoqué précédemment, ceci est dû au fait que pour les foyers à la prime d'activité en décembre 2018, leur taux d'emploi est en partie mécaniquement sujet à la baisse, si changement de statut d'emploi il y a, dans la mesure où il s'agit de foyers ayant par définition des revenus d'activité fin 2018¹². Cette tendance mécanique à la baisse est plus forte pour les célibataires, car la perception de la prime d'activité en décembre 2018 signifie que ce sont eux qui ont perçu des revenus d'activité alors que pour le

12. Il s'agit plus précisément de foyers ayant des revenus d'activité en septembre, octobre ou novembre. Ils peuvent donc ne pas être en emploi en décembre. Ainsi, cette tendance « mécanique » à la baisse n'est pas parfaite et certaine, mais demeure très probable.

cas des couples, la perception d'un revenu d'activité peut provenir du conjoint.

Graphique 3.6 – Taux d'emploi des personnes en couple



Notes : Ces graphiques représentent, pour les femmes et les hommes en couple, et selon le nombre d'enfants, les taux d'emploi normalisés à 0 en décembre 2018 pour les bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018 (*Foyers à la PA*) et pour les bénéficiaires uniquement du RSA en décembre 2018 (*Foyers au RSA seul*).

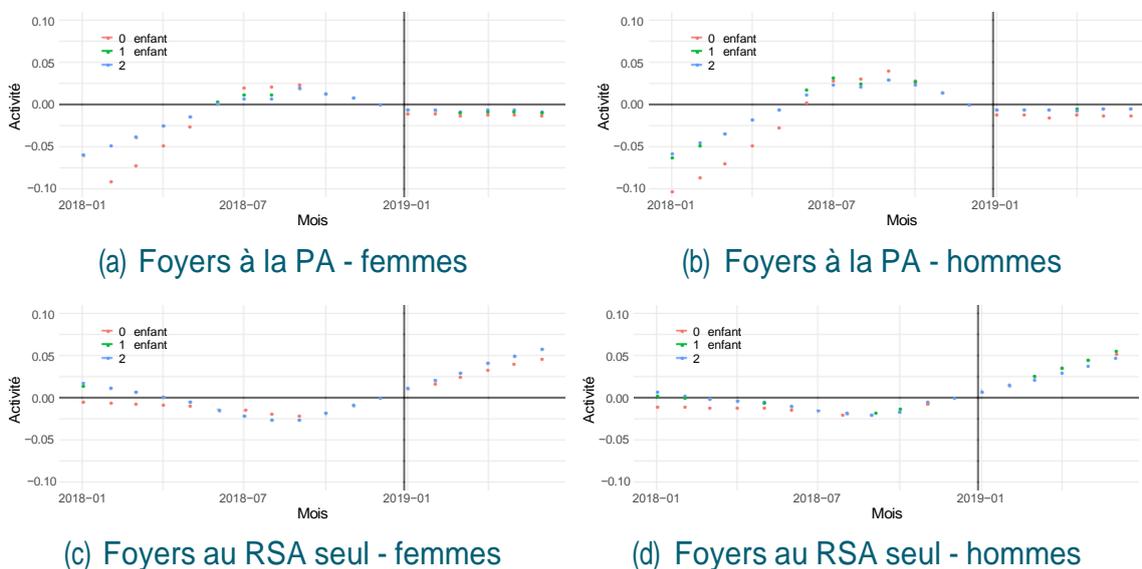
Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

3.9 Spécification empirique

Comme indiqué précédemment, nous identifions l'effet de la réforme de la prime d'activité de 2019 sur les comportements d'offre de travail des individus par une méthode de différence-de-différences, qui consiste à comparer les trajectoires d'un groupe de traitement et d'un groupe de contrôle définis selon leurs caractéristiques démographiques. Nous présentons ici le cadre analytique général.

L'analyse empirique se place dans le cadre du modèle causal de Rubin. Nous définissons l'offre de travail potentielle du ménage i à la période t où chaque ménage

Graphique 3.7 – Taux d'emploi des personnes célibataires



Notes : Ces graphiques représentent, pour les femmes et les hommes célibataires, et selon le nombre d'enfants, les taux d'emploi normalisés à 0 en décembre 2018 pour les bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018 (*Foyers à la PA*) et pour les bénéficiaires uniquement du RSA en décembre 2018 (*Foyers au RSA seul*).

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

i a une offre de travail potentielle ¹³ $Y_{it}(1)$ s'il est traité et $Y_{it}(0)$ s'il appartient au groupe de contrôle.

À partir de ces notations, il est possible de définir l'effet de traitement pour le groupe de traités ($T_i = 1$) à la période t :

$$\forall t > 0 : ATT_t = E[Y_{it}(1) - Y_{it}(0) | T_i = 1]$$

Dans le cas qui nous intéresse, le statut de traitement est défini à partir de l'intensité théorique du traitement, et l'ensemble des individus appartenant au groupe de traitement entrent dans le traitement au même moment (au 1^{er} janvier 2019) que

13. Dans le cadre de l'analyse des couples, nous traitons séparément l'offre de travail de chaque conjoint.

l'on normalise à 0. Pour toute période $t \geq 0$, ATT_t nous indique l'effet de traitement dynamique t périodes après l'entrée en vigueur de la réforme.

L'estimation empirique de ce type de modèle a fait l'objet de nombreux développements récents (Voir de Chaisemartin et D'Haultfoeuille, 2020; Callaway et Sant'Anna, 2021; Sun et Abraham, 2021; Roth *et al.*, 2022) qui ont montré les biais potentiels existant dans l'estimation de ces modèles à partir de régressions linéaires avec doubles effets fixes. Dans notre cadre d'analyse, l'existence d'effets hétérogène n'est pas susceptible d'induire des biais : en effet, le traitement intervient à la même période pour l'ensemble des individus, et nous ne sommes donc pas exposés aux biais décrits par Sun et Abraham (2021). Nous nous appuyons ici sur la méthode d'estimation par régression à doubles effets fixes : un effet individuel et un effet temporel. Les paramètres associés aux interactions entre les périodes et l'appartenance au groupe de traitement identifient l'ensemble des ATT_t .¹⁴

Ces méthodes permettent par ailleurs d'observer la qualité des tendances communes avant l'entrée en traitement. La littérature précédemment citée propose plusieurs manières de représenter ces tendances.

14. La méthode proposée par Callaway et Sant'Anna (2021) a dans un premier temps été utilisée pour l'estimation des effets de traitement. Les estimateurs d'effets de traitement obtenus à partir de cette méthode sont strictement identiques à ceux obtenus à partir de la régression à doubles effets fixes dans notre cadre d'analyse avec une seule "cohorte" de traitement et des données cylindrées. Une différence de *reporting* peut être cependant notée étant donné que l'estimateur à double effets fixes donne directement les écarts entre la période considérée et la période de référence et Callaway et Sant'Anna (2021) préfèrent tester l'absence d'effets de traitement avant réforme à partir de différences de différences périodes par période. Si ce choix a une importance dans la présentation des résultats, il n'affecte en rien les résultats. En définitive, notre choix s'est porté sur l'estimateur à double effets fixes car celui-ci est plus adapté à taille des données que nous utilisons.

CHAPITRE 4

RÉSULTATS

Ce chapitre décrit l'ensemble de nos résultats relatifs aux effets de la réforme sur l'emploi. Nous décrivons dans un premier temps les résultats des estimations issues de la méthodologie présentée dans le Chapitre 3 (partie 4.1). Nous proposons dans un second temps (partie 4.2) une analyse *placebo* appliquant une analyse identique à celle menée sur la transition 2018-2019, mais sur les données relatives aux années 2017-2018. Les résultats de cette analyse montrent de fortes similitudes avec ceux obtenus l'année de la réforme. Ces similitudes indiquent qu'il n'est pas possible d'exclure que les résultats obtenus soient la conséquence d'une saisonnalité dans l'emploi des bénéficiaires du RSA ou de la PA, ou dans le remplissage et la mise à jour des statuts d'emploi dans les fichiers ALLSTAT.

4.1 Effets estimés

Nos estimations des effets de la réforme selon la méthodologie du Chapitre 3 sont présentées dans le graphique 4.1, pour les foyers célibataires. Selon ces résultats, les tendances entre les groupes de contrôle et de traitement avant la réforme seraient relativement parallèles dans les 3 périodes précédant la réforme (entre 0 et -2 sur les graphiques). Avant septembre 2018, on observe des divergences entre les groupes, en particulier chez les femmes célibataires. Les tendances chez les hommes sont moins significativement différentes de 0, même s'il est important de noter que cette absence de significativité peut être imputée en partie à la moins grande précision des estimateurs pour cette population moins nombreuse.

Après 2019, l'ensemble des graphiques suggère un effet positif de la réforme sur le taux d'emploi des personnes, à l'exception des hommes bénéficiaires du RSA seul en décembre 2018. Pour les femmes touchant la prime d'activité en décembre 2018, l'effet de la réforme est positif et significatif. Il est légèrement inférieur à 0,5 pp pour les six premiers mois après la réforme.

Les effets estimés pour les hommes célibataires touchant la prime d'activité en décembre 2018 sont légèrement plus élevés que ceux observés pour les femmes et atteignent 1 pp six mois après la réforme. Pour les femmes au RSA seul en décembre 2018, groupe pour lequel l'hypothèse de tendances parallèles est la moins plausible, l'effet dépasse légèrement 1 pp. Au contraire, pour les hommes uniquement au RSA, l'effet estimé est nul. La réforme n'aurait donc pas d'impact significatif sur l'emploi de ces personnes selon la méthodologie employée.

La distinction entre les personnes au RSA seul et celles à la PA est à prendre en

compte dans l'interprétation des résultats. En effet, les personnes à la PA sont majoritairement en emploi en décembre 2018 et l'effet positif de la réforme sur l'emploi peut donc s'interpréter pour eux comme une moindre probabilité de passer de l'emploi vers le chômage. Au contraire, pour les personnes au RSA seul, l'effet positif de la réforme est plutôt associé à une plus forte probabilité de passer du chômage vers l'emploi.

