

• DOCUMENT D'ÉTUDES

FÉVRIER 2024  
N°273

# Impact de la réforme de la condition d'affiliation minimale à l'Assurance chômage sur les comportements de retour à l'emploi et d'inscription à France Travail (ex-Pôle emploi)

Laurent Brembilla (Dares)

Chloé Pariset (Dares)

Kévin Savary (chaire travail, PSE)



# Impact de la réforme de la condition d'affiliation minimale à l'Assurance chômage sur les comportements de retour à l'emploi et d'inscription à France Travail (ex-Pôle emploi).

Laurent Brembilla, Chloé Pariset (Dares) et Kévin Savary (chaire travail de PSE)

## Résumé

Du 1<sup>er</sup> novembre 2019 au 31 juillet 2020, la condition d'affiliation minimale pour ouvrir un droit à l'assurance chômage a été allongée de 4 mois sur 28 mois à 6 mois sur 24 mois. Cette étude vise à apporter des éléments d'évaluation de l'impact de ce durcissement des règles d'éligibilité sur les comportements d'inscription à France Travail (ex-Pôle emploi), sur le retour à l'emploi suite à une fin de contrat involontaire, et sur la durabilité de l'emploi retrouvé. À cette fin, les Déclarations Sociales Nominatives (DSN) ainsi que le fichier historique de France Travail (FH) sont mobilisés et une stratégie d'estimation par doubles différences est appliquée. Les analyses sont déclinées sur trois sous-populations de salariés qui se distinguent par la durée de leur dernier contrat : (i) les contrats de plus de 3 mois, qui représentent 35 % des ouvertures de droits à l'assurance chômage ; (ii) les contrats courts de 31 jours ou moins qui comptent pour près de la moitié (45 %) des ouvertures de droits et (iii) les contrats d'une durée intermédiaire comprise entre 32 et 95 jours (20 % des ouvertures de droits). La spécification principale, qui porte sur les contrats de plus de 3 mois, présente l'avantage de prémunir l'estimation face à une éventuelle anticipation de la réforme. Il ressort de cette spécification principale que (i) la réforme a un impact négatif et significatif sur la probabilité d'inscription à France Travail (ex-Pôle emploi) dans les deux mois suivant la fin de contrat, de l'ordre de 5 points ; (ii) la réforme a un impact positif et significatif sur la probabilité de retrouver un emploi dans les deux mois suivant leur fin de contrat, de l'ordre de 3 points. Cet effet positif est pour moitié lié à la reprise d'un emploi peu durable (CDD de moins de 2 mois ou mission d'intérim) et pour moitié par la reprise d'un emploi durable (CDI ou CDD de plus de 6 mois). Cet effet sur l'emploi est toutefois hétérogène selon le sexe des salariés, avec un impact plus fort sur les femmes, et également selon l'âge : pour les plus de 25 ans, l'effet sur l'emploi provient uniquement de la reprise d'emploi peu durable. Les analyses complémentaires réalisées sur les contrats de durées plus courtes permettent d'étendre le champ de la population étudiée, sans toutefois assurer une prise en compte des éventuels effets d'anticipation de la réforme. Ces analyses ne permettent pas de mettre en évidence un effet de la réforme sur les comportements des salariés sortis d'un contrat court de 31 jours ou moins. Pour les contrats de durée intermédiaire (entre 32 et 95 jours), l'effet négatif sur l'inscription est plus ténu que celui de la spécification principale et l'effet positif sur le retour à l'emploi est essentiellement porté par l'emploi peu durable.

Les auteurs remercient le Comité d'évaluation scientifique de la réforme d'Assurance chômage de 2019, l'Unédic, France Travail (ex-Pôle emploi), ainsi que François Langot, pour leurs retours et pistes de réflexion qui ont grandement enrichi ce travail.

## Table des matières

I.	Contexte institutionnel.....	5
II.	Données .....	7
	a) Les données sur les fins de contrats salariés.....	7
	b) ... sont appariées avec les données sur l'inscription à France Travail.....	8
	a) Identification d'un effet causal de la réforme.....	9
	b) Discussion de la représentativité de l'échantillon de la spécification principale .....	11
	c) Modèle estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).....	12
IV.	Analyse descriptive.....	13
	a) Description de la population concernée par la réforme .....	13
	b) Analyse descriptive des variables d'intérêt.....	14
V.	Résultats .....	18
	a) Inscription et reprise d'un emploi deux mois après la fin de contrat .....	18
	b) Qualité de l'emploi retrouvé.....	19
	c) Effet de la réforme à plus long terme .....	21
	d) Hétérogénéité de l'effet de la réforme selon l'âge.....	22
	e) Hétérogénéité de l'effet de la réforme selon le sexe et le secteur d'activité de l'emploi perdu .	25
VI.	Tests de robustesse de la spécification principale .....	27
	a) Problème de mesure de la durée travaillée .....	27
	b) Changement de la date de fin prévisionnelle des contrats .....	28
	c) Tests de falsification .....	29
VII.	Discussion des effets de la réforme pour des contrats de plus courtes durées.....	31
	a) Description de la méthode pour inclure des contrats courts.....	31
	b) Résultats.....	35
	c) Effets sur les fins de contrats de durée intermédiaire (entre 32 et 95 jours) .....	38
	Conclusion .....	39
	Bibliographie.....	40

## Introduction

Les conditions d'ouverture d'un droit à l'assurance chômage ont été modifiées au 1<sup>er</sup> novembre 2019. Avant cette date, un salarié ayant perdu involontairement son emploi devait avoir travaillé 4 mois dans les 28 derniers mois (36 mois pour les 53 ans et plus) précédant la fin de son contrat pour ouvrir un droit. Après cette date, un salarié privé d'emploi doit désormais avoir travaillé 6 mois dans les 24 derniers mois (36 mois pour les 53 ans et plus). Cette étude vise à évaluer l'impact de cette réforme de la condition minimale de durée travaillée sur les comportements de retour à l'emploi et d'inscription à France Travail (ex-Pôle emploi). Les comportements des salariés perdant involontairement leur contrat de travail et ayant une affiliation comprise entre 4 et 6 mois sont particulièrement susceptibles d'être affectés par la réforme. En effet, le relèvement de la condition minimale d'affiliation prive potentiellement ces salariés d'une indemnisation par l'Assurance chômage. En théorie, cette perte de revenu peut les amener à accepter plus rapidement des offres d'emploi, au détriment de la durabilité de l'emploi retrouvé. Par ailleurs, l'inscription à France Travail est un préalable à l'ouverture d'un droit. En rendant les salariés non-éligibles à l'ouverture d'un droit à l'Assurance chômage, la modification de la condition minimale de durée travaillée peut aussi les décourager à s'inscrire sur les listes et à bénéficier des services d'accompagnement de l'opérateur.

S'intéresser aux effets potentiels sur l'inscription à France Travail et la reprise d'emploi d'une modification des conditions d'affiliation permet de répondre à plusieurs enjeux. Premièrement, cela permet d'analyser les réactions de l'offre de travail à cette modification, sachant que la réforme visait, outre un rapprochement avec les paramètres en vigueur dans les autres pays européens<sup>1</sup>, à rendre les règles d'indemnisation plus incitatives à la reprise d'un emploi. Deuxièmement, mieux connaître les interactions entre conditions d'éligibilité et comportements d'inscription à France Travail est important car, au-delà d'une allocation, France Travail fournit d'autres services qui peuvent jouer sur l'employabilité future (offres d'emploi, offres de formation, accompagnement, etc.). Enfin, les statistiques du nombre de demandeurs d'emploi reflètent l'évolution de la conjoncture mais également des règles institutionnelles influençant le comportement d'inscription : cette étude permet d'apporter un éclairage sur le rôle d'un paramètre de l'assurance chômage sur l'évolution des statistiques produites par la Dares et France Travail (Guillermin et al., 2023).

Il s'agit ici de proposer une évaluation causale de cette réforme sur les comportements de retour à l'emploi et d'inscription à France Travail, ainsi que sur la durabilité de l'emploi (potentiellement) retrouvé. Pour ce faire, deux groupes de contrats sont constitués. Un premier groupe (le groupe traité) inclut les fins de contrat involontaires telles que le salarié finissant ce contrat a une durée travaillée sur 24 mois comprise entre 4 et 6 mois. Le groupe de contrôle inclut les fins de contrat involontaires telles que le salarié finissant ce contrat a une durée travaillée sur 24 mois comprise entre 6 et 8 mois. Par une méthode de double différences, une comparaison est réalisée sur l'évolution des variables d'intérêt entre ces deux groupes. Pour éliminer tout biais provenant de la possibilité que la composition des groupes soit affectée par la réforme, la spécification principale est restreinte aux contrats initiés avant la publication de la réforme au Journal Officiel (le 26 juillet 2019). Cette spécification inclut par conséquent des contrats relativement longs (3 mois et plus, et plus précisément 96 jours, soit la durée s'écoulant entre la publication au Journal officiel le 26 juillet et la date de mise en œuvre de la réforme au 1<sup>er</sup> novembre 2019). Ces contrats longs représentent 35 % des ouvertures de droits à l'assurance chômage. Afin d'élargir la portée de cette évaluation, cette estimation principale

---

<sup>1</sup> Avant 2019, la France présentait un ratio d'éligibilité (durée travaillée / période de référence d'affiliation) parmi les plus bas des pays de l'OCDE. Il s'élevait à 14 % en France avant la réforme, alors que la médiane était de 50 % dans les pays européens étudiés par l'Unedic en 2019. Ce ratio s'élève désormais à 25 % pour les demandeurs d'emploi de moins de 53 ans et la France apparaît légèrement au-dessus du 1<sup>er</sup> quartile des pays de l'OCDE.

est déclinée sur deux sous-populations de contrats plus courts, sans toutefois permettre la prise en compte d'éventuels biais associés à l'anticipation de la réforme. Les contrats courts de 31 jours ou moins constituent un champ d'intérêt étant donné qu'ils représentent près de la moitié (45 %) des ouvertures de droits et concernent des populations jeunes, particulièrement sujettes à la condition d'affiliation minimale. Enfin, une estimation complémentaire porte sur les fins de contrats d'une durée de 32 à 95 jours, qui représentent 20 % des ouvertures de droits.

L'évaluation est réalisée à partir de deux sources de données administratives. La première source utilisée est constituée des Déclarations Sociales Nominatives (DSN). Il s'agit des déclarations remplies par les entreprises et les administrations publiques pour s'acquitter de leurs cotisations sociales. Elles permettent de constituer une base quasi exhaustive du stock de contrats de travail du secteur privé depuis 2018. Cette base est utile pour plusieurs raisons. Premièrement, elle permet de sélectionner les contrats se terminant de façon involontaire, et donc donnant potentiellement droit à une indemnisation par l'Assurance chômage, sur la période d'intérêt. Deuxièmement, elle permet de reconstituer l'éligibilité des salariés au moment de chaque fin de contrat involontaire, en s'appuyant sur leur historique d'emploi pour calculer la durée d'affiliation, c'est-à-dire le nombre de jours travaillés dans les 24 derniers mois (Hentzgen et al., 2022). Troisièmement, cette source permet de mesurer le retour à l'emploi à l'issue d'une fin de contrat, ainsi que la qualité de l'emploi retrouvé (mesurée ici par la nature du contrat et par sa durée). La deuxième source utilisée est le fichier historique de France Travail (FH). Celle-ci permet de déterminer si un individu s'inscrit ou ouvre un droit à l'assurance chômage à la suite d'une fin de contrat involontaire. Ces deux sources de données sont rapprochées grâce à l'appariement Force, réalisé par la Dares depuis début 2020.

Il ressort de cette évaluation un effet positif et significatif du passage de 4 à 6 mois de la condition d'affiliation minimale sur la probabilité de retrouver un emploi dans les deux mois suivant la fin de contrat. Toutefois, l'effet de la réforme sur le type d'emploi repris diffère selon l'âge du salarié. La hausse de la condition d'affiliation aurait accéléré l'entrée en emploi durable (CDI ou CDD de plus de 6 mois) des salariés de moins de 25 ans qui n'ont pas pu faire valoir une durée d'affiliation suffisante pour bénéficier d'indemnités chômage. Pour les salariés de 25 ans ou plus, l'effet est exclusivement porté par une augmentation du retour en emploi peu durable : CDD de durée inférieure à 2 mois ou mission d'intérim, quelle qu'en soit la durée. L'effet est également différencié selon le sexe, les femmes réagissant plus fortement que les hommes à cette réforme. Par ailleurs, la réforme a un effet négatif et significatif sur la probabilité de s'inscrire à France Travail. La robustesse de la stratégie d'identification est établie en conduisant des tests placebo et de falsification. Une spécification alternative incluant uniquement des contrats de courte durée (moins d'un mois) est proposée. Les résultats sont plus fragiles pour cette deuxième spécification et doivent être interprétés avec prudence car la réforme a pu être anticipée par les salariés et ainsi modifier leurs comportements d'offre de travail avant sa mise en œuvre effective. Sur cet autre ensemble de contrats et de salariés, la réforme n'aurait eu aucun impact significatif sur la probabilité de reprendre un emploi dans les deux mois, ni sur l'inscription à France Travail, ou encore sur la durabilité d'un emploi éventuellement repris, et ce quel que soit l'âge des salariés concernés. Enfin, une estimation complémentaire sur les salariés qui achèvent un contrat d'une durée comprise entre 32 et 95 jours suggère que cette population présente des réactions comportementales de nature similaire à celles observées dans le cadre de la spécification principale. L'effet sur l'inscription à France Travail est plus ténu et l'effet sur le retour à l'emploi est essentiellement porté par l'emploi peu durable. Ces résultats sont également à prendre avec précaution, parce que les potentiels biais d'anticipation de la réforme ne sont pas pris en compte dans la stratégie d'identification.

Cette étude contribue à une riche littérature sur les effets des règles de l'Assurance chômage sur l'offre de travail des salariés (voir la revue de littérature de Schmieder & von Wachter, 2016). Certains articles s'intéressent aux effets de la durée potentielle d'indemnisation et montrent que celle-ci augmente la durée passée au chômage (Chodorow-Reich et al. (2019), Lalive (2008), Johnston & Mas (2018), Mitman et al. (2019)). D'autres papiers s'intéressent au montant des allocations-chômage et montrent que celui-ci augmente aussi la durée passée au chômage (Card et al. (2015), Landais (2015)). Brébion et al. (2020) et Brébion et al. (2022) s'intéressent à la réforme française de 2009 modifiant les conditions d'ouverture d'un droit, et apparaissent ainsi comme les papiers les plus proches du travail présenté ici. Cette réforme assouplissait les conditions d'ouverture d'un droit à l'Assurance chômage : un individu devait avoir travaillé 6 mois (respectivement 4 mois) dans les 22 derniers mois (respectivement 28 mois) avant (respectivement après) la réforme. Brébion et al. (2022) montrent un effet de cette réforme sur la durée des contrats dans l'économie. Ils mettent également en lumière l'apparition d'une discontinuité dans les transitions de l'emploi vers le non-emploi des demandeurs d'emploi au nouveau seuil d'éligibilité, mais, contrairement à la présente étude, ils ne proposent pas une évaluation causale du durcissement des conditions d'éligibilité sur le retour à l'emploi et sur la durabilité de l'emploi retrouvé. Brébion et al. (2020) s'intéressent également à ces variables dans le contexte de la réforme de 2009. Le travail réalisé ici diffère de ce papier pour trois raisons principales. Premièrement, ces auteurs utilisent la réforme comme instrument à l'ouverture d'un droit pour examiner l'impact de cette variable sur l'offre de travail, tandis que l'impact de la réforme est évalué ici de manière directe. Deuxièmement, la stratégie empirique est différente. Brébion et al. (2020) comparent les comportements d'emploi des individus traités autour de la date d'implémentation de la réforme par une stratégie de régression sur discontinuité. En se restreignant aux contrats initiés avant la réforme, les contrats terminés en période post-réforme sont mécaniquement plus longs et donc différents de ceux terminés en période pré-réforme. La stratégie de doubles différences retenue ici permet de neutraliser l'effet de cette troncature. Troisièmement, l'impact de la réforme sur la probabilité d'inscription à France Travail est examiné ici, ce qui n'est pas le cas dans Brébion et al. (2020). Ce travail présenté ici est *a priori* le premier à examiner les effets sur l'emploi de ce pan de la réforme de l'assurance chômage de 2019<sup>2</sup>.