Le graphique 3.7 suggère que pour certaines configurations, l'effet moyen positif sur l'emploi pourrait résulter d'une baisse du taux d'emploi pour les contrôles, sans qu'un effet clair n'apparaisse pour les traités. Une telle réponse négative de la part des contrôles pourrait par exemple être observée dans le cas où les comportements d'offre de travail seraient guidés par une cible de revenu : les ménages atteignant cette cible plus facilement grâce à la réforme pourraient réduire leur offre de travail tout en maintenant leurs revenus. Ceci changerait de manière importante l'interprétation des résultats. Néanmoins, si un effet de cette nature était suggéré par nos estimations, la baisse du taux d'emploi serait plus forte pour les ménages plus affectés par la réforme (et donc, pour les individus du groupe de traitement), et l'on devrait donc observer des effets de traitement négatifs. Ceci renvoie à une hypothèse de notre cadre empirique, à savoir l'hypothèse selon laquelle les groupes de traitement et de contrôle réagissent de la même manière à une variation donnée de leur gain au retour à l'emploi.

Sous l'hypothèse d'un modèle où les élasticités d'offre de travail sont positives ou nulles, il reste possible que nos groupes de traitement et de contrôle aient des réactions comportementales de différentes ampleurs et que ces différences soient reflétées dans nos résultats. Dans notre cas, il est plausible que l'élasticité d'offre de

travail du groupe de contrôle (les individus sans enfant) soit supérieure à celle des individus avec enfants. Dans ce cas, les effets que nous mesurons pourraient être interprétés comme une borne inférieure de l'effet de la réforme pour le groupe traité. Cette hypothèse n'est cependant pas vérifiable en l'absence de groupe de contrôle non affecté par la réforme.

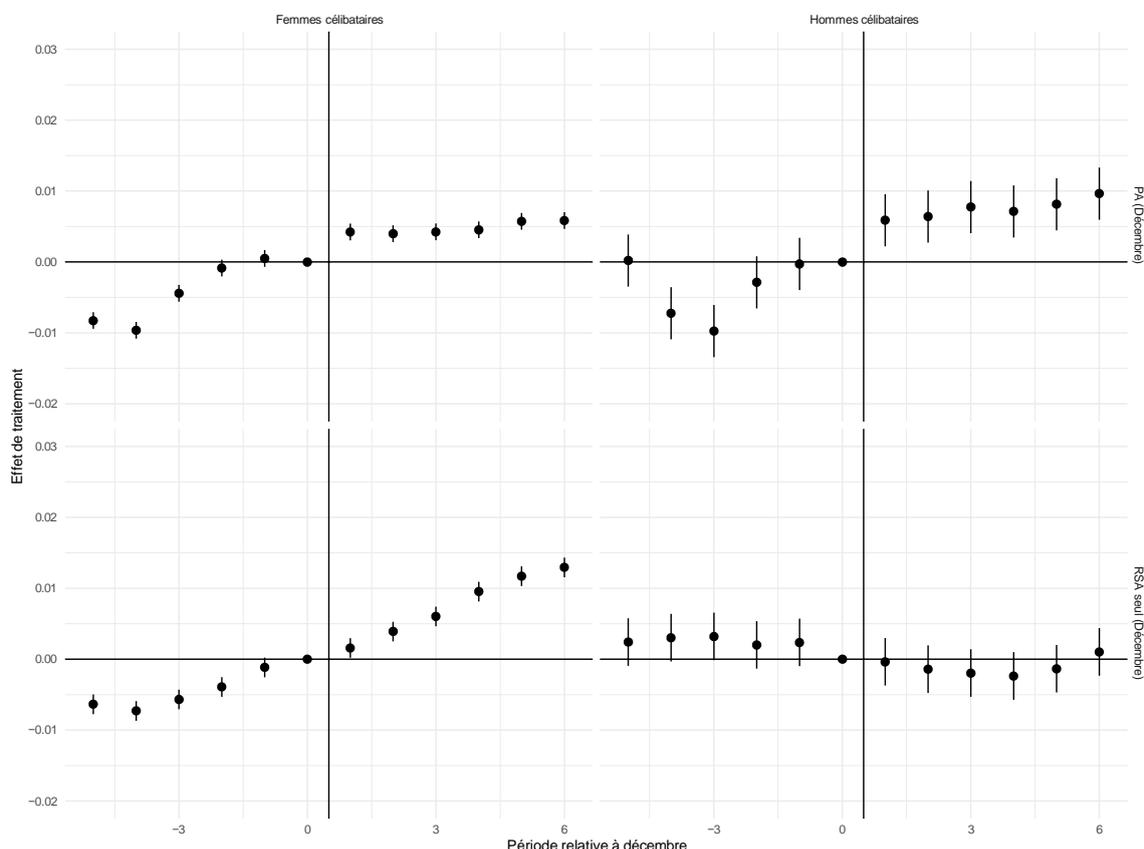
Enfin, il est important de rappeler que la méthodologie employée mesure des effets de traitement moyens au sein de chaque sous-population analysée (femmes célibataires, hommes célibataires, femmes en couple, hommes en couple), et que le traitement dont nous évaluons l'effet correspond à des incitations au retour à l'emploi qui augmentent en moyenne. Néanmoins, et comme le montrent les graphiques 3.3b et 3.4b, il existe des configurations de foyers pour lesquelles la réforme baisse les gains au retour à l'emploi, auquel cas, si les individus réagissent positivement en termes d'emploi à une hausse des incitations financières qui y sont associées, on peut s'attendre à ce que les foyers de ces configurations aient tendance à sortir de l'emploi. Cette remarque, à avoir certes en tête pour la lecture des effets relatifs aux foyers célibataires, est également valable pour l'ensemble de nos résultats.

Pour les personnes en couple, les estimations des effets de la réforme sur l'emploi sont présentées dans le graphique 4.2. Selon ces résultats, les tendances avant réforme seraient parallèles à l'exception des femmes en couple vivant dans des ménages percevant la prime d'activité qui ont des pre-trends légèrement positifs.

Ces graphiques suggèrent des effets nuls pour les ménages à la prime d'activité, mais positifs pour les ménages au RSA avec des effets en deçà de 1 pp pour les femmes et légèrement supérieurs à 1 pp pour les hommes 6 mois après la réforme.

Dans l'ensemble, la méthodologie employée tendrait à suggérer des résultats po-

Graphique 4.1 – Effet de traitement pour les personnes célibataires



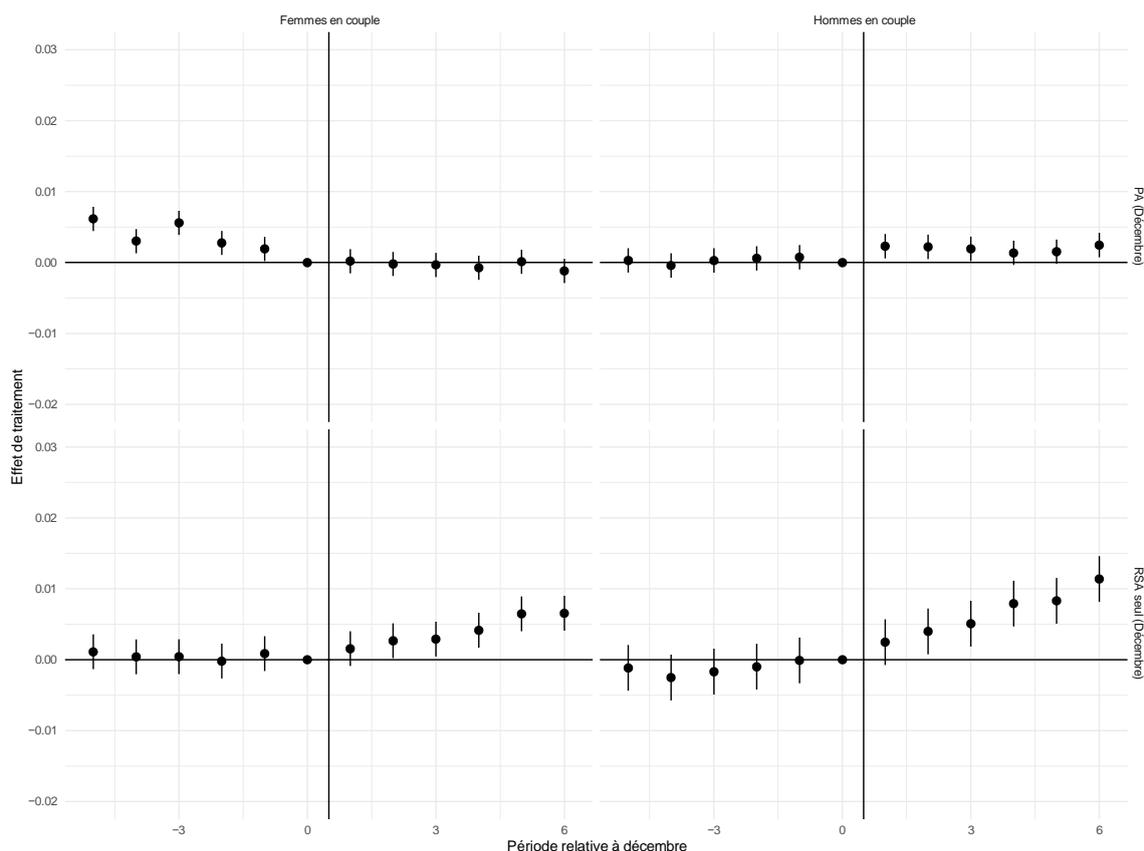
Notes : Ces graphiques représentent, pour les femmes et les hommes célibataires, l'effet de traitement estimé par différence de différences pour deux échantillons : les bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018 (*Foyers à la PA*) et les bénéficiaires uniquement du RSA en décembre 2018 (*Foyers au RSA seul*). La période s'étend de janvier 2018 à septembre 2020.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

sitifs pour certaines configurations de ménage, mais d'amplitude assez faible. Les tendances parallèles entre les groupes de traitement et de contrôle sont généralement vérifiées pour les trois mois précédant janvier 2019. Avant cette période, les tendances parallèles sont bien vérifiées pour les ménages en couple (mises à part les femmes en couple dans les ménages à la prime d'activité). Pour les ménages célibataires, l'amplitude des pre-trends 4 mois avant l'entrée en vigueur de la réforme est plus importante. Même si elle reste relativement modeste, et inférieure à 1 pp, elle est comparable à l'amplitude des effets après traitement, ce qui rend plausible

le fait que l'effet estimé pour ces groupes ne soit pas dû au traitement (Rambachan et Roth, 2023).