Dans la partie I, le contexte institutionnel de l'Assurance chômage en France et de la réforme de 2019 est présenté. La partie II précise quelles sont les données utilisées. La partie III porte sur la stratégie d'identification principale et la façon dont est constitué l'échantillon. Les premiers résultats descriptifs sont présentés en partie IV, puis les résultats économétriques en partie V. La robustesse est analysée dans la partie VI, puis la stratégie d'évaluation de la réforme sur les contrats courts est détaillée en partie VII.

## I. Contexte institutionnel

Les règles d'indemnisation du chômage en France sont définies historiquement dans le cadre de conventions négociées par les partenaires sociaux tous les deux ou trois ans. En particulier, ces conventions définissent les conditions d'accès à l'Assurance chômage, à savoir :

- La durée minimale de cotisation pour s'ouvrir un droit.
- Le fait générateur du droit, à savoir les pertes d'emploi involontaires.

---

<sup>2</sup> D'autres paramètres ont été modifiés au 1<sup>er</sup> novembre 2019 (voir partie I) puis fin 2021 le montant d'allocation et la durée d'indemnisation pour les salariés aux parcours fractionnés.

- Les conditions d'âge, de résidence, d'aptitude physique, de recherche d'emploi.

Toutefois, depuis la loi « pour la liberté de choisir son avenir professionnel » de 2018, l'État encadre plus étroitement les négociations menées par les partenaires sociaux pour définir les règles d'indemnisation du chômage. Une lettre de cadrage est ainsi envoyée aux partenaires sociaux et fixe les objectifs (notamment financiers) qu'ils doivent respecter. En cas d'échec des négociations, l'État fixe les règles d'indemnisation, dans un décret dit « de carence ». Dans ce contexte, la réforme étudiée ici (ci-après appelée « réforme de 2019 ») désigne les modifications de la réglementation engendrées par le décret de carence du 26 juillet 2019.

Cette étude porte plus précisément sur l'allongement de la durée minimale d'affiliation nécessaire pour s'ouvrir un droit à l'Assurance chômage, entré en vigueur au 1<sup>er</sup> novembre 2019. Cette discontinuité autour du 1<sup>er</sup> novembre 2019 est mobilisée pour mesurer l'effet de cette mesure sur les comportements d'inscription à France Travail, sur le retour à l'emploi et la durabilité de l'emploi retrouvé.

Jusqu'au 1<sup>er</sup> novembre 2019, il fallait avoir travaillé au moins 88 jours (soit l'équivalent de 4 mois) sur les 28 mois précédant la fin de contrat de travail (36 mois pour les 53 ans et plus) pour s'ouvrir un droit à l'Assurance chômage. Cette condition d'affiliation de 4 mois était réduite pour les demandeurs d'emploi déjà en cours d'indemnisation : il suffisait pour ouvrir un nouveau droit de travailler au moins 150 heures (équivalent d'un mois à temps plein) à partir du début de l'épisode d'indemnisation et de transmettre les nouveaux justificatifs d'activité (dispositif de rechargement des droits). Ce rechargement de droits ouvrait une nouvelle période d'indemnisation avec un nouveau montant d'allocation et une nouvelle durée.

La réforme de 2019 a modifié la durée minimale d'emploi ouvrant un droit à l'Assurance chômage. À partir du 1<sup>er</sup> novembre 2019, les demandeurs d'emploi doivent avoir travaillé 6 mois (soit 130 jours ou 910 heures) sur les 24 derniers mois (36 mois pour les 53 ans et plus) pour ouvrir des droits à l'Assurance chômage. En parallèle, la durée travaillée minimale pour recharger le droit est alignée sur la durée minimale d'affiliation. Cette condition s'applique temporairement à toutes les fins de contrat intervenues entre le 1<sup>er</sup> novembre 2019 et le 31 juillet 2020. Suite à la crise sanitaire la condition d'affiliation a été ramenée à 4 mois sur 24 mois à partir du 1<sup>er</sup> août 2020 et jusqu'au 30 novembre 2021.

Dans cette étude, seul l'effet du passage de 4 à 6 mois est évalué, mais pas l'effet de la suppression des rechargements courts (inférieurs à 4 mois) intervenue de façon concomitante.

Seules deux autres mesures sont entrées en vigueur au 1<sup>er</sup> novembre 2019, parmi lesquelles la dégressivité des allocations à partir du 7<sup>e</sup> mois d'indemnisation (qui a été suspendue dès mars 2020 du fait de la crise sanitaire) et l'ouverture de l'Assurance chômage aux indépendants et aux démissionnaires en reconversion professionnelle. Elles ne sont pas susceptibles d'interférer avec l'évaluation menée ici car elles concernent des populations différentes de celles étudiées. Les autres paramètres (durée d'indemnisation, montant d'allocation...) de l'indemnisation n'ont pas été modifiés au 1<sup>er</sup> novembre 2019, les autres pans de la réforme introduits par le décret de carence de juillet 2019 devant entrer en vigueur plus tard. De même, toutes les autres conditions d'accès – être apte à occuper un emploi, rechercher activement un emploi, résider sur un territoire couvert par l'Assurance chômage, etc. – n'ont pas été affectées par la réforme de 2019. La stratégie empirique permet donc d'évaluer l'effet spécifique du durcissement de la condition d'affiliation.



## II. Données

Deux sources de données administratives sont mobilisées : les Déclarations Sociales Nominatives (DSN) et le fichier historique de France Travail (FH).

### a) Les données sur les fins de contrats salariés...

Les DSN sont les déclarations réalisées par les entreprises sur leurs salariés, dans le but de s'acquitter de leurs cotisations sociales. Elles sont en vigueur depuis 2016 et sont quasiment exhaustives sur le champ du secteur privé depuis janvier 2018<sup>3</sup>. Le secteur public est entré progressivement dans ce dispositif déclaratif à partir de 2020 et la DSN y est quasiment exhaustive depuis janvier 2022. Ces DSN permettent donc de constituer une base quasi exhaustive des contrats de travail du secteur privé depuis 2018. Les contrats manquants sont ceux terminés depuis 2018 avant l'entrée en DSN d'une entreprise ou d'une administration publique, et certains emplois agricoles. Ces données sont utilisées à trois fins.

Premièrement, elles permettent de sélectionner les contrats dont la fin est involontaire (principalement des fins de contrat à durée déterminée, des licenciements et des ruptures conventionnelles) sur la période d'intérêt (1<sup>er</sup> janvier 2018-31 décembre 2019), alors que le motif de fin de contrat était inobservable dans les données du FH-DADS<sup>4</sup> utilisées par Brébion et al. (2022). Il s'agit d'une amélioration importante car elle permet d'éviter d'inclure à tort des fins de contrats qui ne peuvent pas donner lieu à l'ouverture d'un droit. Sont ainsi retirées de la population d'étude toutes les fins de contrat pour démission, ruptures de périodes d'essai à l'initiative du salarié, départs en retraite, etc. Par ailleurs, un focus sur les contrats rattachés au régime général de l'Assurance chômage est retenu : les contrats relevant de l'annexe 8 et 10 de l'Assurance chômage qui régissent l'indemnisation des intermittents du spectacle sont retirés de l'analyse, de même que ceux relevant d'un territoire non couvert par l'Assurance chômage. Les plus de 53 ans sont également retirés du champ car ils n'ont pas été affectés de la même façon par la réforme (la période de recherche des contrats est restée à 36 mois, alors qu'elle a été raccourcie pour les moins de 53 ans).

Deuxièmement, à la manière de Hentzgen et al. (2022), les données de la DSN permettent de reconstituer l'historique d'emploi des individus et ainsi calculer leur nombre de jours travaillés sur les 24 mois précédant la fin involontaire de leur contrat (i.e leur durée d'affiliation au régime d'Assurance chômage). À la différence des DADS où l'unité d'observation est un croisement poste×salarié×entreprise×année, les données de la DSN sont disponibles au niveau du contrat de travail. La reconstitution de l'historique d'emploi avant la rupture d'emploi est donc sans doute meilleure car la durée exacte des contrats est connue, alors que les DADS donnent seulement accès au début et à la fin de la présence dans l'entreprise d'un salarié une année donnée<sup>5</sup>. Pour chaque rupture de contrat, la durée d'affiliation sur les 24 derniers mois est calculée en tenant compte de tous les contrats occupés par un salarié au cours de cette période. Cette variable de durée se rapproche autant que possible du concept de durée travaillée calculée par France Travail. Puisqu'il s'agit d'une

---

<sup>3</sup> La DSN ne couvre pas les salariés des particuliers employeurs ainsi que certains contrats saisonniers du secteur agricole.

<sup>4</sup> Appariement du Fichier historique de France Travail (FH) et des déclarations annuelles de données sociales (DADS).

<sup>5</sup> Avec ce niveau d'observation, la durée travaillée était sans doute surestimée car les éventuelles périodes sans emploi entre deux contrats dans la même entreprise la même année étaient inobservables.

reconstitution, elle peut être imparfaite à plusieurs égards. D'une part, certains contrats hors champ de la DSN ne sont pas pris en compte dans la reconstitution de la durée travaillée, alors qu'ils le sont par France Travail. D'autre part, certains contrats sur les 24 ou 28 derniers mois peuvent avoir déjà servi à ouvrir un droit précédemment. Il y a donc un risque que la durée reconstituée surestime ou sous-estime la durée réelle travaillée que calculerait France Travail. Dans la partie VI.1, un test de robustesse permet de montrer que l'estimation n'est pas biaisée par cette imprécision de mesure.

Troisièmement, il est possible avec la DSN de calculer le nombre de jours entre cette fin de contrat involontaire et la date de début du contrat suivant de l'individu, afin d'obtenir la durée passée sans emploi avant de reprendre un nouveau contrat. Cette variable d'intercontrat permet ensuite de calculer une probabilité de reprendre un emploi à différents horizons suite à une fin de contrat involontaire donnée. Pour éviter que l'analyse soit biaisée par l'entrée progressive de la fonction publique à compter de janvier 2020, l'analyse se focalise sur le seul secteur privé de façon à rester à champ constant.

#### b) ... sont appariées avec les données sur l'inscription à France Travail

La base de fins de contrats est ensuite appariée avec le Fichier Historique (FH) de France Travail, qui renseigne toutes les demandes d'inscription sur les listes de France Travail et d'ouverture de droit au cours des 10 dernières années.

Dans un premier temps, une analyse des chevauchements entre les fins de contrat de la base d'étude et les périodes d'inscription à France Travail est réalisée. Il s'agit de voir si une rupture de contrat donnée s'est faite alors que le salarié était déjà inscrit à France Travail (pratique d'une activité réduite). Sont alors retirés de l'échantillon d'étude les contrats qui se sont terminés alors que le salarié était déjà inscrit sur les listes, soit un peu plus de la moitié de l'ensemble des fins de contrats présents dans la base.

Pour les ruptures de contrat restantes, il s'agit de regarder si l'individu s'est inscrit à France Travail dans les deux mois suivants la fin de contrat.

La réforme a été mise en place le 1<sup>er</sup> novembre 2019. L'étude des comportements d'emploi et d'inscription des individus porte sur les deux mois suivants leur fin de contrat involontaire. Afin que ces comportements ne soient pas affectés par la crise sanitaire débutant mi-mars 2020, ne sont considérés que les contrats se terminant avant le 31 décembre 2019. Ainsi, la période post-réforme inclut les fins de contrat involontaires du 1<sup>er</sup> novembre 2019 au 31 décembre 2019. La période pré-réforme inclut les fins de contrat involontaires du 1<sup>er</sup> novembre 2018 au 31 octobre 2019 : cela permet de disposer d'au moins deux ans de recul, afin d'établir l'éligibilité d'un individu à l'issue d'une fin de contrat involontaire ; cela permet aussi de se placer sur une période où le taux de déclaration des employeurs en DSN est suffisamment élevé. De ce fait, l'observation des éventuels changements de comportement s'effectue dans une fenêtre assez réduite suite à l'application de la réforme, les contrats éventuellement concernés par la réforme étant ceux ayant pris fin au cours des deux derniers mois de l'année 2019. Il est possible que l'information sur les changements de règles prenne du temps à se diffuser et que les changements de comportements induits par la réforme soient donc assez mineurs par rapport à ce qui pourrait être mesuré sur une période d'observation plus longue.

### III. Stratégie d'identification et constitution de l'échantillon

#### a) Identification d'un effet causal de la réforme

La réforme concerne en premier lieu les fins de contrats involontaires rattachées à un historique d'emploi sur 24 mois qui se caractérise par une durée d'affiliation au régime d'Assurance chômage comprise entre 4 et 6 mois. Ainsi, pour évaluer son effet, la base est restreinte aux fins de contrats involontaires pour lesquelles la durée d'affiliation sur 24 mois est comprise entre 4 et 8 mois. Parmi ces fins de contrat, celles dont la durée d'affiliation est comprise entre 4 et 6 mois donnent la possibilité au salarié d'ouvrir un droit à l'Assurance chômage en période pré-réforme mais pas en période post-réforme. *A contrario*, les fins de contrat pour lesquelles la durée d'affiliation est comprise entre 6 et 8 mois permettent au salarié d'ouvrir un droit à l'Assurance chômage en période pré-réforme comme en période post-réforme. Ces observations suggèrent d'appliquer une stratégie de doubles différences, c'est-à-dire de comparer l'évolution avec la réforme des variables d'intérêt entre ces deux groupes de contrats. Le groupe dit « traité » inclut les fins de contrats pour lesquelles la durée d'affiliation est comprise entre 4 et 6 mois, tandis que le groupe dit « de contrôle » (ou « groupe contrôle ») inclut les fins de contrats pour lesquelles la durée d'affiliation est comprise entre 6 et 8 mois.

Deux difficultés pèsent toutefois sur cette stratégie d'identification. Premièrement, par construction, les individus associés aux contrats des deux groupes ont une expérience différente sur le marché du travail. Ainsi, l'évolution de leur comportement d'inscription et d'emploi peut différer et se confondre avec l'effet de la réforme. Pour répondre à ce problème, un nombre important de variables de contrôle est introduit dans la régression. De plus, il apparaît que ces variables de contrôle prennent des valeurs similaires dans les deux groupes (tableau 1). Enfin, des tests placebos sont systématiquement mis en œuvre, pour vérifier que les variables d'intérêt ont une évolution similaire entre les deux groupes sur la période pré-réforme (partie VI).

Deuxièmement, la composition des deux groupes est susceptible d'être affectée par la réforme ou par son anticipation. Cela se manifeste par deux canaux. D'une part, la variable à partir de laquelle les groupes sont construits, la durée travaillée sur les 24 derniers mois, est « manipulable » par les individus. Si les individus modifient leur offre de travail à cause de la réforme ou par anticipation, alors la composition des groupes est altérée et l'effet du traitement est biaisé dès lors que le taux d'inscription ou le retour en emploi de ces individus diffèrent de ceux du groupe de contrôle. Ce changement de composition des groupes ne se manifeste pas seulement au niveau individuel mais également au niveau des contrats. Du fait de la réforme, les individus avec une durée travaillée comprise entre 4 et 6 mois ne sont plus assurés contre le risque de perte d'emploi. Aussi choisissent-ils potentiellement des contrats avec des risques de licenciement plus faibles ou avec des perspectives de reprise d'emploi ultérieures plus élevées. Cela pourrait également biaiser l'estimation de l'effet du traitement.

Pour s'en prémunir, des restrictions supplémentaires sont imposées à l'échantillon. Seuls sont considérés les contrats initiés suffisamment en amont de la réforme, de sorte que la durée travaillée en fin de contrat et les caractéristiques du contrat sont exogènes par rapport à la réforme. La réforme a été discutée dans le débat public dès 2018. Cependant, elle n'a été annoncée qu'au cours du mois de juin 2019 et sa date d'application n'a été officiellement inscrite au Journal Officiel que le 26 juillet 2019. Par conséquent, la base est restreinte aux contrats débutés avant le 26 juillet 2019.

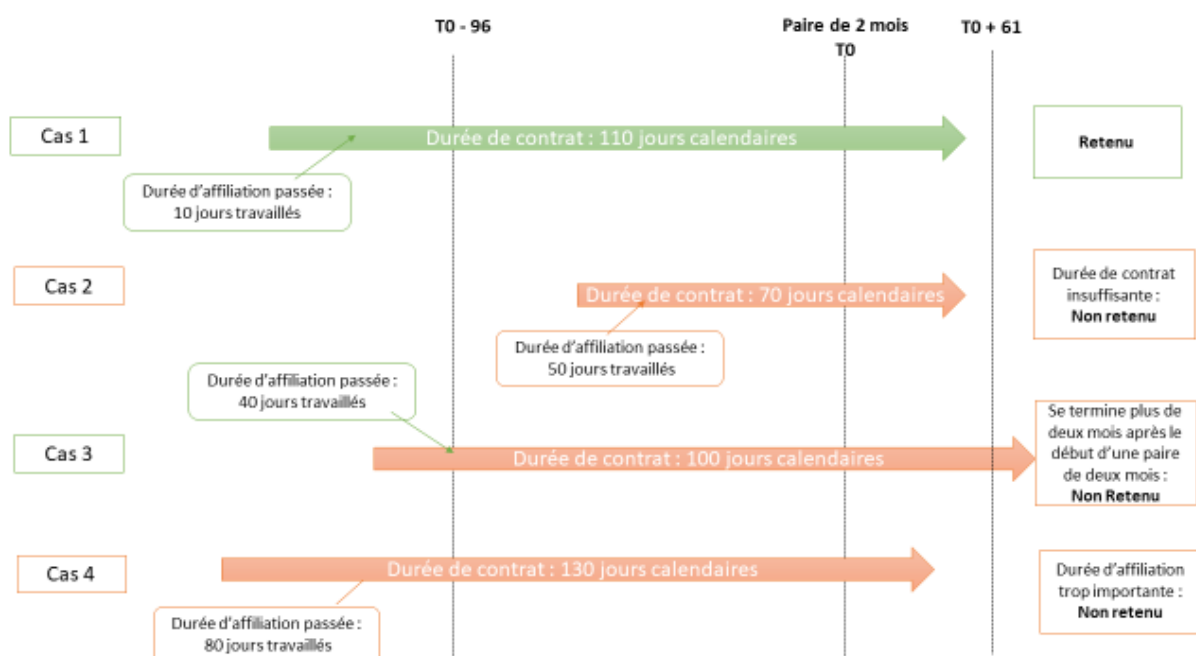
La distribution des durées des contrats qui se terminent dans les deux mois suivant la réforme est ainsi tronquée à 96 jours (soit la durée s'écoulant entre la publication au Journal officiel le 26 juillet et la date de mise en œuvre de la réforme au 1er novembre 2019). Une restriction similaire est appliquée aux contrats qui se terminent avant la réforme afin d'assurer une comparabilité des contrats sélectionnés dans l'échantillon entre les périodes pré- et post-réforme.

Par ailleurs, les fins de contrat sont regroupées par paires de deux mois, Novembre-Décembre 2018, Janvier-Février 2019, etc., afin d'atténuer la volatilité des estimateurs. Pour chaque paire, seuls sont conservés les contrats initiés au moins 96 jours (i.e. d'une durée supérieure ou égale à celle s'écoulant entre le 26 juillet et le 1<sup>er</sup> novembre 2019) avant le premier jour de la période considérée. La figure 1 présente un schéma de la constitution de l'échantillon des fins de contrat. La date T0 y représente la date de mise en place de la réforme (1<sup>er</sup> novembre 2019) ou le premier jour d'une paire de deux mois contrefactuelle. Parmi les cas présentés, seul le cas 1 est retenu dans l'échantillon de cette spécification. Le contrat du cas 1 se termine dans les deux mois qui suivent la date T0. La date de début précède sa date de fin d'au moins 96 jours calendaires. Cette fin de contrat est associée à une durée d'affiliation de 90 jours permettant d'accéder au groupe traité. Les autres cas ne sont pas retenus dans l'échantillon, car ils ne respectent pas ces critères.

La restriction étant imposée à l'ensemble de la base et pas seulement aux contrats se terminant en période post-réforme, il est possible de mettre en œuvre les tests placebos permettant de vérifier la vraisemblance de l'hypothèse de tendances communes.

Ces restrictions conduisent à la spécification principale (désignée aussi ultérieurement par spécification 1). Elle inclut un peu plus de 170 000 contrats.

**Figure 1 : Présentation de la constitution de l'échantillon**

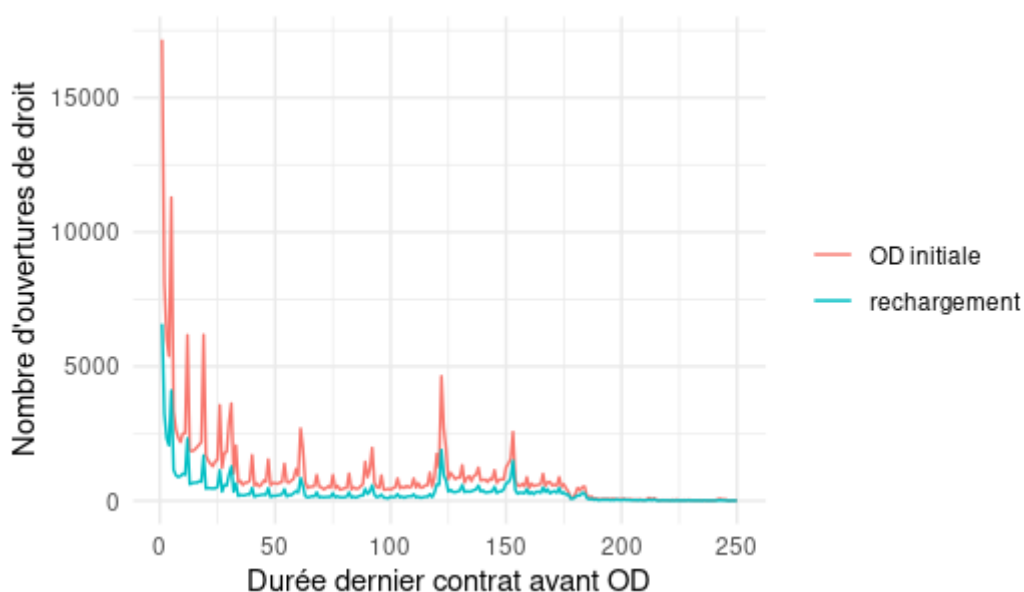


## b) Discussion de la représentativité de l'échantillon de la spécification principale

La spécification principale inclut donc des contrats relativement longs, d'une durée supérieure ou égale à 96 jours (soit un peu plus de 3 mois). Se pose alors la question de la représentativité de cet échantillon par rapport aux contrats susceptibles d'être affectés par la réforme. L'Unédic estime que sur la période pré-réforme retenue, entre novembre 2018 et octobre 2019, la part des ouvertures de droit avec une affiliation comprise entre 4 et 6 mois (hors rechargements) et faisant suite à une fin de contrat de plus de 3 mois est de 35 %. La spécification principale permet donc d'étudier un peu plus d'1/3 des contrats potentiellement concernés par le passage de 4 à 6 mois de la condition minimale d'affiliation.

### Encadré 1 - Ouvertures de droit concernées par la réforme de 2019 et représentativité de la spécification principale

Selon des chiffres communiqués par l'Unédic, sur la période novembre 2018-octobre 2019, la part des ouvertures de droit avec une affiliation comprise entre 4 et 6 mois et faisant suite à un contrat d'une durée de plus d'un mois est de 55 % hors rechargements et de 36 % avec rechargements (voir histogramme ci-dessous).



Note : « OD » est l'abréviation d'« ouverture de droit ».

Lecture : sur la période novembre 2018-octobre 2019, 15 000 ouvertures initiales de droits ont lieu suite à des contrats durant 1 jour.

Source : FNA, calculs Unédic.

Ainsi, environ 1/3 des ouvertures de droit qui auraient été concernées par la réforme (car se faisant avec une affiliation comprise entre 4 et 6 mois) sont le fait de contrats relativement longs.

Les résultats établis sur la spécification principale sont ainsi représentatifs d'environ 1/3 des potentiels salariés traités par la réforme. De plus, la moitié de ces ouvertures de droits succèdent à la fin d'un contrat de 31 jours ou moins et 20 % à la fin d'un contrat d'une durée comprise entre 32 et 95 jours.

### c) Modèle estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

Le modèle de doubles différences retenu est le suivant :

$$y_c = \sum_{m=\text{Novembre-Décembre 2018}}^{\text{Novembre-Décembre 2019}} \rho_m D_c^m + \beta X_c + \varphi_g + \kappa_j + \lambda_t + \epsilon_c \quad (1)$$

L'unité d'observation est la fin de contrat et est indexée par la lettre  $c$ . À ce contrat  $c$ , est associé le jour  $j$  auquel il prend fin et le croisement mois  $\times$  année, noté  $t$ , auquel il s'achève.

La modalité de référence porte systématiquement sur la période septembre-octobre 2019 ( $m = \text{sept} - \text{oct 2019}$ ).

$y_c$  est la variable d'intérêt parmi :

- $Ins_c$  qui vaut 1 si dans les deux mois suivant la fin du contrat  $c$ , l'individu s'est inscrit à France Travail, 0 sinon.
- $Emp_c$  qui vaut 1 si dans les deux mois suivant la fin du contrat  $c$ , l'individu a accédé à l'emploi c'est-à-dire s'il a signé au moins un nouveau contrat de travail, 0 sinon.
- $Emp_{durable}_c$  qui vaut 1 si dans les deux mois suivant la fin du contrat  $c$ , l'individu a accédé à un CDI ou un CDD de plus de 6 mois, 0 sinon.
- $Emp_{moins\_durable}_c$  qui vaut 1 si dans les deux mois suivant la fin du contrat  $c$ , l'individu a accédé à un CDD de moins de 2 mois ou un contrat intérimaire.

$D_c^m$  est la variable de traitement : elle vaut 1 si le contrat  $c$  est dans le groupe traité et s'il se termine dans la paire de mois  $m$ .

$\rho_{\text{nov-déc2019}}$  est le paramètre d'intérêt.

$X_c$  est un ensemble de variables de contrôles incluant : la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, le sexe de l'individu, son âge, la nature du contrat (CDD, contrat de mission, etc.), le motif de rupture du contrat, la durée du contrat, le secteur d'activité du contrat perdu, le département dans lequel le contrat a été exercé, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois.

$\kappa_j$  est un effet fixe qui correspond au jour du mois de fin de contrat.

$\lambda_t$  est un effet fixe de période de fin de contrat (mois  $\times$  année).

$\epsilon_c$  est le terme d'erreur.

Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires en pondérant les observations par l'inverse du nombre de contrats de l'individu. L'analyse descriptive des variables d'intérêt (partie IV) souligne l'importance de contrôler de manière assez fine la durée d'affiliation dans les régressions au sein de chaque groupe. C'est pourquoi l'intervalle des durées d'affiliation compris entre 4 et 8 mois est découpé en intervalles de 5 jours consécutifs travaillés<sup>6</sup>, et les variables indicatrices associées à

---

<sup>6</sup> La durée d'affiliation est calculée en jours ouvrés. Ainsi, une durée d'affiliation de 5 jours consécutifs correspond à une semaine de travail.

chacun de ces intervalles sont intégrées dans les estimations par l'effet fixe ( $\varphi_g$ , avec  $g \in \{[85,90]; \dots [170, 175]\}$ ) dans l'équation (1)).

Par ailleurs, pour chaque variable d'intérêt, la crédibilité de l'hypothèse de tendances communes est vérifiée. Cela revient à s'assurer que, sans la réforme, le groupe traité et le groupe de contrôle auraient évolué similairement en testant si cette hypothèse est vérifiée sur la période pré-réforme à partir du modèle économétrique détaillé dans l'équation (1). L'hypothèse des tendances communes est bien vérifiée dès lors que  $\rho_m$ , pour chaque  $m$  dans la période pré-réforme, n'est pas significativement différent de 0.

L'inconvénient de la spécification 1 est qu'elle inclut seulement des contrats relativement longs (d'une durée supérieure à 3 mois). Pour examiner l'impact de la réforme sur les comportements d'inscription et d'emploi des individus en contrats de courte durée, une autre spécification est retenue dans la partie VII.

## IV. Analyse descriptive

### a) Description de la population concernée par la réforme

Le tableau 1 résume les principales caractéristiques des contrats étudiés dans cette étude sur le champ de la spécification principale. Il s'agit d'une population relativement jeune (29 ans en moyenne), majoritairement composée d'employés, en CDD ou en intérim.

Le tableau 1 suggère également que le groupe de contrôle est un bon groupe témoin dans la mesure où il a des caractéristiques très proches du groupe traité, si ce n'est qu'il a plus fréquemment ouvert des droits par le passé et des durées moyennes de contrat plus longues. Ceci justifie d'inclure une interaction entre cette variable et un effet fixe temps dans les variables de contrôle. De plus, les deux groupes restent similaires tant du point de vue de leurs caractéristiques que de la taille de chaque groupe, entre avant et après la réforme de 2019.

**Tableau 1 - Caractéristiques du groupe traité et du groupe contrôle de la spécification 1**

En % (sauf la taille de l'échantillon)	Avant le 1 <sup>er</sup> novembre 2019		Après le 1 <sup>er</sup> novembre 2019	
	Groupe contrôle	Groupe traitement	Groupe contrôle	Groupe traitement
<b>Taille de l'échantillon</b>	<b>99 099</b>	<b>49 234</b>	<b>15 732</b>	<b>6 749</b>
<b>Sexe</b>				
Femmes	46	46	43	41
<b>Tranche d'âge</b>				
16-24 ans	39	41	32	41
25-35 ans	35	34	39	33
36-45 ans	17	17	19	17
46-52 ans	9	8	10	9
<b>Professions et catégories socioprofessionnelles</b>				
Cadres et Professions intellectuelles supérieures	7	6	6	5
Professions intermédiaires	12	11	10	10

Employés / employées	41	40	39	37
Ouvriers / ouvrières	32	34	35	38
Inconnue	9	9	10	9
<b>Nature de contrat perdu</b>				
CDD	75	74	74	71
CDI	18	18	17	19
Intérim	6	7	7	8
Autre	1	1	2	2
<b>Durée moyenne du contrat perdu (en jours)</b>	189	149	193	149
<b>Ouverture de droit passée</b>				
Oui	21	15	23	15
<b>Inscription dans les 2 mois suivant la perte du contrat</b>				
Oui	44	35	46	32
<b>Reprise d'emploi dans les 2 mois suivant la perte du contrat</b>				
Oui	30	30	27	32
<b>Secteur d'activité du contrat perdu</b>				
Agriculture	4	6	5	8
Tertiaire non-marchand	12	12	11	9
Commerce	31	31	29	30
Construction	15	15	17	16
Industrie	9	8	9	9
Autres services marchands	30	28	29	29

Lecture : 74 % des contrats du groupe traité (i.e. ayant une durée travaillée comprise entre 4 et 6 mois) terminés avant le 1<sup>er</sup> novembre 2019 étaient des CDD, contre 71 % après le 1<sup>er</sup> novembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, ayant débuté avant le 26 juillet 2019 et avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

## b) Analyse descriptive des variables d'intérêt

Dans cette section, les différentes variables d'intérêt au cours de la période post-réforme (novembre et décembre 2019) sont comparées à leur valeur une année auparavant (novembre et décembre 2018)<sup>7</sup>, suivant la spécification principale. La figure 2 représente la probabilité d'ouvrir un droit dans le mois qui suit la fin de contrat en fonction de la durée d'affiliation de l'individu avant de perdre son contrat (plus précisément selon la classe de durée d'affiliation). La durée d'affiliation est calculée comme le nombre de jours travaillés dans les 28 derniers mois (resp. 24) pour la période pré-réforme (resp. post-réforme).

L'application de la réforme peut s'observer par la chute de la probabilité d'ouvrir un droit lorsque la durée travaillée est comprise entre 4 et 6 mois (entre les deux traits verticaux). En théorie, cette probabilité devrait être nulle pour les salariés ayant accumulé moins de 6 mois d'affiliation et

<sup>7</sup> Cette comparaison de deux mêmes mois séparés d'un an permet de contrôler de la saisonnalité des fins de contrats.