Graphique 4.2 – Effet de traitement pour les personnes en couple



Notes : Ces graphiques représentent, pour les femmes et les hommes en couple, l'effet de traitement estimé par différence de différences pour deux échantillons : les bénéficiaires de la prime d'activité en décembre 2018 (*Foyers à la PA*) et les bénéficiaires uniquement du RSA en décembre 2018 (*Foyers au RSA seul*). La période s'étend de janvier 2018 à septembre 2020.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

4.2 Analyse placebo

Nous montrons à présent les résultats d'une analyse *placebo* ayant pour but de vérifier la validité de la stratégie d'identification à partir des données ALLSTAT. Cette analyse applique la méthode décrite précédemment autour du premier janvier 2018

au lieu du premier janvier 2019. Étant donné l'absence de réforme de la prime d'activité au premier janvier 2018, nous ne devrions pas détecter d'effet différencié entre les ménages traités et les ménages contrôle à cette date. Les figures 4.3 et 4.4 montrent ces analyses pour les célibataires et les couples respectivement.¹

Pour l'ensemble des types de ménage, l'analyse placebo sur 2017-2018 (en bleu) montre des résultats très proches de ceux obtenus pour 2018-2019 (en rouge sur les graphiques). Cette très grande proximité entre les résultats du test placebo et les résultats associés à la réforme conduit à invalider l'analyse causale des résultats obtenus pour la réforme de 2019. Les effets observés peuvent en effet être dus à une saisonnalité dans l'emploi, voire dans le renseignement des données. La sélection de l'échantillon garantit normalement un bon renseignement du statut d'emploi à la date d'inclusion dans l'échantillon. Il existe néanmoins des incertitudes concernant la manière dont est mise à jour la variable de statut d'activité dans les données ALLSTAT, malgré les restrictions d'échantillon effectuées pour limiter ces biais. Il est enfin important de noter que pour produire les résultats observés, il est nécessaire que la saisonnalité dans le renseignement des variables soit différenciée selon le nombre d'enfants.

La saisonnalité observée en 2017-2018 invalide les hypothèses d'identification de tendances parallèles. Il est toujours possible d'utiliser cette année précédente pour contrôler de la saisonnalité à partir d'une triple différence (Olden et Møen, 2022). Une telle triple différence identifierait l'effet de la réforme sous l'hypothèse que le biais induit par la saisonnalité est le même aux deux périodes (celle associée au test placebo, et celle associée à la réforme). Il nous semble cependant que soutenir cette

1. Pour des raisons liées au temps de calcul et de traitement des données, l'analyse sur 2017-2018 a été effectuée sur un échantillon de 20 % des données. Ceci explique en particulier la taille plus importante des écarts types pour cette année.

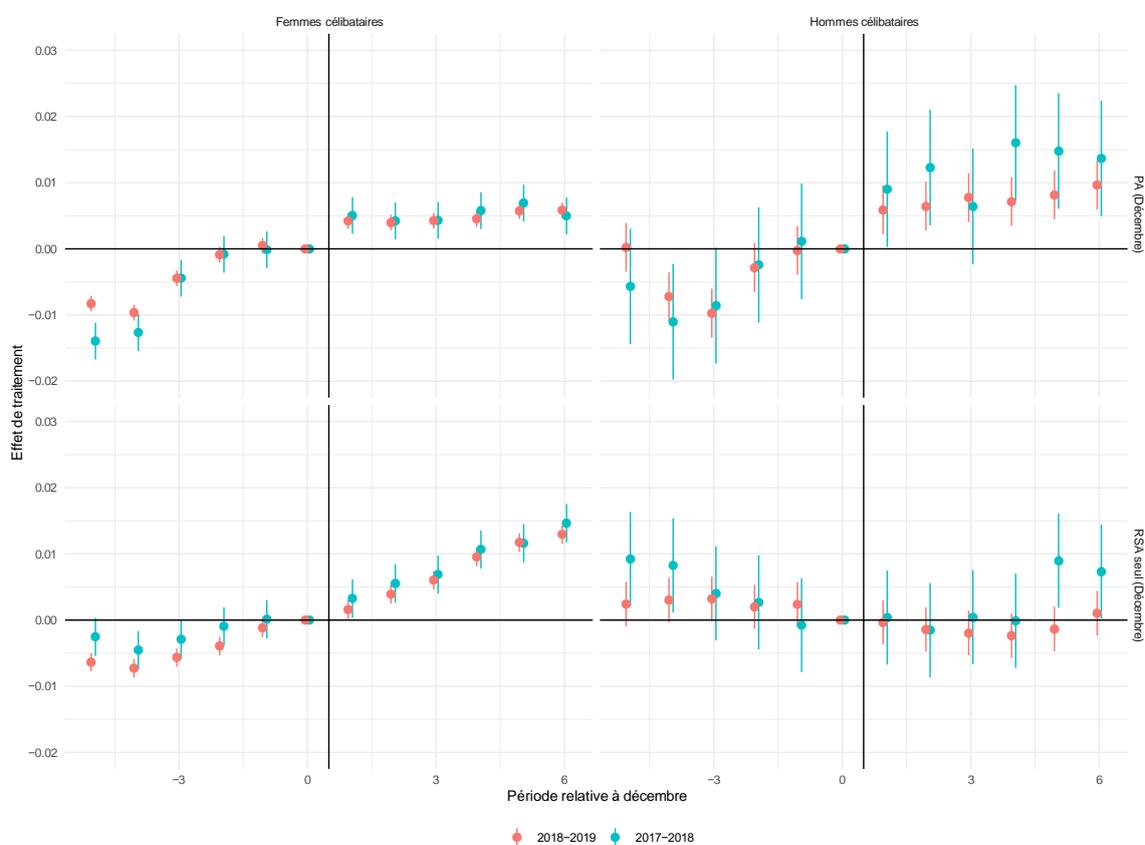
hypothèse nécessite une meilleure compréhension des mécanismes expliquant le phénomène observé.

Le fait d'obtenir un résultat positif en 2018 (par rapport à 2017) pourrait également s'expliquer comme l'effet d'autres réformes mises en place en 2018 ayant touché différemment le groupe de traités du groupe de contrôle. De nombreuses mesures de la loi travail sont effectivement entrées en vigueur au 1^{er} janvier 2018, mais il est difficile de comprendre comment ces réformes auraient affecté différemment les ménages selon leur nombre d'enfants, et avec des effets très similaires à ceux de la réforme de la prime d'activité.

Notre conclusion à ce stade, est qu'il n'est malheureusement pas possible d'établir avec suffisamment de certitude si les résultats obtenus pour 2019 sont bien le résultat de la réforme de la prime d'activité, ou bien des effets en partie liés à la mesure de l'emploi ou à un problème relatif à la stratégie d'identification.

Pour pallier à cela, une perspective serait de mobiliser les données MiDAS produites par la Dares, et mises à disposition depuis récemment. Cette source est un panel, dont le champ est l'ensemble des individus qui au moins une fois depuis 2017 sont inscrits à Pôle emploi ou bénéficiaire des minima sociaux. Sont renseignés pour ces individus leurs informations dans les fichiers de la Cnaf (c'est-à-dire leurs informations Allstat), de Pôle emploi, et dans les Mouvements de Main d'oeuvre (MMO) de la DSN, qui couvrent l'emploi salarié. Les variables de ce panel relatives à l'emploi salarié ne sont vraisemblablement pas sujettes à des biais de renseignement. Elles ne couvrent pas l'ensemble des types d'activité possibles (notamment le secteur public et les non-salariés), mais sont probablement plus appropriées pour conclure quant à l'existence d'un effet de la réforme, a minima sur l'emploi salarié.

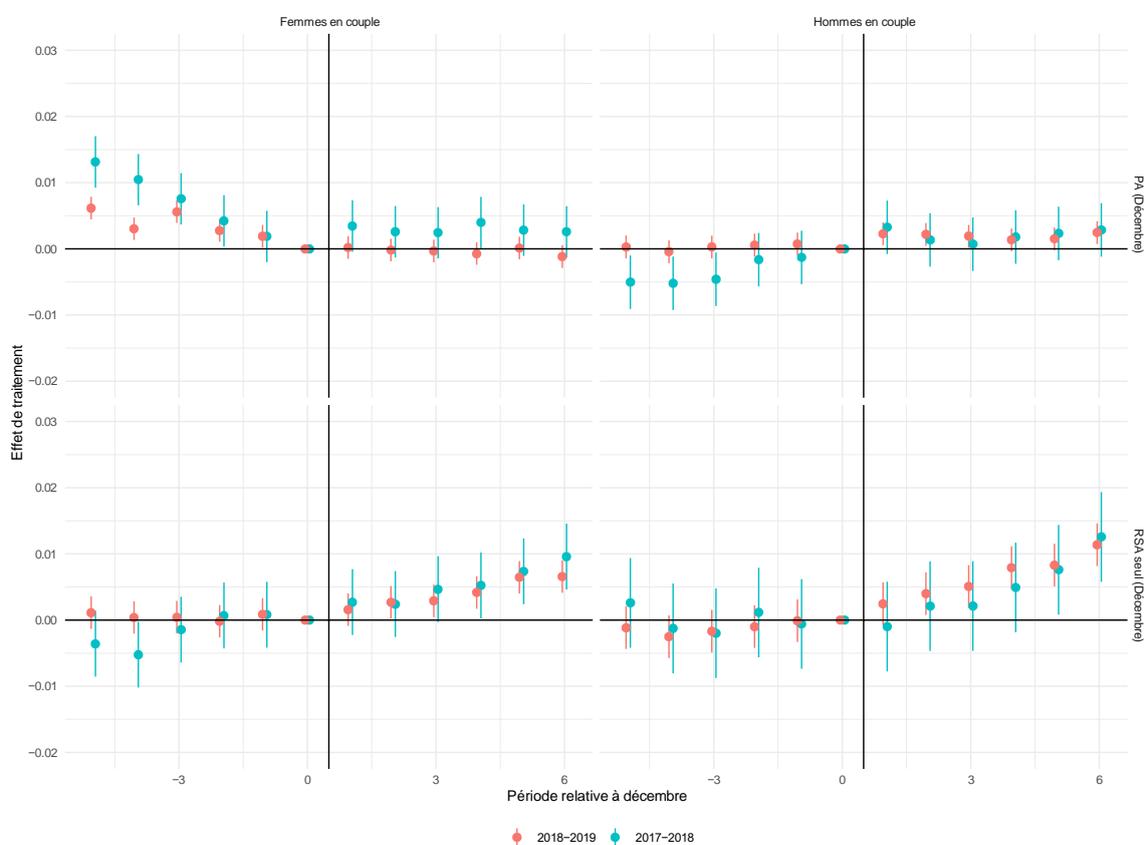
Graphique 4.3 – Analyse placebo pour les personnes célibataires



Notes : Ces figures sont similaires à celles du Graphique 4.1, mais réalisées autour de janvier 2018, au lieu de janvier 2019. La période s'étend donc de janvier 2017 à septembre 2019.

Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

Graphique 4.4 – Analyse placebo pour les personnes en couple



Notes : Ces figures sont similaires à celles du Graphique 4.2, mais réalisées autour de janvier 2018, au lieu de janvier 2019. La période s'étend donc de janvier 2017 à septembre 2019.
Sources : ALLSTAT, calculs des auteurs.

ANNEXE A

CALCUL DE LA PRIME D'ACTIVITE ET SIMULATIONS A PARTIR D'ALLSTAT

Bien que les données ALLSTAT fournissent les montants de prime d'activité versés aux bénéficiaires, il est clé pour l'analyse de pouvoir simuler la prime à partir des informations fournies par ces données (revenus, situation familiale, etc.). En effet, la réforme engendre une variation des incitations à l'activité, qui nécessite de disposer de la prime d'activité avant réforme et la prime d'activité après réforme à comportement constant. Pour une date donnée une seule est présente dans les fichiers ALLSTAT. Nous avons néanmoins recours à des simulations y compris pour les montants figurant dans ALLSTAT afin d'une part de comparer des montants obtenus avec une même méthodologie, et d'autre part pour pouvoir tester notre simulateur. Pour ce test nous comparons les montants de prime d'activité simulés après réforme sur l'année 2019 avec les nouveaux paramètres et ceux observés dans ALLSTAT.

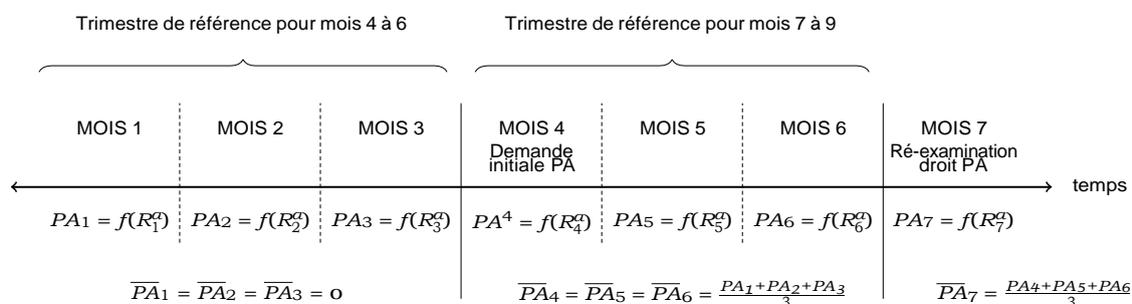
Nous détaillons donc ici la manière dont la prime d'activité est calculée selon la législation ainsi que la manière dont nous simulons son montant pour les foyers du champ de l'analyse à partir des données ALLSTAT. Afin de valider nos simulations, nous comparons la prime d'activité simulée à partir de la législation en vigueur un mois donné avec la prime d'activité versée par la CNAF selon ALLSTAT.

A.1 Périodicité du calcul de la prime

Le calcul de la prime d'activité est dit "trimestrialisé". Premièrement, ceci implique que le montant de prime d'activité est figé au cours d'un trimestre et que les droits ne sont ré-examinés que tous les trois mois et non tous les mois. Deuxièmement, la prime d'activité perçue au titre d'un mois donné n'est pas calculée à partir de la situation des ménages lors de ce mois mais à partir de la situation au cours de mois antérieurs (variant entre un et six mois avant le mois donné). Il en est de même pour les paramètres législatifs utilisés qui font référence au mois de calcul mais pas au mois de perception. Ainsi une revalorisation des paramètres de calcul n'aura pas nécessairement d'effet immédiat sur les montants de prime d'activité perçus les mois suivants.

Le schéma [A.1](#) représente le parcours d'un foyer allocataire type (voir définition et notations dans l'encadré [1](#)). Lors de la demande initiale, faite au mois 4, l'allocataire doit déclarer les ressources perçues précédemment. Pour certaines ressources, l'allocataire déclare le montant total reçu lors du trimestre de référence. Pour d'autres, il doit déclarer les ressources perçues pour chacun des trois mois du trimestre de

Graphique A.1 – Temporalité du calcul de la prime d'activité



référence. Enfin, pour certaines ressources, il doit déclarer le montant total annuel perçu lors de l'avant-dernière année précédant la demande. La prime d'activité \overline{PA}_4 du mois 4 correspond à la moyenne des primes d'activité calculées au titre des trois mois du trimestre de référence (PA_1 , PA_2 et PA_3 ici), qui sont calculées à partir des paramètres législatifs en vigueur ces mois-ci ainsi que des ressources perçues ces mêmes mois. La prime d'activité versée est "figée" pendant un trimestre, c'est-à-dire qu'ici, l'allocataire recevra le même montant de prime aux mois 5 et 6 qu'au mois 4. Chaque trimestre, les droits de l'allocataire sont ré-examinés. L'allocataire doit alors effectuer une nouvelle déclaration de ressources pour le trimestre passé et indiquer tout changement dans sa situation familiale. Un nouveau montant de prime d'activité est calculé. La prime d'activité est versée à terme échu. Ainsi la prime du mois 4 ne sera versée qu'en début de mois 5.

Le trimestre de référence peut différer d'un allocataire à l'autre selon le mois de leur demande initiale (ex : de janvier à mars pour une demande en avril, de février à avril pour une demande en mai). Lors de nos simulations, nous prenons soin de simuler de manière précise ces effets de trimestrialité. Les données ALLSTAT renseignent en effet la date de demande initiale de la prime d'activité et/ou du RSA.

Elles indiquent également la trimestrialité des droits de ces deux prestations via les variables *trimppa* et *trimrsa* qui peuvent prendre trois modalités :

- une modalité "1" correspondant à un droit ré-examiné aux mois de janvier, avril, juillet et octobre ;
- une modalité "2" correspondant à un droit ré-examiné aux mois de février, mai, août et novembre ;
- une modalité "3" correspondant à un droit ré-examiné aux mois de mars, juin, septembre et décembre.

Encadré 1 : Définitions

La prime d'activité est calculée de manière trimestrielle. Il existe un décalage entre la période considérée pour déterminer le montant de prime d'activité d'un ménage, la période d'évaluation de ces droits et la période de perception réelle de la prime.

Nous définissons ici les différents termes relatifs à la périodicité du calcul.

- **Trimestre de référence.** Lors de l'évaluation du droit à la prime d'activité à un mois m donné, il est défini un trimestre de référence. Le trimestre de référence est composé de trois mois que nous appelons $[m_1; m_2; m_3]$. Il peut s'agir de l'intervalle $[m - 5; m - 3]$, $[m - 4; m - 2]$ ou bien $[m - 3; m - 1]$ selon la date à laquelle la demande initiale de prime d'activité a été formulée. Le trimestre (et donc le montant de la prime versé) est figé pendant trois mois consécutifs jusqu'à la prochaine ré-examenation du droit.
- **Prime d'activité au titre du mois m (PA_m).** Il s'agit de la prime d'activité (fictive) calculée à partir de la situation du foyer au cours du mois m (en termes de revenus notamment) et de la législation en vigueur au mois m .
- **Prime d'activité du mois m (\overline{PA}_m).** Il s'agit du droit à la prime d'activité évalué en fin de mois m , et calculé à partir de la moyenne des primes d'activité au titre des trois mois du trimestre de référence, c'est-à-dire de PA_{m_1} , PA_{m_2} et PA_{m_3} . La prime d'activité d'un mois m est versée à terme échu, c'est-à-dire en début de mois $m + 1$.

A.2 Formule de calcul

Le calcul de la prime d'activité PA_m au titre du mois m , se fait selon la formule suivante ¹ :

$$PA_m = \underbrace{MB_m}_{\text{Montant forfaitaire } MF_m} \cdot \underbrace{(1 + \delta_m^f)}_{\text{facteur}} + \tau_m R_m^a - \underbrace{\max(MB_m (1 + \delta_m^f), R_m)}_{\text{Base ressources}} + \sum_i \underbrace{B_i}_{\text{Bonifications}} \cdot \underbrace{\bar{R}_{it}^a}_{\text{revenus}}.$$

Le montant forfaitaire de la prime d'activité, MF_m , dépend du montant de base en vigueur MB_m multiplié par un facteur δ_m^f dépendant de la composition familiale du foyer. À ce montant forfaitaire s'ajoute une fraction τ_m des revenus d'activité du foyer R_m^a au cours du mois m et est déduite la base ressources, c'est-à-dire l'ensemble des ressources du foyer R_m . La base ressources est réputée au moins égale au montant forfaitaire. Il convient de noter que les revenus d'activité du foyer R_m^a sont compris dans les ressources totales R_m . Ainsi, le taux de dégressivité de la prime d'activité en fonction des revenus d'activité est de $1 - \tau_m$.

Enfin, la prime du foyer peut être augmentée d'une ou plusieurs bonifications individuelles. Ces bonifications sont calculées à partir des revenus d'activité moyens \bar{R}_{it}^a de chaque membre i du foyer au cours du trimestre de référence t . Nous détaillons plus précisément dans les sections suivantes le mode de calcul de chacun de ces éléments. Les paramètres de ce calcul, notamment MB_m , δ^f et τ , sont fixés par décret et ont évolué au cours du temps depuis la création de la prime d'activité en 2016 (voir les Tableaux A.1 et 2.1).

1. Voir l'article L842-3 du Code de la sécurité sociale.

A.3 Montant forfaitaire

Le **montant de base** MB_m correspond au montant pour un célibataire sans enfant, c'est-à-dire un foyer composé d'une personne seule. Il peut être majoré par un facteur δ_m^f dépendant de la composition du foyer social. La présence d'une personne supplémentaire engendre une majoration de 50 % du montant. La présence d'une seconde personne supplémentaire engendre une majoration additionnelle de 30 % du montant. Une troisième personne supplémentaire donne droit à une majoration de 40 % pour les célibataires et de 30 % pour les couples. Toute personne au-delà de trois personnes supplémentaires donne droit à une majoration de 40 %². Le **montant forfaitaire** MF_m d'un foyer correspond au montant de base majoré selon la composition du foyer. La formule du montant forfaitaire est donc :

$$MF_m = MB_m \times (1 + \delta_m^f) \quad (\text{A.1})$$

Le Tableau A.1 décrit les montants forfaitaires de prime d'activité pour différentes configurations familiales. Le montant de base peut être majoré dans le cas d'un parent isolé³ mais seulement pour une durée limitée. Le Tableau A.1 renseigne les montants hors majoration pour parent isolé.