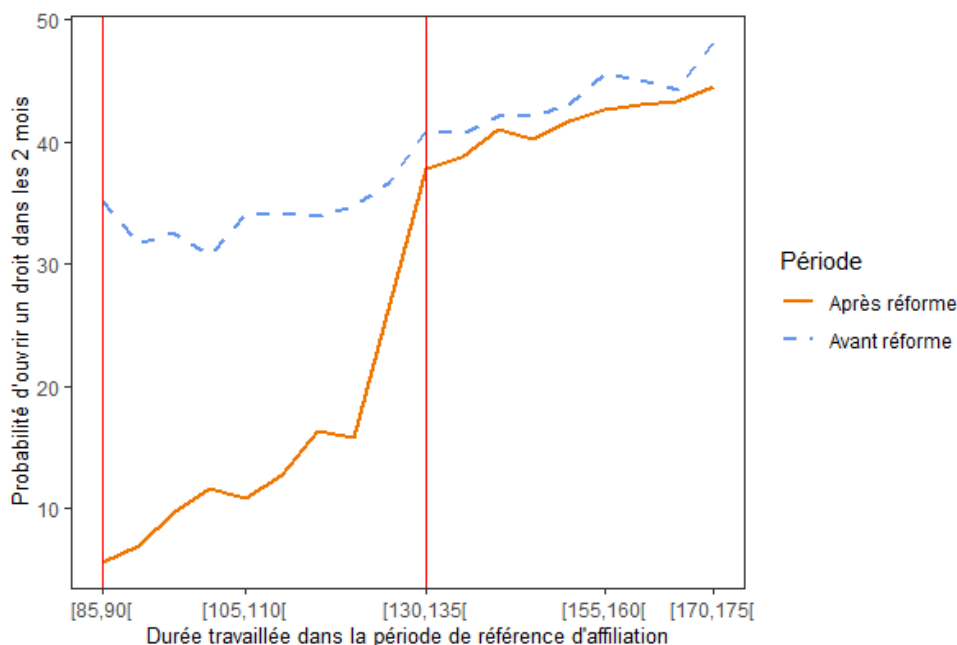
terminant leur contrat en période post-réforme, ce qui n'est pas tout à fait le cas dans la figure 2. Ce phénomène peut s'expliquer au moins pour quatre raisons :

- Tout d'abord, il peut y avoir une erreur de mesure sur la variable d'assignation, à savoir la durée d'affiliation, qui conduit à classer des personnes comme traitées, alors qu'elles sont en réalité témoins. La durée d'affiliation est en effet recalculée à partir des données mobilisées et non directement observée.
- Ensuite, il peut y avoir une erreur de mesure sur la date de fin contrat impliquant que des traités se retrouvent classés dans la période post-réforme, alors qu'ils ont en réalité terminé leur contrat en période pré-réforme.
- Par ailleurs, il peut y avoir une erreur de mesure sur les ouvertures de droit, du fait de l'imprécision potentielle des données utilisées : ces personnes sont bien traitées et ont bien terminé leur contrat après l'entrée en vigueur de la réforme, mais n'ont en réalité pas ouvert de droit.
- Enfin, l'assignation à l'un des groupes dépend de la durée d'affiliation, qui est calculée dans cette étude en nombre de jours ouvrés et non pas en heures de travail, ces dernières étant en effet mal renseignées dans les DSN. Or, il est possible que certains salariés, à l'issue d'une fin de contrat involontaire, remplissent la condition d'éligibilité en heures mais pas en jours. Ceci expliquerait pourquoi la probabilité d'ouvrir un droit dans le mois suivant une perte d'emploi n'est pas nulle en période post-réforme, pour des durées d'affiliation strictement inférieures à la nouvelle condition minimale de 130 jours (figure 2).

Les deux premières erreurs de mesure auraient pour effet de biaiser à la baisse les estimateurs (puisque certaines personnes classées dans le groupe traité sont en réalité dans le groupe contrôle et ne réagissent donc pas à la réforme), tandis que les deux dernières erreurs n'auraient pas d'effet sur le biais des estimateurs, dans la mesure où les erreurs de mesure sont identiques sur les périodes pré- et post-réforme. La partie VI.1 permet de montrer que les résultats sont robustes à cette erreur de mesure.

À partir de 6 mois travaillés, on observe un saut dans la probabilité de s'ouvrir un droit dans la période post-réforme, qui rejoint son niveau pré-réforme (figure 2), ce qui valide la qualité du *proxy* de l'éligibilité construit à partir des seules DSN.

**Figure 2 - Probabilité d'ouvrir un droit dans le mois qui suit la fin de contrat en fonction de la durée travaillée avant la fin de contrat**



Note : les deux barres en rouge correspondent respectivement à 88 jours travaillés (4 mois) et 130 jours travaillés (6 mois) dans la période de référence d'affiliation.

Lecture : la probabilité d'ouvrir un droit suite à une perte d'emploi avec une durée travaillée comprise entre 130 et 135 est d'environ 40 % avant réforme.

Champ : fins de contrat involontaires survenues entre le 01/11/2018-31/12/2018 (période pré-réforme) ou entre le 01/11/2019-31/12/2019 (période post-réforme), contrats ayant commencé avant le 26 juillet 2019 et d'une durée supérieure ou égale à 96 jours.

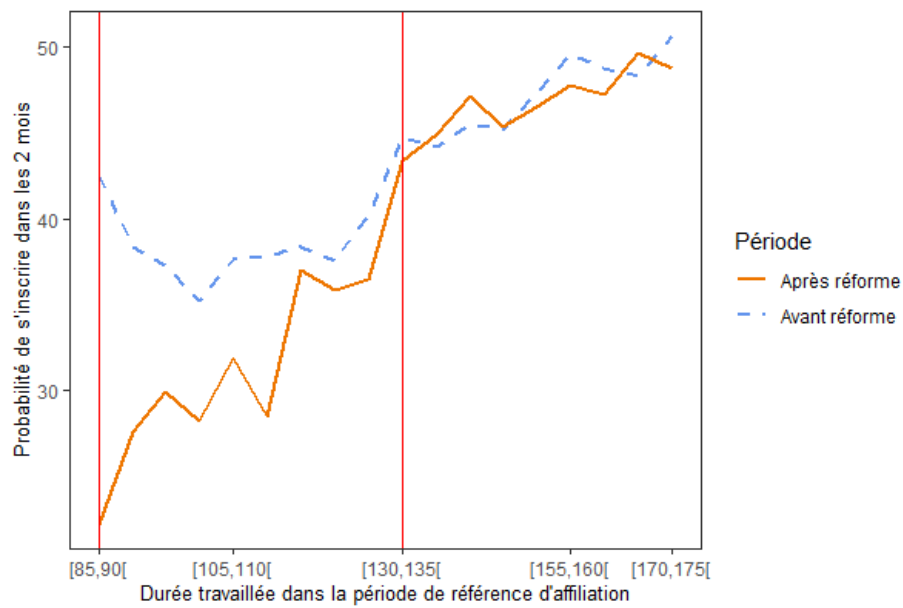
Sources : DSN-Sismmo, FH.

Le même type de graphique est réalisé pour les différentes variables d'intérêt. On peut constater une baisse de la probabilité d'inscription dans les deux mois suivant une fin de contrat lorsque la durée travaillée est comprise entre 4 et 6 mois (figure 3). À partir de 6 mois de travail (i.e. après le deuxième trait rouge vertical), la probabilité de s'inscrire à France Travail suite à une fin de contrat involontaire retrouve son niveau pré-réforme.

Pour l'emploi, il apparaît que la probabilité de reprendre un emploi dans les 2 mois est supérieure après réforme qu'avant réforme pour les classes de durées comprises entre 4 et 6 mois (i.e. celles concernées par la réforme) (figure 4). Cette probabilité chute à partir de 6 mois d'affiliation, puis les probabilités avant réforme et après réforme se rejoignent.

Ces premières analyses descriptives suggèrent que la réforme aurait eu un effet négatif sur l'inscription et positif sur la probabilité de reprendre un emploi. Toutefois, elles ne sont pas suffisantes pour évaluer de façon causale l'effet du passage de 4 à 6 mois de la condition d'éligibilité sur les variables d'intérêt car d'autres facteurs (et notamment la conjoncture et la situation sur le marché du travail) peuvent se confondre avec l'effet de la réforme. Il reste donc nécessaire de mener une analyse économétrique pour neutraliser l'effet de ces facteurs.

**Figure 3 - Probabilité de s'inscrire à France Travail dans les 2 mois suivant la fin de contrat en fonction de la durée travaillée avant la fin de contrat**

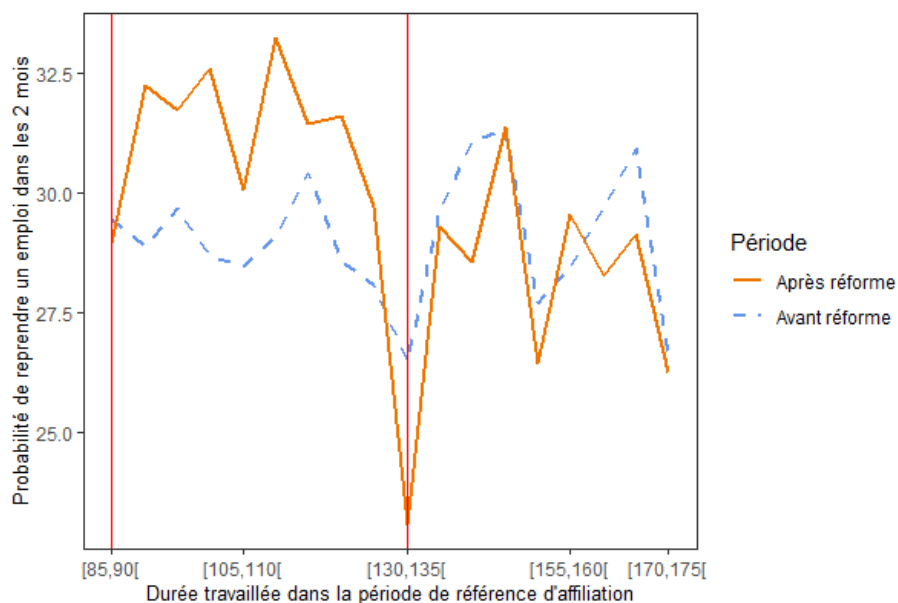


Lecture : la probabilité de s'inscrire à France Travail suite à une perte involontaire d'emploi avec une durée travaillée comprise entre 130 et 135 jours est d'environ 45 % avant réforme comme après réforme.

Champ : fins de contrat involontaires survenues entre le 01/11/2018-31/12/2018 (période pré-réforme) ou entre le 01/11/2019-31/12/2019 (période post-réforme), contrats ayant commencé avant le 26 juillet 2019 et d'une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 4 - Probabilité d'accéder à l'emploi dans les 2 mois suivant la fin de contrat en fonction de la durée travaillée avant la fin de contrat**



Lecture : la probabilité d'accéder à l'emploi dans les 2 mois à la suite d'une perte involontaire d'emploi avec une durée travaillée comprise entre 130 et 135 jours est de 23 % après réforme.

Champ : fins de contrat involontaires survenues entre le 01/11/2018-31/12/2018 (période pré-réforme) ou entre le 01/11/2019-31/12/2019 (période post-réforme), contrats ayant commencé avant le 26 juillet 2019 et d'une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

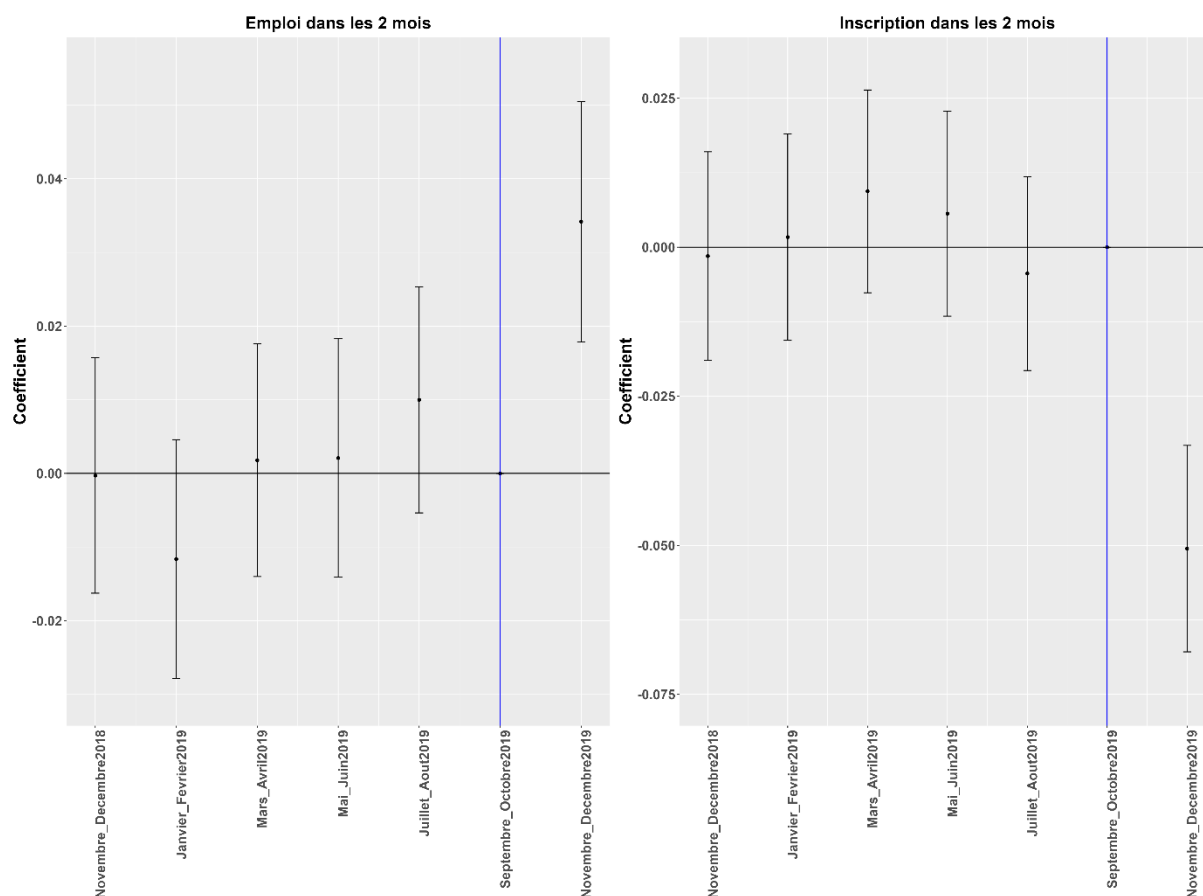
## V. Résultats

### a) Inscription et reprise d'un emploi deux mois après la fin de contrat

L'estimation économétrique (cf. équation (1)) indique un effet négatif et significatif du passage de 4 à 6 mois de la condition d'affiliation minimale sur l'inscription dans les deux mois (figure 5). Les salariés ayant une durée travaillée entre 4 et 6 mois au moment de leur fin de contrat involontaire, qui sont alors non éligibles à l'Assurance chômage après la réforme, ont une probabilité de s'inscrire à France Travail dans les 2 mois inférieure de 5 points à celle des salariés du groupe contrôle. De plus, un effet positif et significatif sur la probabilité de se retrouver en emploi dans les deux mois est estimé : la réforme a augmenté d'environ 3 points de pourcentage la probabilité d'accéder à l'emploi dans les 2 mois (figure 5).

Ces effets sont attendus par la théorie économique : l'inscription étant un préalable à l'ouverture d'un droit, la restriction de l'ouverture de droits a désincité les non-éligibles à s'inscrire à France Travail et les a incités à accroître leur offre de travail.