Les données ALLSTAT renseignent deux variables permettant de simuler le mon-

2. Voir l'article D843-1 du Code de la sécurité sociale.

3. Selon l'article L842-7 du Code de la sécurité sociale, est considérée comme "parent isolé", une personne assumant la charge de ses enfants et n'étant pas en couple ou bien une femme isolée enceinte. Il est intéressant de noter qu'en cas de garde alternée, il n'est pas possible de partager la charge des enfants au regard du calcul de la prime d'activité et seul un des deux parents pourra bénéficier d'une majoration pour la présence d'enfants (majoration qui pourra être une majoration pour parents isolés si le parent n'est pas en couple).

Tableau A.1 – Effets de la composition familiale sur le montant de base en 2019

Adultes	Enfants	Majoration (δ_m^f)	Montant de base total ($\delta_m^f MB_m$)
1	0	0 %	551,51
1	1	50 %	827,26
1	2	80 %	992,72
1	3	120 %	1213,32
2	0	50 %	827,26
2	1	80 %	992,72
2	2	110 %	158,17
2	3	150 %	1378,77

Tableau A.2 – Effets de la majoration pour les parents isolés le montant de base en 2019

Adultes	Enfants	Majoration parents isolés (δ_m^f)	Montant de base total ($\delta_m^f MB_m$)
1	0	0 %	551,51
1	2	170 %	944,27
1	3	210 %	1180,34
1	4	250 %	1416,41

tant forfaitaire auquel aurait droit chaque foyer : une variable indiquant la présence ou non d'un conjoint (*presconj*) et une variable indiquant le nombre de personnes à charge (*panbenau*)⁴. À partir de ces informations et de la table des paramètres législatifs mensuels de 2017 à 2019, nous simulons pour chaque foyer et pour chaque mois, trois montants forfaitaire, en appliquant la formule (A.1). Ces trois montants correspondent aux montants forfaitaires de chacun des trois mois du trimestre de

4. La variable *panbenau* correspond au nombre de personnes à charge au sens de la prime d'activité. On considère en priorité cette variable. Lorsque celle-ci est nulle ou manquante, nous considérons à la place la variable *resenautc* qui correspond au nombre de personnes à charge au sens du RSA.

référence d'un foyer donné à un mois donné.

Le Tableau A.1 présente les paramètres et montants pour le cas d'une prime non majorée. Or, il existe un mécanisme donnant droit à une majoration du montant forfaitaire plus importante pour les allocataires connaissant une situation d'isolement avec un ou plusieurs enfants à charge ou une grossesse. Est considérée comme étant en situation d'isolement, toute personne veuve, divorcée, séparée ou célibataire, qui ne vit pas en couple de manière notoire et permanente et qui, notamment, ne met pas en commun avec un conjoint, concubin ou partenaire lié par un pacte civil de solidarité ses ressources et ses charges. Pour ces parents isolés, durant les douze mois suivant la déclaration de l'isolement ou le cas échéant, tant que l'enfant le plus jeune a moins de trois ans, le calcul du montant forfaitaire change et suit le barème présenté au Tableau A.2. Nous prenons partiellement en compte cette majoration : en particulier, nous n'appliquons la majoration qu'à partir de la naissance de l'enfant et non la déclaration de la situation d'isolement durant la grossesse.

A.4 Base ressources et revenus pris en compte

La prime d'activité est une prestation sous conditions de ressources. Il existe différents types de base ressources intervenant dans le calcul de la prime.

Les revenus d'activité individuels trimestriels (R^a) Il s'agit des revenus d'activité (revenus salariaux et revenus professionnels non salariaux) totaux perçus au cours des trois mois du trimestre de référence par un individu i du foyer. Les ressources brutes trimestrielles issues de l'activité de "Monsieur" et "Madame" respectivement

(selon la terminologie utilisée dans les fichiers administratifs de la CNAF).

Les revenus d'activité individuels mensuels (R_{im}^a) Il s'agit des revenus d'activité (revenus salariaux et revenus professionnels non salariaux) totaux perçus au cours d'un mois m par un individu i du foyer. Ces revenus individuels sont nécessaires pour le calcul des bonifications individuelles. Ils sont déclarés chaque trimestre.

Les revenus d'activité mensuels du foyer (R_m^a) Il s'agit de la somme des revenus d'activité perçus au cours d'un mois m par les membres du foyer. Ils sont déclarés chaque trimestre.

Les ressources totales mensuelles du foyer (R_m) Il s'agit de la somme des revenus d'activité du foyer (R_m^a), des revenus hors activité (pensions, revenus du capital, revenus de remplacement, etc.) et des prestations perçues par le foyer (aides au logement⁵, prestations familiales, AAH).

A.5 Bonifications individuelles

Le montant de la prime d'activité peut être augmenté d'éventuelles **bonifications individuelles** $B(R_{it}^a)$ auxquelles ont droit chaque membre i du foyer percevant des revenus professionnels R_{im}^a compris dans un certain intervalle. La bonification dépend uniquement du niveau de ces revenus individuels et se calcule selon la formule

5. Les aides au logement ou l'avantage en nature lié au fait d'être propriétaire de son logement (ou logé à titre gratuit) sont pris en compte de manière forfaitaire via la déduction d'un montant F inclus dans R , sauf en cas d'aides au logement inférieures à F , où c'est le montant d'aides qui est retenu.

Tableau A.3 – Les différentes variables de revenus et ressources incluses dans le calcul de la prime d'activité

	Type	Périodicité	Variables ALLSTAT
Revenus d'activité			
R_{it}^a	Individuel	Trimestriel	RESTRACO, RESTRACE
R_{im}^a	Individuel	Mensuel	MTACMON1, MTACMON2, MTACMON3, MTACMME1, MTACMME2, MTACMME3
R_m^a	Foyer	Mensuel	MTACFOY1, MTACFOY2, MTACFOY3
Ressources totales			
R_m	Foyer	Mensuel	MTOTFOY1, MTOTFOY2, MTOTFOY3 (revenus), MTAFVERS (Alloc. Familiales), MTCFVERS (Compl. Familial), MTASFVER (ASF), MTBPAJEV (base PAJE)

suivante⁶ :

$$B(R_{it}^a) = \min B_m, \max \left(0, \bar{B}_m \times \frac{\bar{R}_{it}^a - S_{min}}{S_{max} - S_{min}} \right) \quad !! \quad (A.2)$$

La législation fixe par décret trois paramètres législatifs relatifs au calcul des bonifications individuelles (voir le Tableau 2.1) :

- Un paramètre τ^b correspondant au montant maximal de la bonification en pourcentage du montant de base de la prime. Le montant maximal de la bonification exprimé en euros est alors $\bar{B}_m = \tau_m^b MB_m$.
- Un paramètre s_{min} correspondant au seuil minimal de revenus d'activité mensuels (en multiple du Smic horaire brut) nécessaire pour bénéficier de la bonification. Le seuil de revenus en euros est donc $S_{min} = s_{min} \times \bar{s}$ avec \bar{s} le

6. Voir les articles L842-3 et D843-2 du Code de la sécurité sociale.

montant du Smic horaire brut en vigueur.

- Un paramètre s_{max} correspondant au seuil de revenus d'activité mensuels (en multiple du Smic horaire brut) à partir duquel la bonification devient maximale et constante. Le seuil de revenus en euros est donc $S_{max} = s_{max} \times \bar{s}$ avec \bar{s} le montant du Smic horaire brut en vigueur.

Le montant de bonification auquel un individu est éligible dépend du montant moyen de revenus d'activité de l'individu i sur le trimestre t de référence (\bar{R}_{it}^{act}) . Elle est nulle lorsque ces revenus sont inférieurs à S_{min} euros puis croît linéairement avec le montant de ces revenus jusqu'à atteindre le montant maximal \bar{B}_m lorsque l'individu perçoit des revenus supérieurs ou égaux à S_{max} euros.

Les données ALLSTAT contiennent les revenus d'activité mensuels déclarés chaque trimestre par les membres des foyers allocataires du RSA, de la prime d'activité ou de l'AAH. Nous définissons le revenu d'activité moyen d'un individu comme étant la somme des revenus d'activité perçus au cours des trois mois du trimestre de référence divisé par le nombre de mois au cours duquel le revenu perçu était strictement positif. À partir de ces informations et de la table des paramètres législatifs mensuels de 2017 à 2019, nous simulons pour chaque foyer six montants de bonification (un pour chaque mois du trimestre de référence et un pour chacun des deux membres du couple) en appliquant la formule (A.2).

A.6 Validité du simulateur

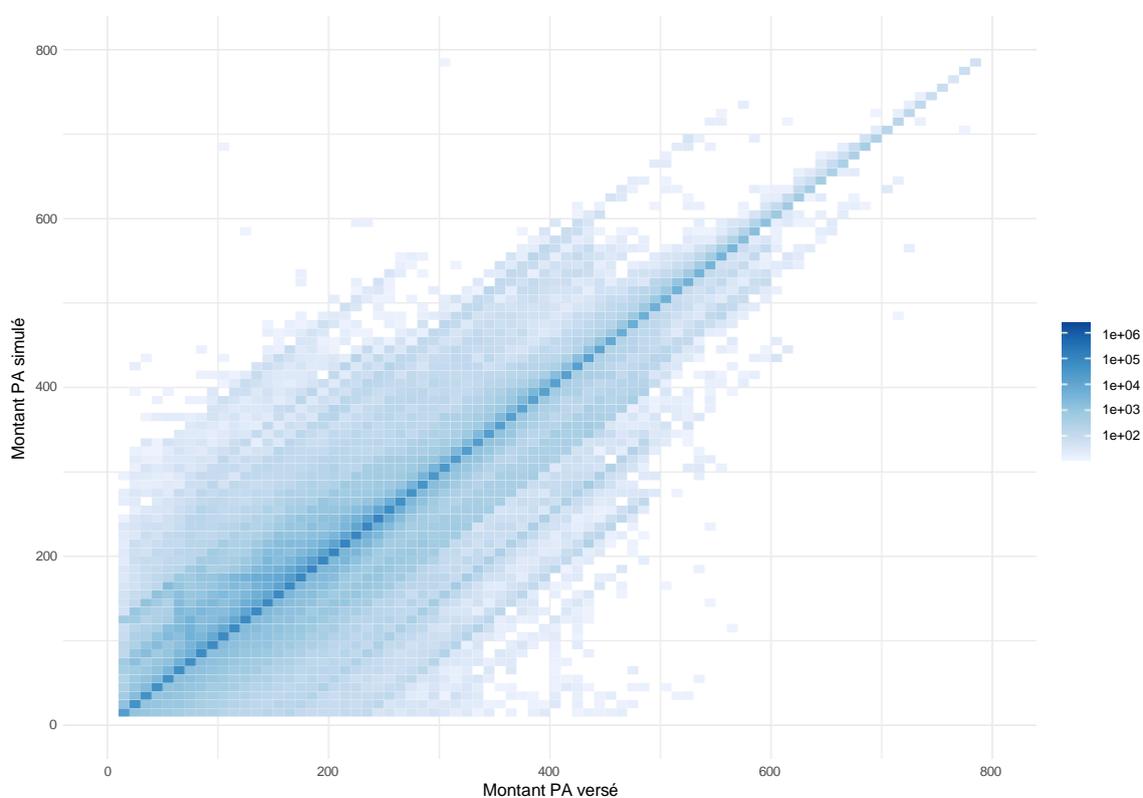
Dans cette partie, nous présentons quelques graphiques et tableaux concernant la validité du simulateur de prime d'activité construit pour cette étude. Ces tests

consistent à comparer les résultats de nos simulations et les montants de prime d'activité effectivement versés par la CNAF, sur le sous-échantillon des foyers allocataires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018. Nous présentons aussi dans cette partie différents facteurs pouvant expliquer les écarts observés.

Le Graphique [A.2](#) représente la prime d'activité que nous simulons en fonction de la prime d'activité réellement observée pour les allocataires de neuf départements en 2019 dont la situation familiale est stable. Nous présentons ici uniquement les primes d'activité simulées et versées strictement positives. Plus la zone est bleue foncée, plus elle représente un nombre important de personnes. On voit que la densité est la plus forte sur et autour de la droite correspondant à une simulation correcte de la prime d'activité. Nous arrivons donc bien à reproduire dans une majorité des cas la prime d'activité réellement touchée par les foyers. Les erreurs que l'on observe (renvoyant aux points qui s'éloignent de la diagonale) peuvent venir d'incohérences entre certaines variables de revenus ou d'une implémentation imparfaite de la majoration pour les parents isolés.

Par ailleurs nous identifions bien les bénéficiaires de la prime d'activité, pour 98% des montants simulés nuls le montant versé est également nul. Le Tableau [A.5](#) montre le taux d'erreur par situation maritale et nombre d'enfants, il indique que le simulateur est plus performant sur les foyers sans enfant. Cela semble indiquer qu'une part des différences de calcul provient de difficultés à capter les prestations familiales. Les foyers de trois enfants sont ceux qui sont le plus sujets aux erreurs (55% des primes d'activité simulées pour les couples de trois enfants diffèrent de plus de 5 euros de la valeur de la prime d'activité versée), ce qui confirme le choix de les retirer de l'analyse.

Graphique A.2 – Prime d'activité simulée et réelle en 2019



Notes : Ce graphique représente la correspondance entre le montant de prime d'activité versé et le montant simulé chaque mois de 2019 pour les foyers de trois enfants ou moins bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité en décembre 2018 résidant dans l'Aveyron, les Bouches-du-Rhône, la Creuse, le Finistère, la Haute-Garonne, le Nord, le Pas-de-Calais, Paris et en Seine-Saint-Denis.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Tableau A.4 – Prime d'activité simulée et versée

PA simulée	PA versée		
	Nulle	Positive	Total
Nulle	7289803	117082	7406885
(en %)	98	2	100
Positive	372806	8304707	8677513
(en %)	4	96	100

Notes : Ce tableau présente le nombre et le pourcentage de montants de prime d'activité correctement simulés comme étant nuls en 2019 pour les foyers de trois enfants ou moins bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité en décembre 2018 résidant dans l'Aveyron, les Bouches-du-Rhône, la Creuse, le Finistère, la Haute-Garonne, le Nord, le Pas-de-Calais, Paris et en Seine-Saint-Denis.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Tableau A.5 – Taux d'erreur par groupe (5 euros ou plus)

	Sans enfant	Un enfant	Deux enfants	Trois enfants
Célibataires	0,14	0,20	0,26	0,25
Couples	0,24	0,28	0,33	0,55

Notes : Ce tableau présente la proportion de montants de prime d'activité simulés avec une marge d'erreur supérieure à 5 euros en 2019 pour les foyers de trois enfants ou moins bénéficiaires du RSA ou de la prime d'activité en décembre 2018 résidant dans l'Aveyron, les Bouches-du-Rhône, la Creuse, le Finistère, la Haute-Garonne, le Nord, le Pas-de-Calais, Paris et en Seine-Saint-Denis.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

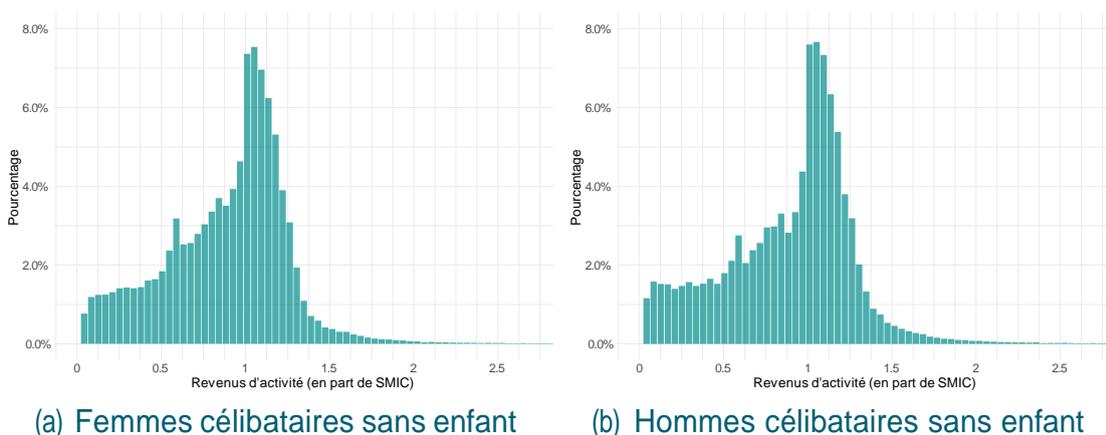
ANNEXE B

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

SUPPLEMENTAIRES

B.1 Distribution de revenus d'activité

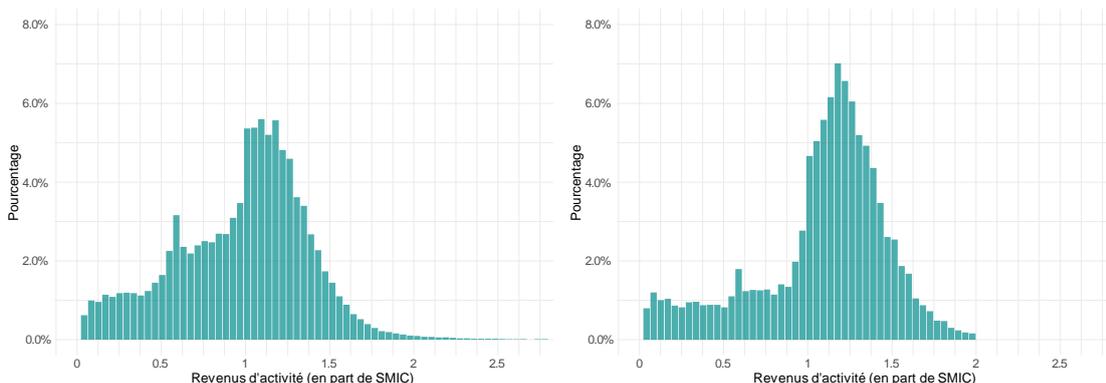
Graphique B.1 – Célibataires sans enfant



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes célibataires sans enfant, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Graphique B.2 – Célibataires avec un enfant

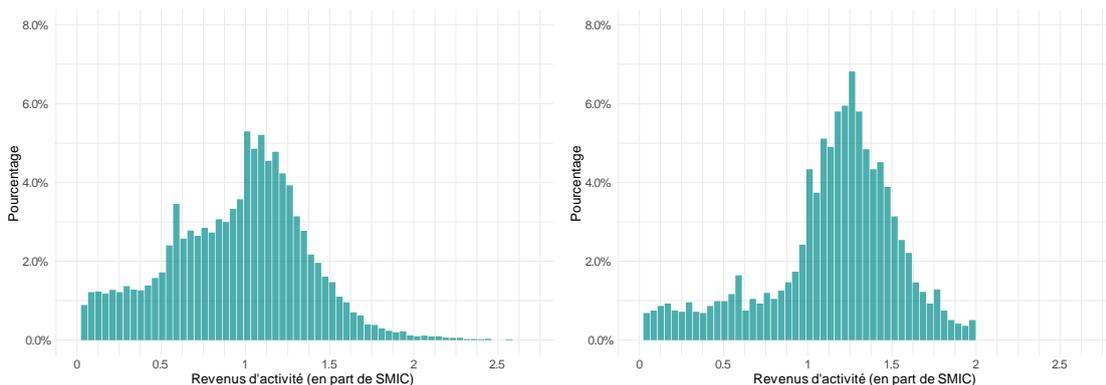


(a) Femmes célibataires avec un enfant (b) Hommes célibataires avec un enfant

Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes célibataires avec un enfant, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Graphique B.3 – Célibataires avec deux enfants