**Figure 5 - Inscription et reprise d'un emploi 2 mois après une fin de contrat involontaire, d'une durée supérieure à 96 jours calendaires, entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durées d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité a une probabilité de reprendre un emploi 3,4 points supérieure à celle du groupe contrôle en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

## b) Durabilité de l'emploi retrouvé

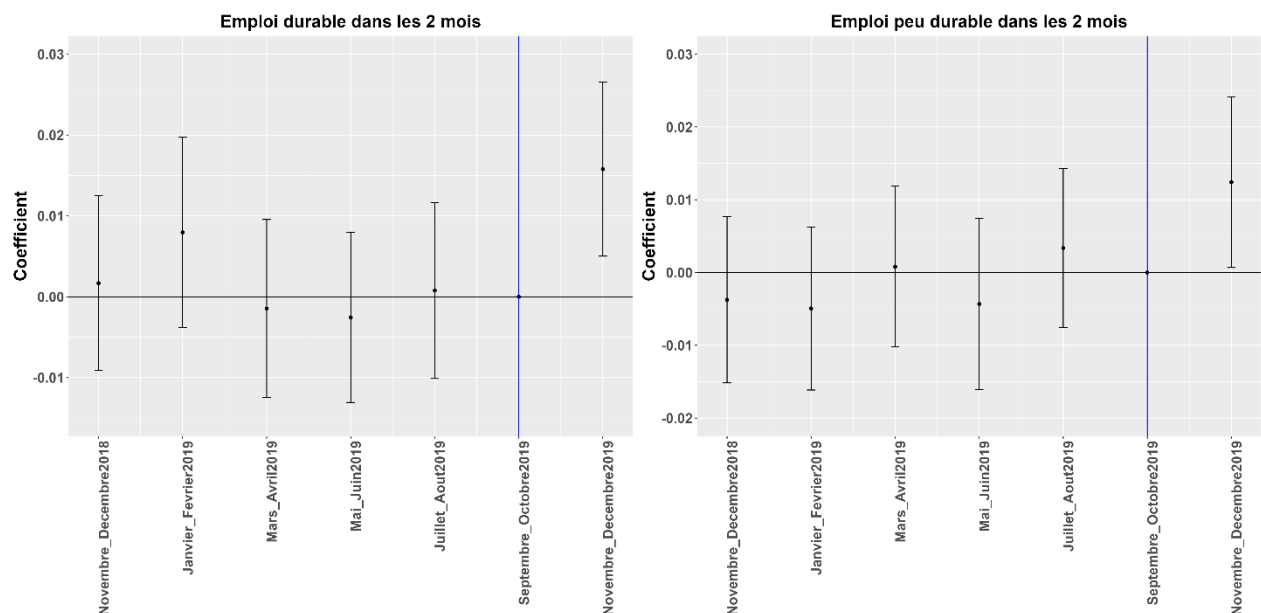
Le durcissement des conditions d'accès à l'Assurance chômage a un effet positif sur la reprise d'emploi (cf. ci-dessus) pour les contrats étudiés dans la spécification principale, c'est-à-dire des contrats d'une durée supérieure à 3 mois. Dans cette sous-partie, est analysée la qualité de cet emploi retrouvé, mesurée à l'aide de la nature du contrat retrouvé (CDD, CDI, etc.) et de sa durée prévisionnelle (hors CDI). Cette dernière est définie comme la différence entre la date de fin de contrat indiquée au moment de sa signature (pour les contrats temporaires) et la date de début de contrat. Dans la

littérature (Brébion et al., 2022), la qualité de l'emploi retrouvé est plutôt mesurée à l'aide des salaires, mais cette information n'a pas pu être mobilisée dans le cadre de cette étude.

La démarche mise en œuvre jusqu'ici est dupliquée, en se concentrant sur 1) la probabilité d'obtenir dans les 2 mois un emploi « durable » c'est-à-dire un CDI (y compris intérimaire) ou un CDD de plus de 6 mois et 2) la probabilité de retrouver dans les 2 mois un emploi de moins de 2 mois ou un contrat d'intérim (désigné comme emploi « peu durable » ci-après).

Sur l'ensemble du champ d'intérêt, un effet positif et significatif à la fois sur la probabilité de reprendre un emploi durable et sur la probabilité de reprendre un emploi peu durable est estimé (figure 6). L'effet est de même ampleur pour les deux variables d'intérêt (+1,6 pour l'emploi durable, +1,3 pour l'emploi peu durable), suggérant que les 3 points sur l'emploi se décomposent pour moitié par la reprise d'un emploi peu durable et pour l'autre par la reprise d'un emploi durable. Par ailleurs, la figure 6 permet de s'assurer qu'il s'agit bien d'un effet de la réforme, puisqu'il n'y a pas de différences significatives entre les deux groupes avant celle-ci.

**Figure 6 - Tendence de la reprise d'un emploi durable ou d'un emploi peu durable jusqu'à 2 mois après une fin de contrat involontaire**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité a une probabilité de reprendre dans les 2 mois un emploi durable 1,6 point supérieure à celle du groupe contrôle en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

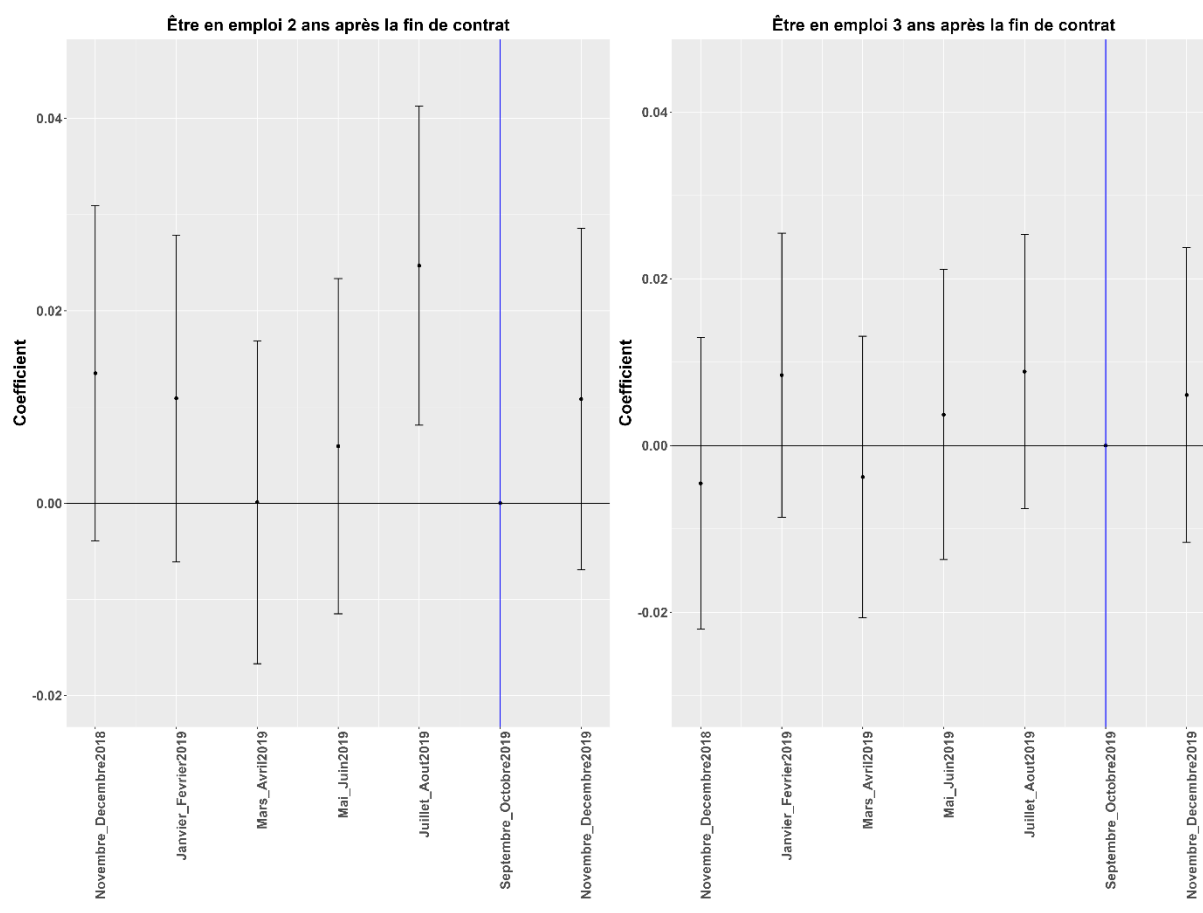
### c) Effet de la réforme à plus long terme

Jusqu'à présent, l'impact d'une hausse de la durée d'affiliation minimale à l'Assurance chômage n'est évalué que sur un horizon de 60 jours après une fin de contrat involontaire. Ce choix est justifié par le fait d'éviter la période de crise sanitaire.

Néanmoins, il est possible que certains comportements prennent du temps à se mettre en œuvre. C'est pourquoi il apparaît utile d'étudier les effets de la réforme à un horizon plus long. Dans cette perspective, il est proposé de regarder l'impact de la réforme sur la probabilité d'être en emploi 24 et 36 mois après une fin de contrat involontaire. Le choix de ne pas étudier l'impact de la réforme à un horizon plus court, comme 6 mois ou 1 an, est aussi contraint par la crise sanitaire.

Il n'est obtenu aucun effet significatif de la réforme sur la probabilité d'être en emploi 2 ans et 3 ans après une fin de contrat involontaire (figure 7). Ce résultat n'est pas surprenant, puisqu'il s'agit ici d'étudier un éventuel impact de la réforme à un horizon très éloigné d'une fin de contrat. Si la modification de la durée d'affiliation peut inciter les individus n'étant plus éligibles, lors d'une fin de contrat involontaire, à accroître leur recherche d'emploi, elle a moins de chances d'influencer la probabilité que ces individus soient en emploi longtemps après. Cette probabilité, sur un horizon temporel aussi long, dépend d'autres facteurs, comme le fait d'avoir repris un emploi avant l'échéance des 2 ou des 3 ans ou de la nature de cet emploi. De plus, les deux groupes restent composés de personnes ayant des droits relativement courts à l'aune de cet horizon temporel de 2 ou 3 ans, et sont donc susceptibles d'effectuer des allers-retours entre emploi et chômage. Dans l'intervalle, elles ont probablement été confrontées aux nouvelles conditions d'éligibilité.

**Figure 7 - Tendances d'être en emploi jusqu'à 2 ans ou 3 ans après une fin de contrat involontaire**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : il n'y a pas de différence significative sur la probabilité d'être en emploi 2 ans ou 3 ans après la fin de contrat entre le groupe traité et le groupe contrôle avant et après réforme.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

#### d) Hétérogénéité de l'effet de la réforme selon l'âge

Dans cette partie, l'effet de la réforme est étudié sur deux sous-populations : les moins de 25 ans d'une part et les 25 ans ou plus d'autre part. Les premiers constituent une part importante des groupes traités et témoins. Différencier les effets suivant la tranche d'âge constitue de plus un test de robustesse car les étudiants ne sont pas concernés par la réforme de la condition d'affiliation étant donné qu'ils ne sont pas éligibles à l'Assurance chômage. Cumulant des activités rémunérées avec leurs études, leurs comportements de recherche d'emploi diffèrent sensiblement de ceux des autres membres de leur génération déjà intégrés sur le marché du travail. La présence d'étudiants au sein de la population étudiée constitue un risque de biais pour l'estimation si des phénomènes ont affecté



l'emploi étudiant concomitamment à la mise en place de la réforme. Le plus simple pour lever ce biais serait de supprimer les contrats relevant de l'emploi étudiant, mais il n'est pas possible de l'isoler dans les données de la DSN. Par ailleurs, il paraît délicat de retenir une spécification principale excluant l'ensemble des jeunes de moins de 25 ans du champ de l'analyse, étant donné que ce groupe représente entre un tiers et la moitié de la population d'intérêt<sup>8</sup> (tableau 1) et compte parmi les principaux concernés par une réforme de la condition minimale d'affiliation (cf. Unedic, 2021). Il est donc proposé de répliquer l'estimation principale sur deux sous-populations : les jeunes de moins de 25 ans d'une part et, ceux âgés de 25 ans ou plus d'autre part.

Cette analyse confirme le résultat principal de cette étude sur chacun des sous-groupes, à savoir que la réforme de la condition d'affiliation minimale a diminué les inscriptions à France Travail et accru le retour en emploi (figures 18 et 19 en annexe).

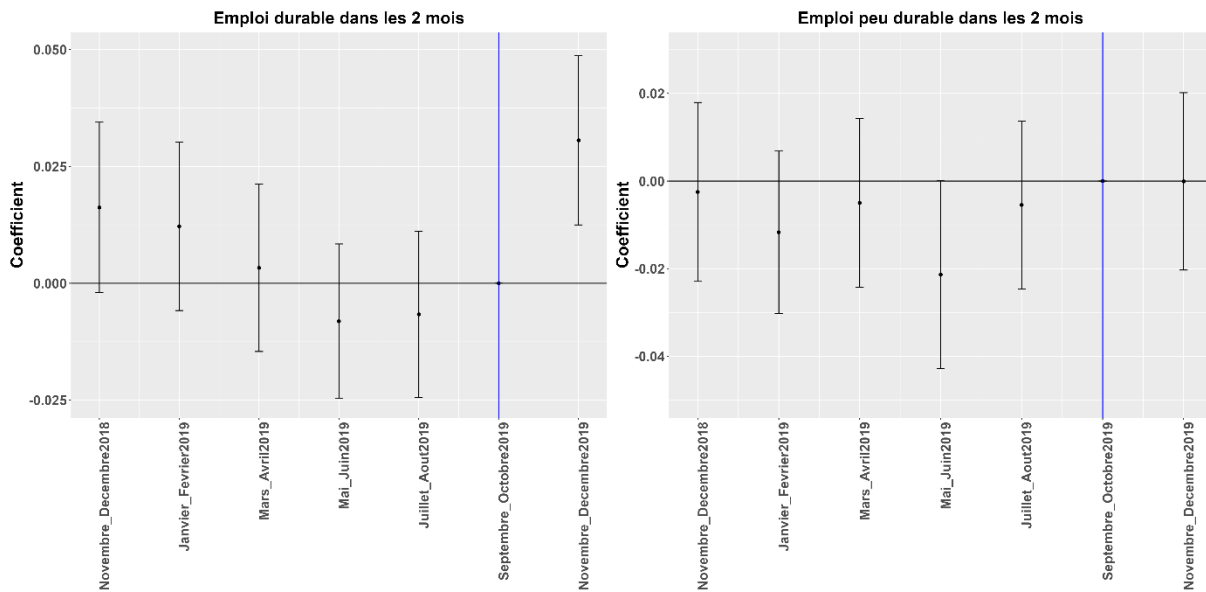
En revanche, l'effet de la réforme sur la nature de l'emploi repris diffère nettement selon la tranche d'âge. L'effet positif de la réforme, sur la reprise d'un emploi durable, semble être uniquement porté par la classe d'âge des 16-24 ans. En répliquant le modèle (1) sur cette sous-population, la réforme accroît d'environ 3 points la probabilité d'obtenir un emploi durable dans les deux mois suivant une fin de contrat involontaire pour le groupe traité par rapport au groupe de contrôle (figure 8 et figure 20 en annexe). L'effet sur la reprise d'un emploi peu durable n'apparaît pas significatif pour cette population (figure 8). Les enseignements tirés de l'évaluation des impacts de la réforme sur cette tranche d'âge doivent être pris avec précaution, étant donné qu'il n'est pas possible d'identifier les étudiants dans les données. Néanmoins, en supposant que l'emploi étudiant n'est pas été affecté par des phénomènes externes au voisinage du 1<sup>er</sup> novembre, l'estimation indique que la réforme a eu un effet particulièrement important sur les comportements de recherche d'emploi des plus jeunes qui terminent un contrat de 3 mois ou plus, les incitant à accélérer leur retour à l'emploi durable.

La même démarche est reproduite sur le champ des individus de 25 ans ou plus, afin d'obtenir une population affectée de manière certaine par la réforme de 2019, ce qui conduit à retirer près de 40 % de l'échantillon décrit en partie III. Cela conduit à estimer uniquement un effet positif et significatif sur la reprise d'un emploi peu durable (figure 9) : le groupe traité a une probabilité de reprendre dans les 2 mois un emploi peu durable de 2 points supérieure à celle du groupe contrôle en novembre-décembre 2019, par rapport à avant la date d'application de la réforme.