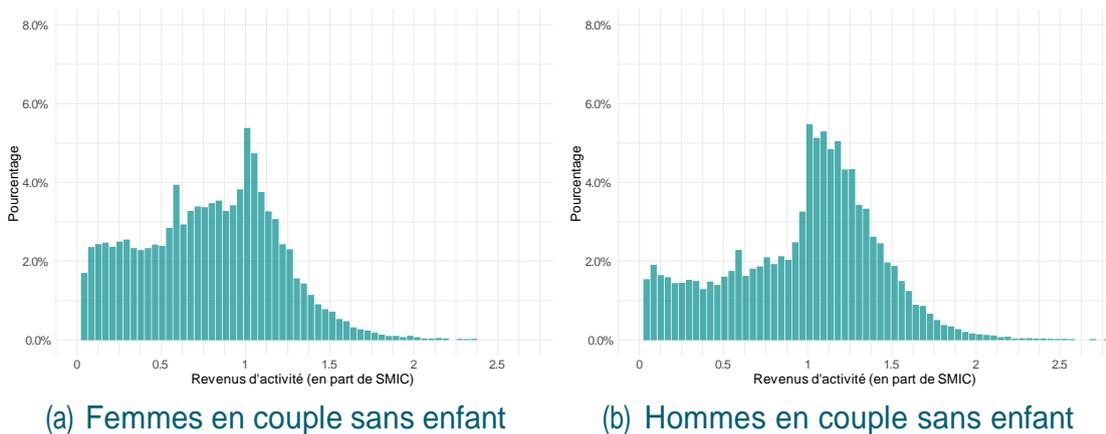
(a) Femmes célibataires avec deux enfants

(b) Hommes célibataires avec deux enfants

Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes célibataires avec deux enfants, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

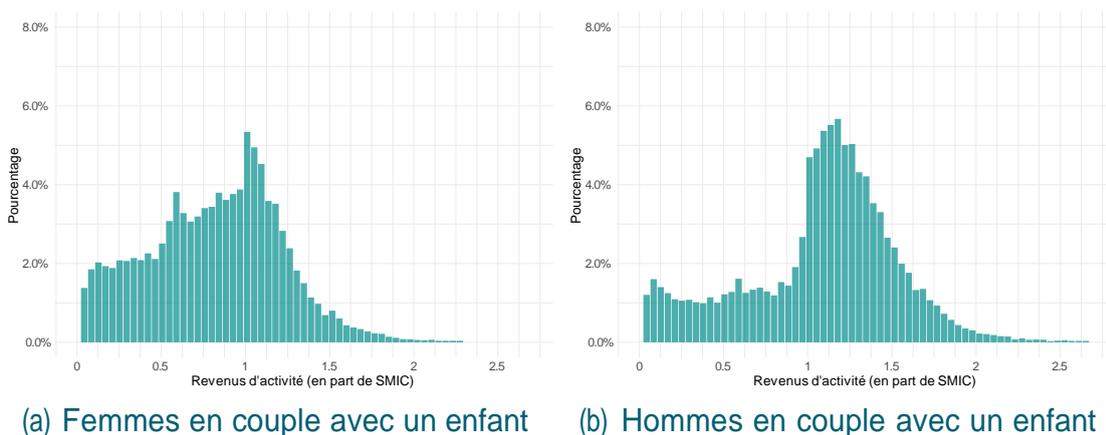
Graphique B.4 – Couples sans enfant



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes en couple sans enfant, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

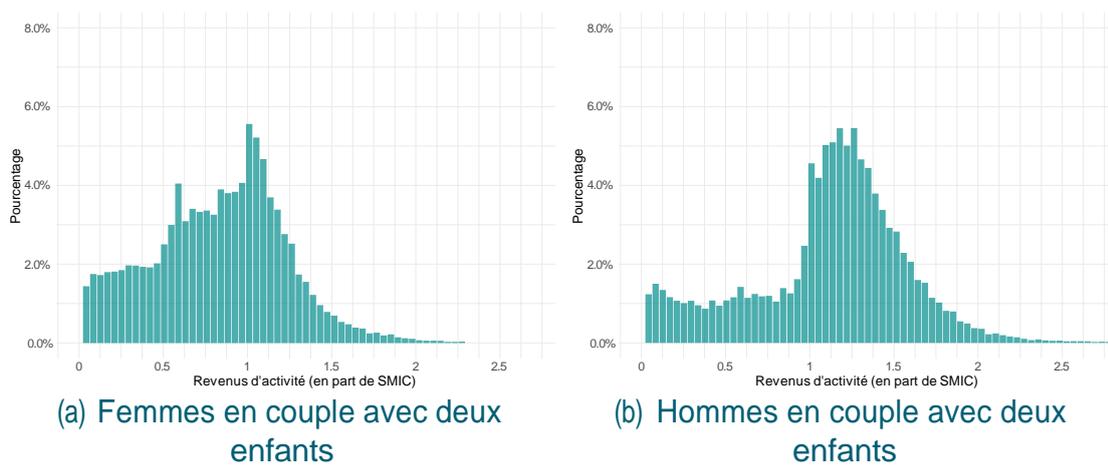
Graphique B.5 – Couples avec un enfant



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes en couples avec un enfant, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Graphique B.6 – Couples avec deux enfants

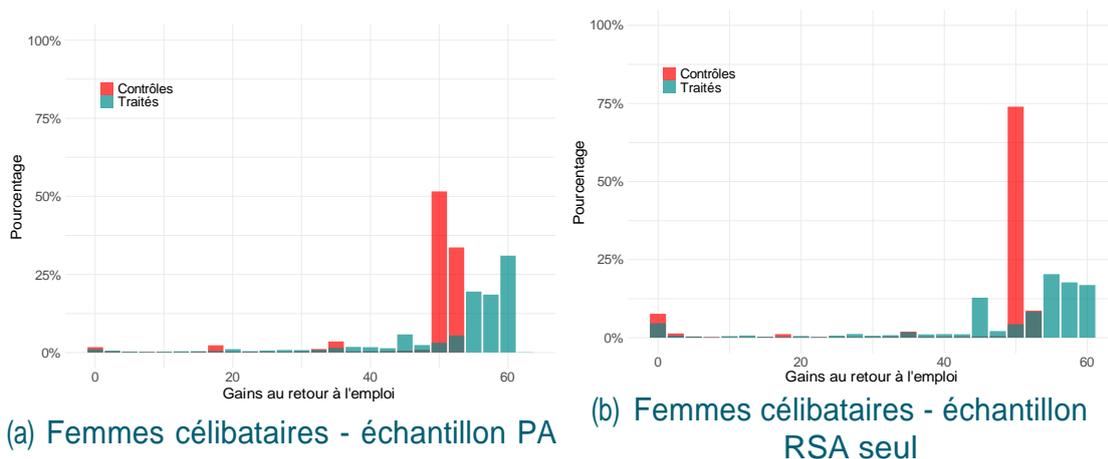


Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes et les hommes en couple avec deux enfants, la distribution des revenus d'activité pour les bénéficiaires du RSA et/ou de la prime d'activité en décembre 2018.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

B.2 Distribution des gains au retour à l'emploi

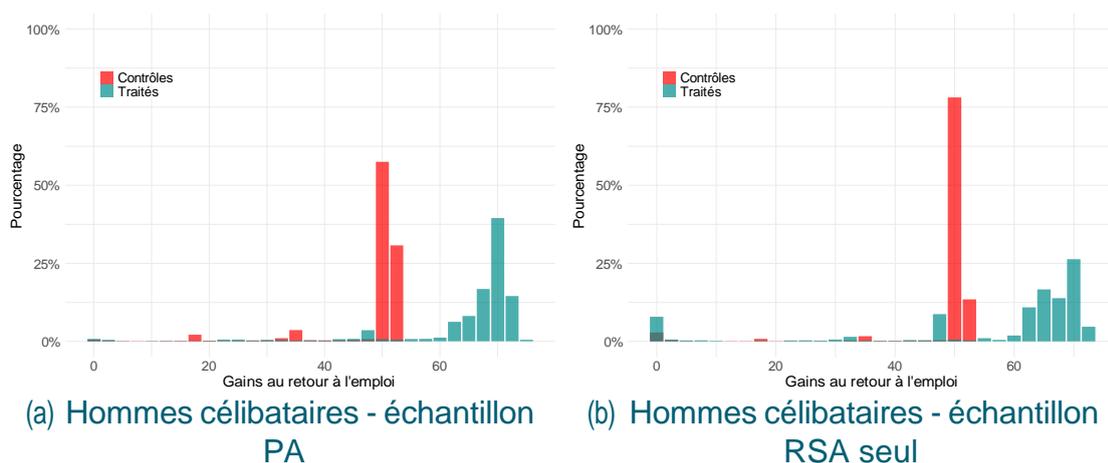
Graphique B.7 – Femmes célibataires



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes célibataires bénéficiaires uniquement du RSA et bénéficiaires de la prime d'activité et éventuellement du RSA en décembre 2018, les distributions de la variation des gains au retour à l'emploi intégrée (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les groupes de traitement et de contrôle.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

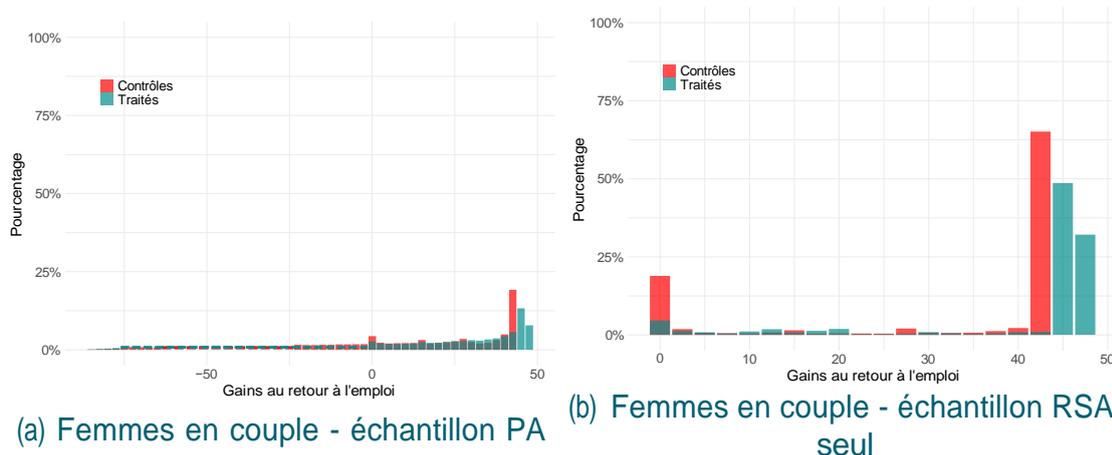
Graphique B.8 – Hommes célibataires



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les hommes célibataires bénéficiaires uniquement du RSA et bénéficiaires de la prime d'activité et éventuellement du RSA en décembre 2018, les distributions de la variation des gains au retour à l'emploi intégrée (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les groupes de traitement et de contrôle.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