---

<sup>8</sup> Au voisinage du 1<sup>er</sup> novembre 2019, la composition des groupes par âge, et plus particulièrement celle du groupe de contrôle, n'a pas radicalement changé, contrairement à ce que laisse présager le tableau 1. En effet, les 16-24 ans représentent 34 % du groupe de contrôle des fins de contrats ayant eu lieu en septembre-octobre 2019, contre 32 % en novembre-décembre 2019.

**Figure 8 - Tendence de la reprise d'un emploi durable ou d'un emploi peu durable jusqu'à 2 mois après une fin de contrat involontaire, pour les moins de 25 ans**



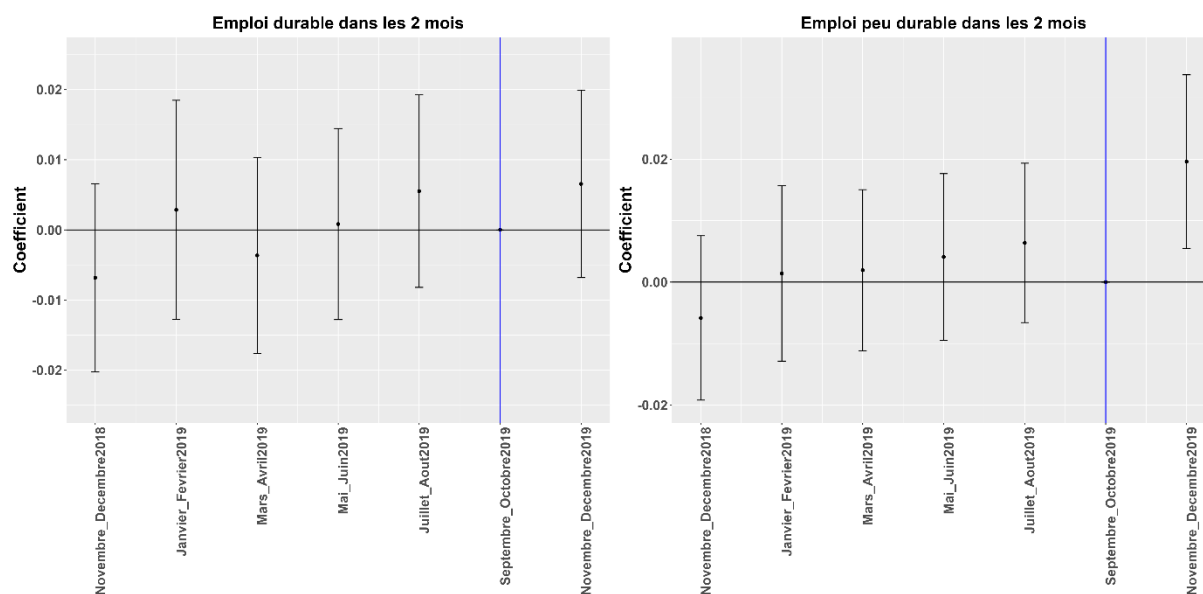
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité ayant moins de 25 ans a une probabilité de reprendre dans les 2 mois un emploi durable 3,1 points supérieure à celle du groupe contrôle de la même tranche d'âge en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, pour la population âgée, au moment de la fin de contrat, entre 16 et 24 ans inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 9 - Tendence de la reprise d'un emploi durable ou d'un emploi peu durable jusqu'à 2 mois après une fin de contrat involontaire, pour les 25 ans ou plus**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité a une probabilité de reprendre dans les 2 mois un emploi peu durable 2 points supérieure à celle du groupe contrôle en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, pour les salariés âgés, au moment de la fin de contrat, de 25 ans ou plus.

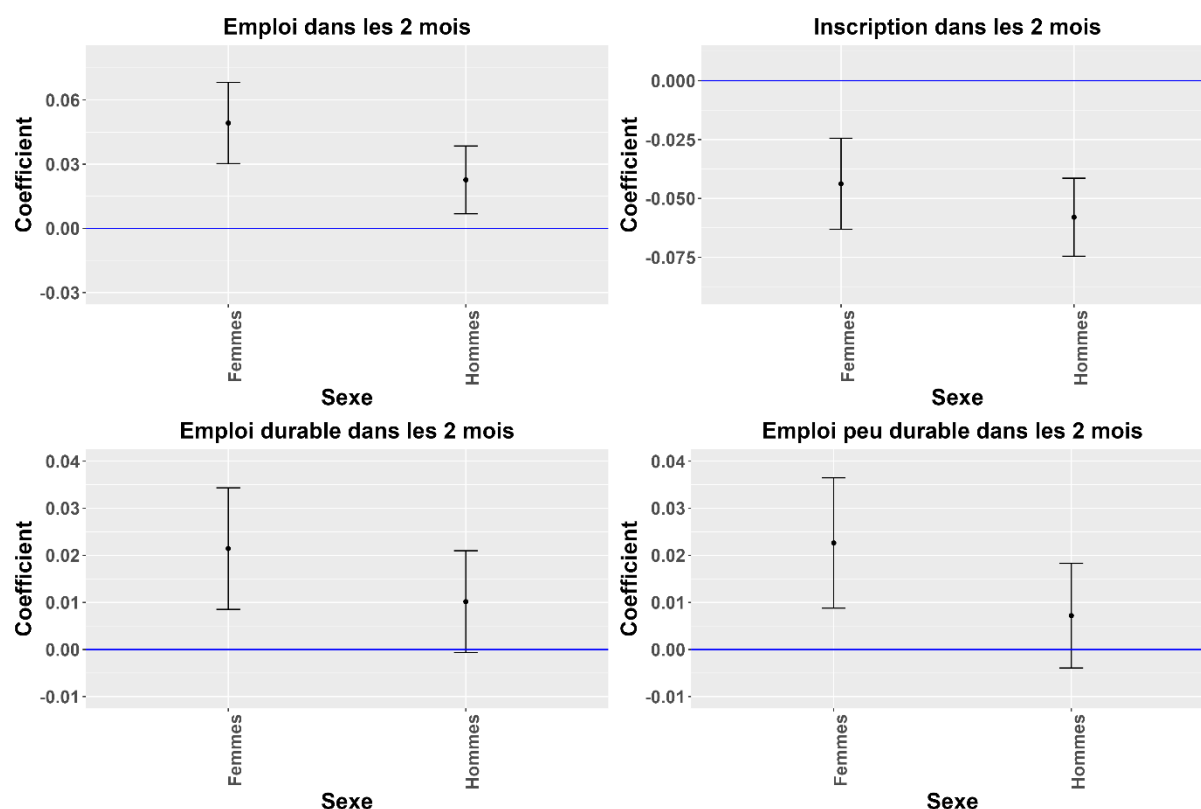
Sources : DSN-Sismmo, FH.

### e) Hétérogénéité de l'effet de la réforme selon le sexe et le secteur d'activité de l'emploi perdu

Le tableau 5 en annexe présente, avant la réforme, les différences entre le groupe traité et le groupe de contrôle pour les différentes variables d'intérêt. Avant la réforme, les hommes du groupe traité ont une probabilité de 9 points inférieure à celle du groupe de contrôle de s'inscrire à France Travail dans les 2 mois suivant leur fin de contrat. Pour les hommes comme pour les femmes, il n'y a pas de différence majeure dans la probabilité de reprendre un emploi à 2 mois avant réforme.

La figure 10 représente les différences d'impact du traitement selon le sexe sur l'emploi, l'inscription, l'obtention d'un CDI ou d'un CDD de plus de six mois (« emploi durable ») et l'obtention d'un contrat d'intérim ou d'un CDD de moins de deux mois (« emploi peu durable »), jusqu'à 60 jours après une fin de contrat. Cette différence d'impact du traitement selon le sexe est obtenue en interagissant le traitement avec la variable binaire qui renseigne du sexe des salariés concernés.

**Figure 10 - Effet de la réforme sur l'inscription, l'emploi, l'obtention d'un emploi durable ou d'un contrat peu durable jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire, réparti par sexe**



Note : les coefficients doivent être interprétés avec prudence.

Lecture : les femmes du groupe traité ont une probabilité de reprendre un emploi dans les deux mois de 5 points supérieure à celle des femmes du groupe de contrôle entre avant et après le 1<sup>er</sup> novembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure à 96 jours inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

Pour conclure à une hétérogénéité du traitement selon le sexe des individus, il est nécessaire de s'assurer qu'il y a une différence significative du traitement selon le sexe. Il convient de noter que le paramètre associé à l'interaction entre le fait d'être une femme et le traitement représente la différence de comportement des femmes ayant, au moment de leur perte d'emploi involontaire, une durée d'affiliation comprise entre 4 et 6 mois, entre avant et après le 1<sup>er</sup> novembre 2019, par rapport à la différence de comportement des femmes du groupe de contrôle sur la même période. Ce paramètre correspond donc à l'effet de la réforme pour les femmes.

Le test, pour étudier cette éventuelle hétérogénéité selon le sexe peut s'écrire de la manière suivante, en notant  $\rho_{hommes \times traitement}$  et  $\rho_{femmes \times traitement}$  les paramètres du traitement par sexe des salariés concernés,  $\rho_{hommes \times traitement} - \rho_{femmes \times traitement} = 0$ . Ce test revient à supposer que les hommes et les femmes réagissent de la même manière à la réforme. Si ce test est rejeté, il peut être conclu à une hétérogénéité de l'effet de la réforme selon le sexe des salariés concernés par une perte d'emploi involontaire.

Le tableau 6 en annexe présente le résultat de ce test, pour la probabilité de s'inscrire à France Travail, de retrouver un emploi durable ou un emploi peu durable, et de reprendre un emploi jusqu'à 2 mois après une fin de contrat involontaire. C'est cette dernière probabilité qui donne une différence

négative et significative (- 3 points de pourcentage) de l'effet de la réforme entre les hommes et les femmes. Autrement dit, les femmes du groupe traité accroissent davantage leur offre de travail que celles du groupe de contrôle, par rapport à l'augmentation de l'offre de travail des hommes du groupe traité relativement aux hommes du groupe de contrôle. Ainsi, les femmes réagissent davantage à la réforme que les hommes en ce qui concerne la reprise d'un emploi dans les 2 mois. Ce résultat est cohérent avec les études économétriques montrant que l'offre de travail des femmes est plus élastique que celle des hommes (Briard, 2017). D'autres études, comme celle de Danzin et Simonnet (2014) montrent que les femmes réagissent davantage que les hommes aux incitations financières à la reprise d'emploi. En revanche, il n'est pas possible de conclure sur une hétérogénéité de l'effet de la réforme pour l'inscription à France Travail, ni la qualité de l'emploi repris, 2 mois après une perte d'emploi involontaire selon le sexe des salariés y faisant face.

Une démarche similaire est menée selon le secteur d'activité de l'emploi perdu. Il ne semble pas y avoir d'hétérogénéité de l'effet de la réforme selon ce facteur<sup>9</sup> (tableaux 7 à 10 en annexe).

## VI. Tests de robustesse de la spécification principale

### a) Problème de mesure de la durée travaillée

La répartition des individus entre le groupe traité et le groupe de contrôle requiert de calculer avec précision la durée totale passée en emploi sur les 24 derniers mois au moment de la fin de contrat. Or, sur cette période de 24 mois, une partie des contrats a déjà pu être comptabilisée pour ouvrir un éventuel droit précédent et ne devrait donc pas entrer dans le calcul de la durée travaillée pour cette fin de contrat donnée. Il existe donc un risque de surestimation de la durée travaillée sur les 24 derniers mois avec la méthode de calcul retenue.

De ce fait, certains contrats risquent d'être classés dans le groupe de contrôle en raison de l'erreur de mesure sur la durée travaillée. Cette erreur de mesure est susceptible de biaiser à la baisse les coefficients des régressions. En effet, une partie des membres du groupe de contrôle ont le même comportement que ceux du groupe traité, ce qui conduit à potentiellement sous-estimer l'impact de la réforme sur l'inscription ou encore sur la reprise d'un emploi.

Pour neutraliser ce biais, il est proposé, pour cette partie uniquement, de ne conserver que les individus qui n'ont pas eu d'ouverture de droit sur les 28 derniers mois. Pour ces derniers, il n'y a *a priori* pas de problème de mesure de la durée passée en emploi liée à l'utilisation pour un précédent droit.

Cette restriction de la population d'étude ne change pas les enseignements de la partie V (tableau 2) : l'estimation est donc robuste à ce biais.

---

<sup>9</sup> Il existe une exception : les tableaux 7 à 10 en annexe mettent en avant un effet significativement plus faible de la réforme sur la probabilité de reprendre un emploi pour les salariés terminant un contrat dans le secteur agricole. Mais ce résultat est fragile car, outre la faiblesse du nombre d'observations dans ce secteur (environ 5 % de la base), la DSN ne couvre qu'imparfaitement les contrats agricoles, en particulier saisonniers.

**Tableau 2 - Effet de la réforme pour les salariés n'ayant pas ouvert de droit dans les deux dernières années**

	Emploi à 2 mois (1)	Inscription à 2 mois (2)	Emploi durable à 2 mois (4)	Emploi peu durable à 2 mois (5)
Modèle :				
<i>Variables</i>				
traitement	0.0316*** (0.0075)	-0.0537*** (0.0078)	0.0178*** (0.0051)	0.0104** (0.0053)
âge	-0.0198*** (0.0014)	0.0263*** (0.0014)	-0.0080*** (0.0010)	-0.0098*** (0.0009)
âge <sup>2</sup>	0.0002*** (0)	-0.0003*** (0)	9.45 × 10 <sup>-5</sup> *** (0)	0.0001*** (0)
durée contrat	-0.0013*** (0.0004)	0.0006*** (0.0002)	-5.25 × 10 <sup>-5</sup> * (0)	-0.0008*** (0.0002)
<i>Effets-fixes</i>				
classe d'affiliation	Oui	Oui	Oui	Oui
groupe de traitement	Oui	Oui	Oui	Oui
jour fin contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
temps	Oui	Oui	Oui	Oui
PCS	Oui	Oui	Oui	Oui
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Nature contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
motif rupture contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
secteur fin contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
Code Postal	Oui	Oui	Oui	Oui
classe d'âge	Oui	Oui	Oui	Oui
classe d'âge × temps	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Fit statistics</i>				
Observations	137,512	137,512	137,512	137,512
R <sup>2</sup>	0.11226	0.09912	0.12700	0.08307

*Écarts-types groupés, par individu entre parenthèses.  
Significativité : \*\*\*, 0.01, \*\*, 0.05, \*, 0.1*

Lecture : le passage de 4 à 6 mois de la durée minimale d'affiliation a conduit à diminuer de 5,3 points la probabilité de s'inscrire à France Travail dans les deux mois suivant la fin de contrat.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, et n'ayant pas été précédés dans les 2 dernières années d'une ouverture de droit à l'assurance chômage.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

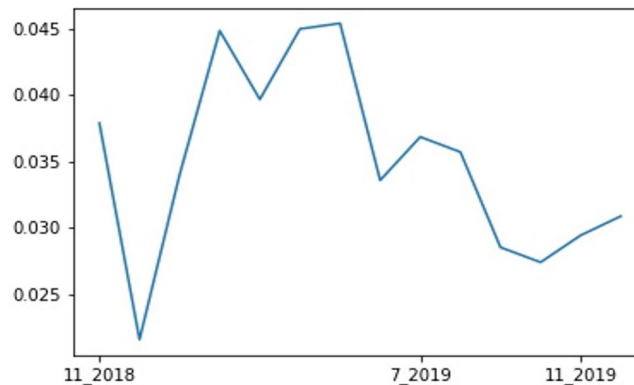
## b) Changement de la date de fin prévisionnelle des contrats

L'interprétation causale du paramètre  $\rho$  (voir équation (1)) repose notamment sur l'absence d'un changement de composition inobservé des groupes traités et de contrôle avec la réforme. Cette condition est notamment satisfaite si l'échantillon de contrats est identique à celui qui prévaudrait dans un contrefactuel sans réforme, ce qui a conduit à imposer des restrictions sur l'échantillon initial.

Cependant, bien que ces restrictions assurent que l'ensemble des contrats retenu est le même dans un contrefactuel sans réforme, elles ne protègent pas de la possibilité que les *termes* de ces contrats aient été modifiés avec la réforme. En particulier, les dates de fin de certains contrats ont pu être modifiées par certains individus en anticipation de la réforme, afin qu'ils remplissent, à l'issue de leur fin de contrat effective, les nouveaux critères d'éligibilité.