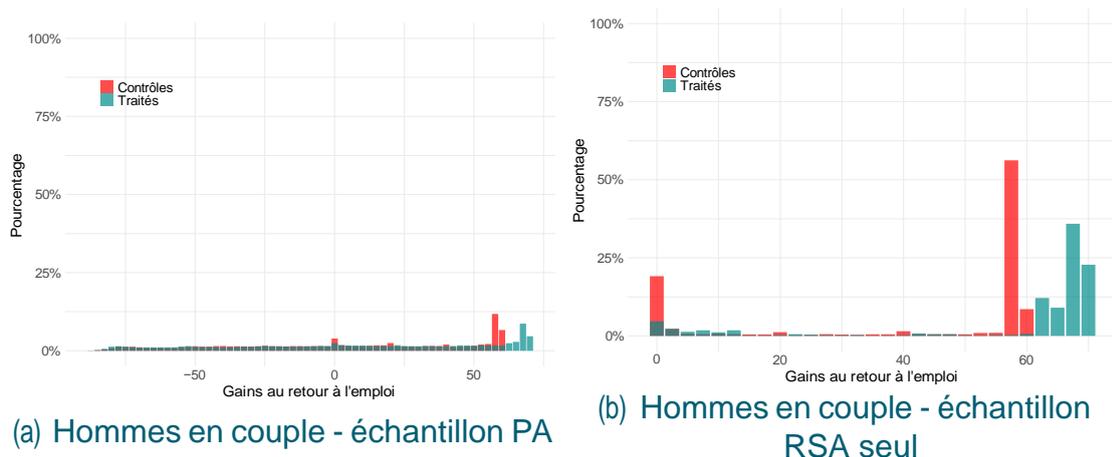
Graphique B.9 – Femmes en couple



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les femmes en couple bénéficiaires uniquement du RSA et bénéficiaires de la prime d'activité et éventuellement du RSA en décembre 2018, les distributions de la variation des gains au retour à l'emploi intégrée (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les groupes de traitement et de contrôle.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

Graphique B.10 – Hommes en couple



Notes : Ces deux graphiques représentent, pour les hommes en couple bénéficiaires uniquement du RSA et bénéficiaires de la prime d'activité et éventuellement du RSA en décembre 2018, les distributions de la variation des gains au retour à l'emploi intégrée (voir le texte pour la définition de cette variable) pour les groupes de traitement et de contrôle.

Sources : ALLSTAT, Calculs des auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

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

Olivier Bargain et Augustin Vicard : Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans. *Economie et Statistique*, 467-468:61–89, 2014.

Magali Beffy, Richard Blundell, Antoine Bozio, Guy Laroque et Maxime To : Labour supply and taxation with restricted choices. *Journal of Econometrics*, 211(1):16–46, 2019.

Richard Blundell : Earned income tax credit policies : Impact and optimality. *Labour Economics*, 13(4):423–443, août 2006. ISSN 09275371.

Richard Blundell et Thomas MaCurdy : Labor supply : A review of alternative approaches. *Handbook of labor economics*, 3:1559–1695, 1999.

Mike Brewer, Alan Duncan, Andrew Shephard et María José Suárez : Did working families' tax credit work? The impact of in-work support on labour supply in Great Britain. *Labour Economics*, 13(6):699–720, décembre 2006. ISSN 09275371.

Mike Brewer et Hilary Hoynes : In-Work Credits in the UK and the US : In-work credits in the UK and the US. *Fiscal Studies*, 40(4):519–560, décembre 2019. ISSN 01435671.

Philippe Briard et Olivia Sautory : Évaluation de l'impact du revenu de solidarité active (RSA) sur l'offre de travail. Document d'études DARES 171, DARES, Mars 2012.

Brantly Callaway et Pedro H.C. Sant'Anna : Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2):200–230, 2021. ISSN 0304-4076. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407620303948>. Themed Issue : Treatment Effect 1.

Raj Chetty, John N. Friedman et Emmanuel Saez : Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the eitc on earnings. *American Economic Review*, 103(7):2683–2721, December 2013.

Raj Chetty et Emmanuel Saez : Teaching the tax code : Earnings responses to an experiment with eitc recipients. *American Economic Journal : Applied Economics*, 5(1):1–31, January 2013.

Clément de Chaisemartin et Xavier D'Haultfoeuille : Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, 110(9):2964–96, September 2020. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20181169>.

Nada Eissa et Hilary Williamson Hoynes : Taxes and the labor market participation of married couples : the earned income tax credit. *Journal of Public Economics*, 88(9-10):1931–1958, août 2004a. ISSN 00472727.

Nada Eissa et Hilary Williamson Hoynes : Taxes and the labor market participation of married couples : the earned income tax credit. *Journal of Public Economics*, 88 (9–10):1931–1958, août 2004b.

Nada Eissa et Jeffrey B. Liebman : Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2):605–637, mai 1996. ISSN 0033-5533, 1531-4650.

V. Joseph Hotz et John Karl Scholz : Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare. Working Paper 11968, National Bureau of Economic Research, 2006.

Hilary W. Hoynes et Ankur J. Patel : Effective Policy for Reducing Poverty and Inequality ? : The Earned Income Tax Credit and the Distribution of Income. *Journal of Human Resources*, 53(4):859–890, 2018a.

Hilary W. Hoynes et Ankur J. Patel : Effective Policy for Reducing Poverty and Inequality ? : The Earned Income Tax Credit and the Distribution of Income. *Journal of Human Resources*, 53(4):859–890, 2018b. ISSN 0022-166X, 1548-8004.

Herwig Immervoll, Henrik Jacobsen Kleven, Claus Thustrup Kreiner et Emmanuel Saez : Welfare reform in european countries : a microsimulation analysis. *The Economic Journal*, 117(516):1–44, 2007.

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

Bruce D. Meyer : Labor supply at the extensive and intensive margins : The eitc, welfare, and hours worked. *American Economic Review*, 92(2):373–379, May 2002.

Bruce D. Meyer et Dan T. Rosenbaum : Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (3):1063–1114, 2001.

J. A. Mirrlees : An exploration in the theory of optimum income taxation. *The Review of Economic Studies*, 38(2):175–208, 1971.

Robert Moffitt : Welfare Programs and Labor Supply. In Alan Auerbach et Martin Feldstein, éditeurs : *Handbook of Public Economics*, volume 4, pages 2393–2430. Elsevier, 2002.

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

Andreas Olden et Jarle Møen : The triple difference estimator. *The Econometrics Journal*, 25(3):531–553, 03 2022. ISSN 1368-4221. URL <https://doi.org/10.1093/ectj/utac010>.

Ashesh Rambachan et Jonathan Roth : A More Credible Approach to Parallel Trends. *The Review of Economic Studies*, page rdad018, 02 2023. ISSN 0034-6527. URL <https://doi.org/10.1093/restud/rdad018>.

Jonathan Roth, Pedro H. C. Sant'Anna, Alyssa Bilinski et John Poe : What's Trending in Difference-in-Differences ? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature. Papers 2201.01194, arXiv.org, janvier 2022.

Emmanuel Saez : Optimal Income Transfer Programs : Intensive versus Extensive Labor Supply Responses. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3):1039–1073, 2002. ISSN 0033-5533.

Michaël Sicsic : Does Labor Income React more to Income Tax or Means-Tested Benefit Reforms ? CRED Working Paper 2020-8, CRED, April 2020.

Véronique Simonnet et Elisabeth Danzin : 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*, 467-468:91–116, 2014.

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

Liyang Sun et Sarah Abraham : Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2):175–199, 2021. ISSN 0304-4076. URL <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030440762030378X>. Themed Issue : Treatment Effect 1.

Sébastien Vermare, Bérengère Junod-Mesqui, Marion Cochard et Franck Arnaud : Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile. *Economie et Statistique*, 412:57–80, 2008.

LISTE DES TABLEAUX

2.1	Paramètres de calcul de la prime d'activité	29
3.1	Statistiques descriptives – foyers célibataires	52
3.2	Statistiques descriptives – foyers couples	53
3.3	Variations de gains au retour à l'emploi	55
3.4	Variations de gains au retour à l'emploi	56
A.1	Effets de la composition familiale sur le montant de base en 2019	81
A.2	Effets de la majoration pour les parents isolés le montant de base en 2019	81
A.3	Les différentes variables de revenus et ressources incluses dans le calcul de la prime d'activité	84
A.4	Prime d'activité simulée et versée	88
A.5	Taux d'erreur par groupe (5 euros ou plus)	88

TABLE DES FIGURES

2.1	Cas type - Célibataire sans enfant	28
3.1	Variation de gain au retour à l'emploi – Femmes célibataires	44
3.2	Variation de gain au retour à l'emploi – Hommes célibataires	45
3.3	Variation de gain au retour à l'emploi – Femmes en couple	46
3.4	Variation de gain au retour à l'emploi – Hommes en couple	47
3.5	Taux d'attrition dans les fichiers CNAF	58
3.6	Taux d'emploi des personnes en couple	62
3.7	Taux d'emploi des personnes célibataires	63
4.1	Effet de traitement pour les personnes célibataires	69
4.2	Effet de traitement pour les personnes en couple	70
4.3	Analyse placebo pour les personnes célibataires	73
4.4	Analyse placebo pour les personnes en couple	74
A.1	Temporalité du calcul de la prime d'activité	77
A.2	Prime d'activité simulée et réelle en 2019	87

B.1 Célibataires sans enfant.....	89
B.2 Célibataires avec un enfant	90
B.3 Célibataires avec deux enfants	90
B.4 Couples sans enfant	91
B.5 Couples avec un enfant	91
B.6 Couples avec deux enfants	92
B.7 Femmes célibataires.....	93
B.8 Hommes célibataires.....	93
B.9 Femmes en couple	94
B.10 Hommes en couple	94



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 CREST est un centre de recherche regroupant des chercheurs de l'ENSAE, de l'ENSAI et du département d'économie de l'École Polytechnique. Centre interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales, le CREST est organisé en 4 thématiques : Économie, Statistiques, Finance-Assurance et Sociologie. La culture commune des équipes est celle d'un attachement fort aux méthodes quantitatives, aux données, à la modélisation mathématiques, et d'allers-retours continus entre les modèles théoriques et les preuves empiriques permettant d'analyser des problématiques sociétales et économiques concrètes. <http://crest.science>