Pour jauger ce problème, la date de fin prévisionnelle des contrats à durée déterminée, qui doit être spécifiée à la signature, est exploitée. En comparant le nombre de contrats terminant à des dates différentes de leur date de fin prévisionnelle sur la période, il est possible d'évaluer si la réforme a induit un changement des termes des contrats signés. La Figure 11 reporte la part de contrats pour lesquels la date de fin et la date de fin prévisionnelle diffèrent sur la période dans l'échantillon retenu pour la spécification 1 (cf. partie III). On n'observe pas de hausse suite à l'annonce de la réforme.

**Figure 11 - Part des contrats avec une date de fin de contrat différente de la date de fin de contrat prévisionnelle selon la date de fin prévisionnelle**



Lecture : 3,8 % des contrats terminés en novembre 2018 ont une date de fin prévisionnelle différente de leur date de fin effective.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

### c) Tests de falsification

Dans cette partie, deux séries de tests de falsification sont conduites sur la spécification principale (modèle présenté en partie III. c).

Dans un premier temps, la stratégie d'estimation est répliquée à l'identique sur des périodes placebo, en changeant la date de début d'échantillon et en considérant que la réforme est entrée en vigueur un an après. Par exemple, si l'échantillon commence en novembre 2017, il est considéré qu'une réforme placebo intervient en novembre 2018). La réforme n'ayant eu lieu qu'en novembre 2019, ces tests permettent de s'assurer que la démarche capte uniquement l'effet de la réforme, et non le fait de comparer les variables d'intérêt suivant les deux groupes traités et de contrôle entre avant et après 12 mois d'observation des fins de contrat. Tous les coefficients de chaque spécification ne sont pas significatifs et de même signe que la spécification principale : cela confirme la validité de la stratégie d'identification (premières lignes du tableau 3).

Dans un second temps, la même démarche d'évaluation est adoptée pour comparer deux groupes non affectés par la réforme. À la place du groupe traité, sont considérés les individus qui ont entre 6 et 8 mois de durée travaillée et, à la place du groupe contrôle, ceux avec une durée entre 8 et 10 mois. Ainsi, si la stratégie d'identification est robuste, aucune différence ne devrait être observée entre les deux groupes. En l'occurrence, des effets non significatifs et de signes opposés aux résultats présentés plus haut sont obtenus (ligne « 6-8 vs 8-10 mois » du tableau 3). Ce test est reproduit sur une autre variable d'intérêt, qui est la probabilité d'ouvrir un droit dans les deux mois. Étant donné que les deux

groupes ne sont pas affectés à la réforme, l'effet du traitement n'est pas significatif (tableau 3, colonne (3)).

**Tableau 3 - Tests de falsification, suivant la spécification principale issue de l'équation (1)**

Modèle :	Emploi à 2 mois (1)	Inscription à 2 mois (2)	Ouverture de droit à 2 mois (3)	Emploi durable à 2 mois (5)	Emploi peu durable à 2 mois (6)
<i>Début de l'échantillon</i>					
Novembre 2017	0.0031 (0.0066)	-0.0124* (0.0074)	-0.0059 (0.0072)	0.0058 (0.0047)	0.0012 (0.0046)
Décembre 2017	-0.0015 (0.0072)	-0.0081 (0.0075)	-0.0072 (0.0074)	0.0019 (0.0053)	-0.0010 (0.0046)
Janvier 2018	-0.0028 (0.0070)	-0.0078 (0.0073)	-0.0099 (0.0071)	0.0137*** (0.0053)	-0.0015 (0.0046)
Février 2018	-0.0030 (0.0071)	-0.0064 (0.0075)	0.0006 (0.0073)	0.0006 (0.0054)	-0.0040 (0.0047)
Mars 2018	0.0066 (0.0067)	0.0019 (0.0071)	0.0090 (0.0069)	0.0023 (0.0048)	0.0024 (0.0044)
Avril 2018	0.0104 (0.0064)	0.0008 (0.0068)	0.0096 (0.0066)	0.0044 (0.0041)	-0.0039 (0.0043)
Mai 2018	0.0034 (0.0068)	-0.0023 (0.0072)	0.0056 (0.0070)	0.0001 (0.0045)	-0.0041 (0.0048)
Juin 2018	0.0074 (0.0063)	-0.0028 (0.0065)	0.0023 (0.0063)	0.0079* (0.0044)	-0.0072 (0.0045)
Juillet 2018	0.0148** (0.0064)	-0.0094 (0.0066)	-0.0004 (0.0064)	0.0021 (0.0048)	0.0056 (0.0044)
Août 2018	-0.0029 (0.0059)	0.0041 (0.0062)	0.0098 (0.0060)	-0.0016 (0.0042)	0.0086** (0.0041)
Septembre 2018	0.0018 (0.0056)	-0.0051 (0.0062)	-0.0008 (0.0060)	0.0007 (0.0037)	0.0015 (0.0040)
6-8 vs 8-10 mois	-0.0050 (0.0058)	0.0024 (0.0065)	-0.0025 (0.0065)	-0.0072* (0.0040)	0.0015 (0.0040)
<i>Effets-fixes</i>					
Classes d'affiliation	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe de traitement	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Jour de fin du contrat	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
PCS	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nature de contrat	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Motif de rupture du contrat	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur du contrat	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui



Code Postal	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Ouverture de droit passée	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Ouverture de droit passée×temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Classe d'âge	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Classe d'âge×temps	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

*Écarts-types groupés, par individu entre parenthèses*  
*Significativité : \*\*\*: 0.01, \*\*: 0.05, \*: 0.1*

Note : ce tableau reporte la valeur estimée du coefficient du traitement et la p-value associé pour l'échantillon.

Lecture : en débutant le début de l'échantillon des fins de contrat à juin 2018 et en répliquant la démarche, comme si la réforme de la durée d'affiliation avait débuté en juin 2019, soit 12 mois après le début de l'échantillon comme pour la spécification principale, le groupe traité augmente, mais non significativement, sa probabilité de reprendre dans les 2 mois un emploi 0,7 point de plus que le groupe contrôle en juin-juillet 2019, par rapport à avril-mai 2019.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

## VII. Discussion des effets de la réforme pour des contrats de plus courtes durées

### a) Description de la méthode pour inclure des contrats courts

Jusqu'à présent, pour évaluer le durcissement de la condition d'affiliation, l'évolution des variables d'intérêt a été comparée entre deux groupes de contrats d'une durée de plus de 96 jours calendaires. Cette stratégie visait à éviter que la composition des deux groupes ne soit influencée par la réforme. Néanmoins, elle ne permet pas d'étudier les effets de la réforme sur les comportements d'emploi et d'inscription des individus terminant des contrats de plus courte durée, qui représentent les deux tiers des ouvertures de droits concernées par la réforme. Or, l'un des objectifs de la réforme de l'assurance chômage de 2019 était de décourager les situations d'alternance entre contrats courts et périodes de chômage (même si cet objectif concerne plus particulièrement le changement du mode de calcul du *salaire journalier de référence* et l'instauration du bonus-malus). Par ailleurs, le relèvement de la condition d'éligibilité pénalisait *a priori* davantage les personnes qui constituaient leurs droits à partir de plusieurs contrats courts et non d'un seul contrat long. L'effet mis en évidence dans la partie précédente ne concerne donc qu'une minorité des personnes concernées par la réforme et ne peut pas être généralisé facilement. Dans cette section, une méthode est proposée pour permettre de prendre en compte des contrats de plus courte durée dans l'estimation.

Comme précédemment, sont conservées les fins de contrats involontaires survenues entre novembre 2018 et décembre 2019, associées à une durée d'affiliation comprise entre 4 et 6 mois (groupe traité) et entre 6 et 8 mois (groupe contrôle). Mais contrairement à la spécification principale, un focus est réalisé sur les contrats courts, à savoir ceux d'une durée inférieure à 31 jours, qui représentent un peu moins de 45 % des ouvertures de droits concernées par la réforme. Pour éviter que la composition des groupes soit affectée par la réforme elle-même, seuls les contrats ayant débuté avant le 1<sup>er</sup> novembre 2019 sont conservés. Sans cette restriction, il est possible que les personnes n'étant plus éligibles, à partir de cette date, prennent des contrats afin d'atteindre la nouvelle condition d'affiliation nécessaire et rejoignent le groupe de contrôle. Afin de pouvoir comparer des contrats similaires sur l'ensemble de la période, cette restriction est appliquée à la période pré-

traitement comme à la période post-traitement : pour chaque paire de mois, le contrat doit avoir débuté avant le 1<sup>er</sup> jour de la période (par exemple, pour la paire de mois septembre-octobre, un contrat perdu le 16 septembre doit avoir commencé avant le 1<sup>er</sup> septembre).

Un inconvénient de cette spécification est que la composition des groupes est possiblement affectée par l'anticipation de la réforme. Elle n'est donc valable qu'en supposant que les individus ont peu anticipé la mise en œuvre de la réforme intervenue au 1<sup>er</sup> novembre 2019.

Cette spécification présente un second inconvénient : elle inclut un nombre important d'individus observés à de multiples reprises. En particulier, les intérimaires connaissent une fin de contrat pour chaque mission, et sont donc observés autant de fois qu'ils ont terminé une mission. Ces individus ont plus de chances d'être non-recourants récurrents à l'Assurance chômage (Hentzgen et al. 2022) et sont ainsi surreprésentés dans la base par rapport à des individus recourant à l'Assurance chômage dès leur éligibilité atteinte. Conditionnellement à ce que chaque individu soit observé au moins une fois, observer les individus plusieurs fois n'est pas particulièrement problématique car les observations sont pondérées au niveau de l'individu. Cependant, si deux types d'individus, l'un non-recourant récurrent et l'autre recourant si éligible, atteignent leur éligibilité avant le 1<sup>er</sup> novembre 2018, alors il est probable que l'individu recourant ne soit jamais observé contrairement au non-recourant récurrent. Par conséquent, la stratégie conduirait à sous-estimer l'effet du traitement, en particulier sur l'inscription à France Travail. Pour corriger cela, la restriction supplémentaire suivante est imposée. Un contrat du groupe  $G_{\{\text{Traité} ; \text{Contrôle}\}}$  est conservé uniquement si c'est la première fois sur les 12 derniers mois précédant sa date de fin que l'individu a une durée travaillée le conduisant à appartenir au groupe G (voir figure 12). Avec cette restriction, les deux types d'individus sont observés un même nombre de fois que leur éligibilité soit atteinte pour la première fois avant ou après le 1<sup>er</sup> novembre 2018<sup>10</sup>. Sur les deux contrats observés du cas 1 de la figure 12, seul le premier contrat est retenu dans la spécification de contrats de moins de 31 jours, puisqu'il s'agit de la première fois sur les 12 mois qui précède la fin de contrat que l'individu atteint une durée d'affiliation suffisante pour appartenir au groupe de contrôle, le deuxième contrat n'étant donc pas retenu puisqu'il serait associé au groupe de contrôle pour la deuxième fois sur les 12 derniers mois. Le contrat décrit dans le cas 2 n'est pas retenu dans l'analyse des contrats courts, dans la mesure où il a débuté pendant le même mois où a lieu la fin de contrat. Or, pour qu'un contrat soit retenu, il doit avoir débuté avant le premier jour d'une paire de deux mois. D'après ce qui précède, le cas 3 fait partie de l'échantillon des contrats courts retenus, puisque le contrat est associé au groupe traité pour la première fois sur les 12 derniers mois précédant la fin de contrat. Pour la même raison, les deux contrats décrits dans le cas 4 appartiennent à l'échantillon des contrats courts, le premier contrat étant associé pour la première fois sur les 12 derniers mois à une durée d'affiliation caractéristique du groupe traité et le deuxième contrat marquant la première occurrence de cet individu dans le groupe contrôle.

La spécification 2 permet effectivement de s'intéresser aux comportements d'inscription et d'emploi des individus terminant des contrats de courte durée (figure 13). La durée moyenne des contrats est désormais de 18 jours contre 120 jours dans la spécification 1 (figures 13 et 14).

Le tableau 4 montre également que les deux groupes ayant perdu un tel contrat sont proches, à l'exception de l'historique d'ouverture de droits à l'assurance chômage, puisqu'un tiers des salariés du groupe de contrôle ont déjà ouvert un droit par le passé contre un cinquième des salariés du groupe traité.

---

<sup>10</sup> La spécification principale est moins sujette à ce problème, car la durée des contrats considérés est telle que cette restriction est satisfaite pour 95 % des contrats.

Figure 12 – Présentation de l'échantillon retenu des fins de contrats courts

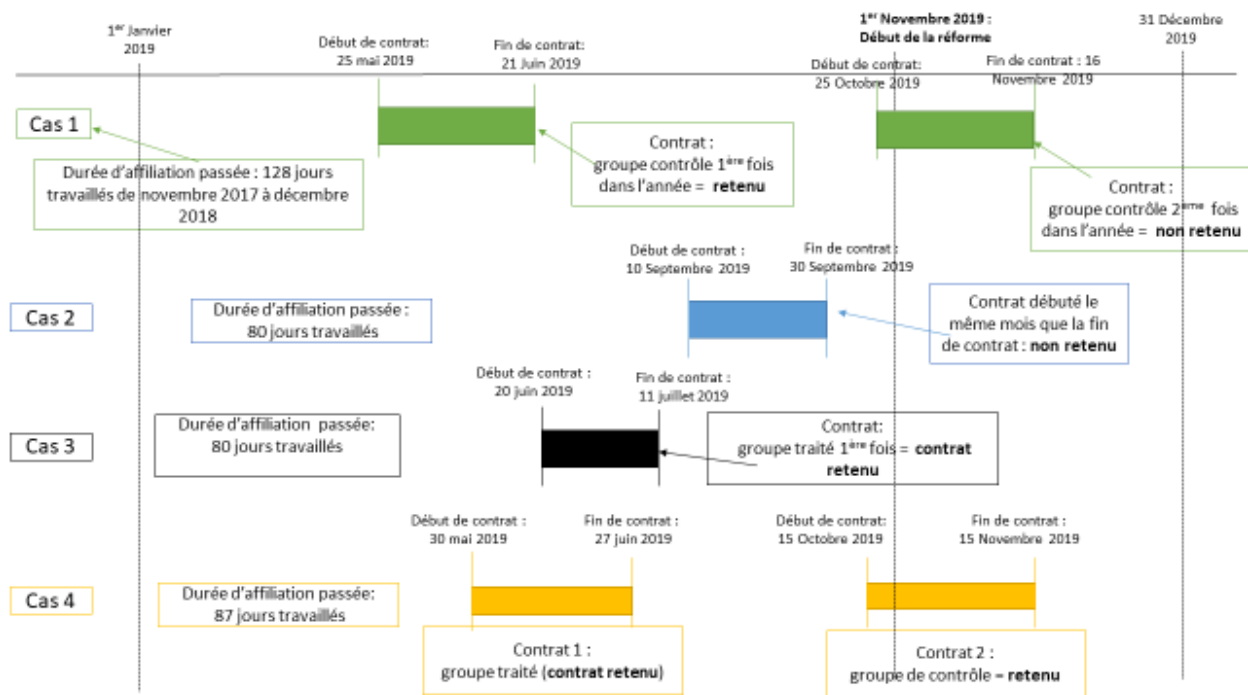
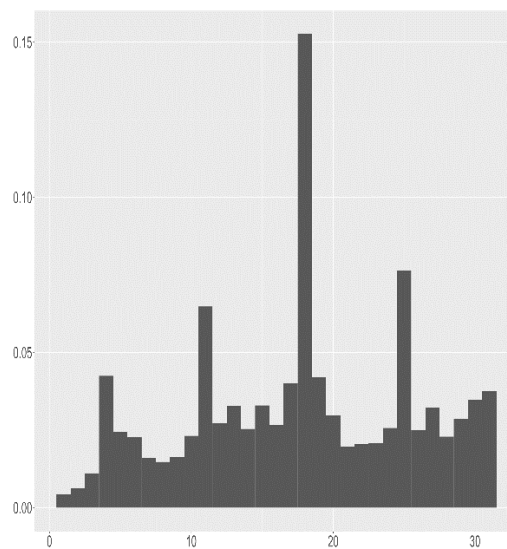


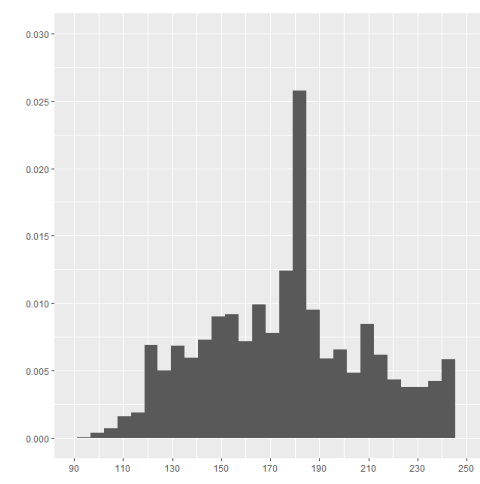
Figure 13 - Histogramme de la durée des contrats, spécification 2 sur les contrats de moins de 31 jours



Lecture : 15 % des fins de contrat involontaires entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019 ont concerné des contrats d'une durée égale à 18 jours.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée inférieure à 96 jours.

**Figure 14 - Histogramme de la durée des contrats, spécification 1 sur les contrats de 96 jours ou plus**



Lecture : 2,5 % des fins de contrats involontaires entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019 ont concerné des contrats d'une durée égale à 180 jours.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

**Tableau 4 - Statistiques descriptives entre le groupe traité et le groupe de contrôle (spécification 2)**

	Avant le 1 <sup>er</sup> novembre 2019		Après le 1 <sup>er</sup> novembre 2019	
	Groupe de contrôle	Groupe traité	Groupe de contrôle	Groupe traité
<b>Taille d'échantillon</b>	19 151	24 577	3 291	4 219
<b>Sexe</b>				
Hommes	59	57	62	59
Femmes	41	43	38	41
<b>PCS</b>				
Cadres et Professions intellectuelles supérieures	1	1	1	1
Professions intermédiaires	9	9	6	7
Employés	31	34	33	34
Ouvriers	57	54	58	56
Autre	2	2	2	2
<b>Nature de contrat</b>				
CDD	38	42	36	37
CDI	4	3	4	4
Intérim	56	52	59	57
Autre	1	2	1	1
<b>Durée moyenne du contrat (en jours)</b>	18	18	18	17
<b>Âge moyen</b>	27	26	27	26
<b>Tranche d'âge</b>				
16-24 ans	53	59	52	58
25-35 ans	28	24	28	24
36-45 ans	13	11	14	12
46-52 ans	7	6	6	6
<b>Ouverture de droit passée</b>				
Non	67	80	67	81
Oui	33	20	33	19

<b>Secteur</b>				
Agriculture	1	1	1	1
Tertiaire non-marchand	8	9	6	7
Commerce	27	28	29	30
Construction	23	22	24	23
Industrie	22	20	23	22
Services	18	19	16	16
<b>Emploi dans les 2 mois</b>	<b>77</b>	<b>75</b>	<b>80</b>	<b>79</b>
<b>Inscription dans les 2 mois</b>	<b>16</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>14</b>

Lecture : avant le 1<sup>er</sup> novembre 2019, 55 % des personnes appartenant au groupe contrôle étaient des hommes.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 octobre 2019, avec une durée inférieure à 31 jours inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

## b) Résultats

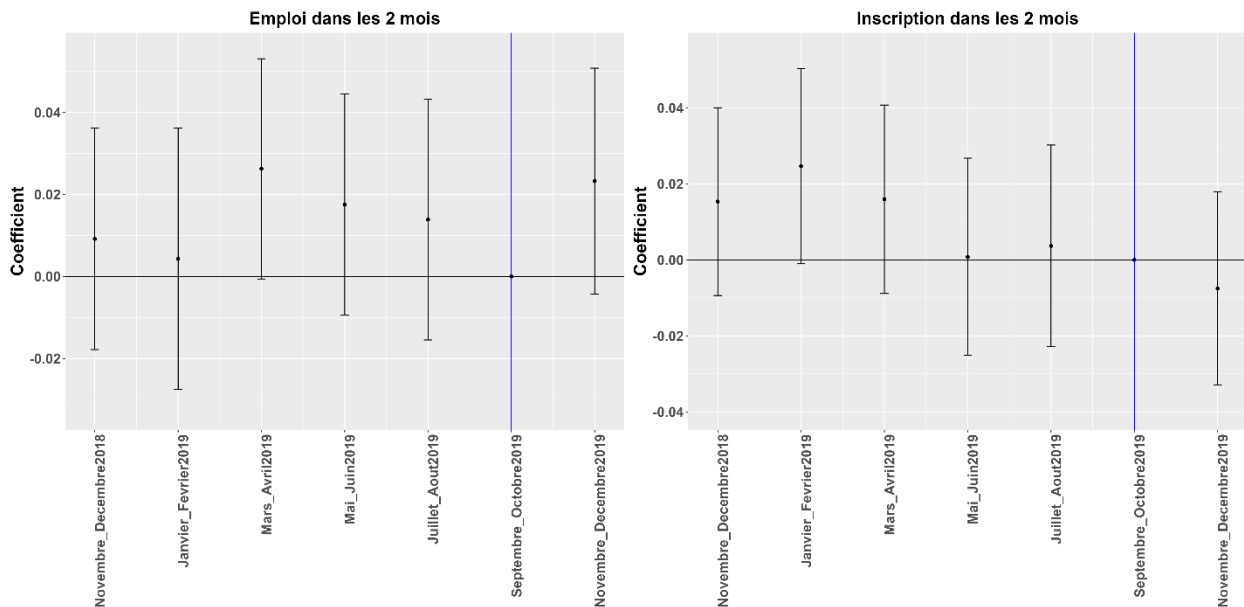
Un effet positif mais non significatif de la réforme sur la probabilité de reprendre un emploi dans les deux mois est estimé (figure 15). Par ailleurs, un effet négatif mais non significatif de la réforme est obtenu sur la probabilité de s'inscrire à France Travail dans les deux mois. Il n'est donc pas possible de conclure à un effet de la réforme sur l'inscription et la reprise d'un emploi, pour des contrats d'une durée inférieure à 31 jours. Il n'est pas non plus possible de conclure à un impact de celle-ci sur la durabilité d'un emploi retrouvé mesurée par la nature du contrat (figure 16).

Le problème posé par l'impossibilité d'identifier les fins de contrats d'étudiants, décrit en partie V. d), est ici accentué par rapport à la spécification principale (équation (1)), dans la mesure où la part des moins de 25 ans représente 57 % des contrats courts. En répliquant l'estimation sur le sous-groupe des 25 ans ou plus et les moins de 25 ans, les coefficients estimés confirment les résultats précédemment obtenus : il n'est pas possible de conclure à un effet de la réforme (figures 21 à 24 en annexe).

Ces résultats peuvent s'expliquer par le fait que les individus signant des contrats courts, quelle que soit leur durée d'affiliation, ont plus de chances de reprendre un emploi dans les deux mois que ceux signant des contrats plus longs (tableaux 1 et 4). De plus, les individus en fin de contrat court, non déjà inscrits au moment de leur fin de contrat, sont moins enclins à s'inscrire après une perte d'emploi que les non-inscrits qui perdent des contrats longs (tableaux 1 et 4). Or, les individus en contrats courts sont plus souvent inscrits à France Travail pendant leur activité (Guillermin et al., 2023). L'effet mis en évidence semble ainsi globalement plus fragile que celui présenté dans la spécification précédente.

Comme dans la spécification principale, il s'agit d'évaluer des effets éventuels de la réforme à long terme pour ceux perdant involontairement un emploi court, en mettant en œuvre la démarche de doubles différences sur la probabilité d'être en emploi deux ans et trois ans après une fin de contrat involontaire. De manière identique aux individus ayant perdu un contrat assez long, aucun effet significatif de la réforme n'est obtenu (figure 17). Il ne peut pas être conclu qu'il existe un effet de long terme de la réforme sur les probabilités d'être en emploi 24 et 36 mois après une fin involontaire de contrat court.

**Figure 15 - Tendances de trouver un emploi et de s'inscrire jusqu'à 2 mois après une fin de contrat court involontaire**



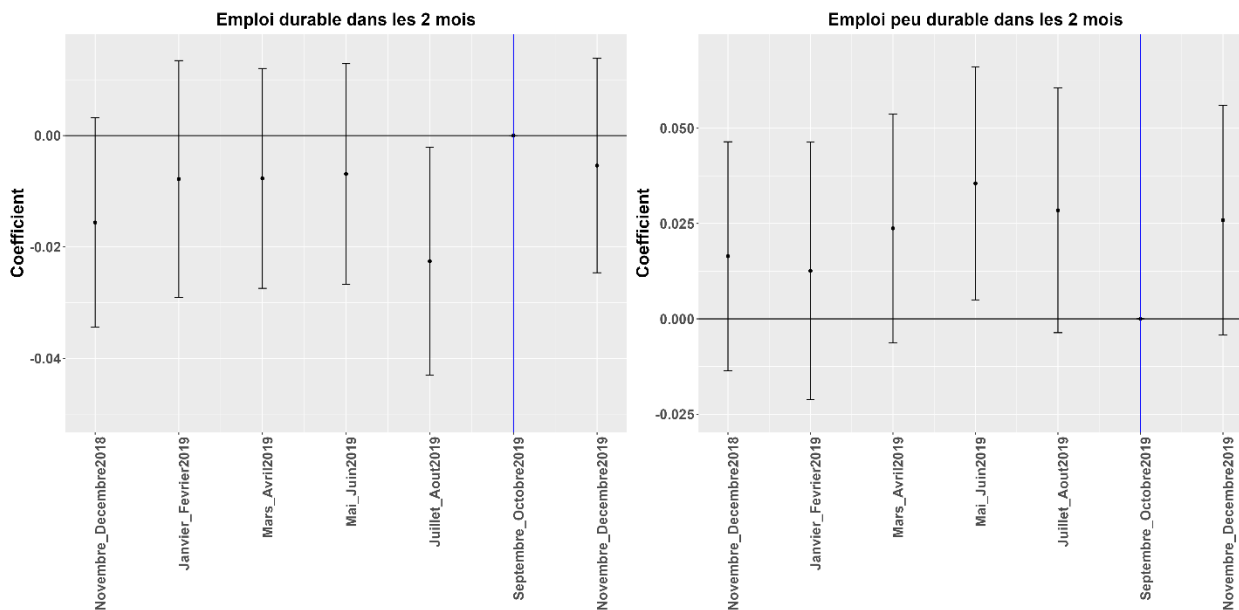
Note : le graphique représente les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : en novembre-décembre 2019 et par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité ne présente pas de différence significative avec le groupe contrôle concernant la probabilité de reprendre un emploi jusqu'à deux mois après la fin de contrat.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 octobre 2019, avec une durée inférieure à 31 jours inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 16 - Tendances de reprendre un emploi durable ou un emploi peu durable jusqu'à 2 mois après une fin de contrat court involontaire**



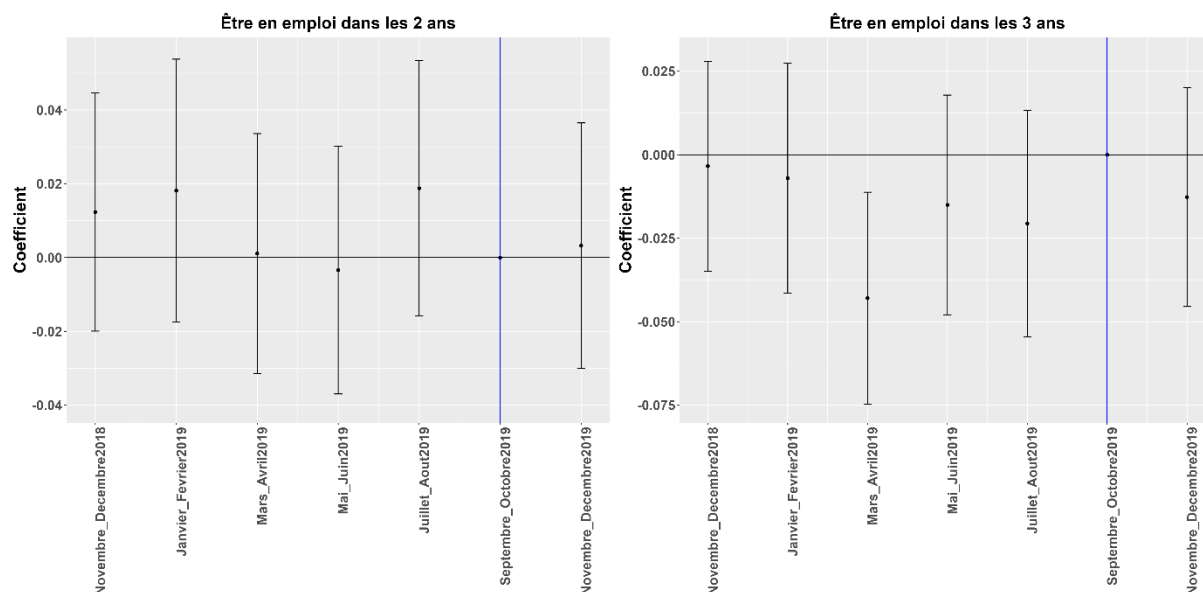
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité ne présente pas de différence significative avec le groupe contrôle concernant la probabilité de reprendre un emploi peu durable jusqu'à deux mois après la fin de contrat.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 octobre 2019, avec une durée de moins de 31 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 17 - Tendances d’être en emploi 2 ans ou 3 ans après une fin de contrat court involontaire**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l’intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l’année de la fin de contrat involontaire, l’âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d’activité de l’emploi perdu, la durée passée à l’Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l’individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu’une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d’affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité “Septembre-October 2019”.

Lecture : en novembre-décembre 2019 et par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité ne présente pas de différence significative avec le groupe contrôle concernant la probabilité d’être en emploi 2 ans plus tard.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 octobre 2019, avec une durée de moins de 31 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

### c) Effets sur les fins de contrats de durée intermédiaire (entre 32 et 95 jours)

Une estimation complémentaire sur les salariés qui achèvent un contrat d’une durée comprise entre 32 et 95 jours suggère que cette population présente des réactions comportementales de nature similaire à celles observées dans le cadre de la spécification principale (tableau 11 en annexe). L’effet sur l’inscription à France Travail est plus ténu et l’effet sur le retour à l’emploi est essentiellement porté par l’emploi peu durable. De même que pour l’estimation sur les contrats de 31 jours ou moins, ces résultats sont à prendre avec précaution parce que les potentiels biais d’anticipation de la réforme ne sont pas pris en compte dans la stratégie d’identification (Malani et Reif, 2015).



## Conclusion

Les analyses sont déclinées sur trois sous-populations de salariés qui se distinguent par la durée de leur dernier contrat : (i) les contrats de plus de 3 mois, qui représentent 35 % des ouvertures de droits à l'assurance chômage ; (ii) les contrats courts de 31 jours ou moins qui comptent pour près de la moitié (45 %) des ouvertures de droits et (iii) les contrats d'une durée intermédiaire comprise entre 32 et 95 jours (20 % des ouvertures de droits).

La spécification principale, qui porte sur les contrats de plus de 3 mois, présente l'avantage de prémunir l'estimation face à une éventuelle anticipation de la réforme. Il ressort de cette spécification principale que (i) la réforme a un impact négatif et significatif sur la probabilité d'inscription à France Travail dans les deux mois suivant la fin de contrat, de l'ordre de 5 points ; (ii) la réforme a un impact positif et significatif sur la probabilité de retrouver un emploi dans les deux mois suivant leur fin de contrat, de l'ordre de 3 points. Cet effet positif est pour moitié lié à la reprise d'un emploi peu durable (CDD de moins de 2 mois ou mission d'intérim) et pour moitié par la reprise d'un emploi durable (CDI ou CDD de plus de 6 mois). Cet effet sur l'emploi est toutefois hétérogène selon le sexe des salariés, avec un impact plus fort sur les femmes, et également selon l'âge : pour les plus de 25 ans, l'effet sur l'emploi provient uniquement de la reprise d'emploi peu durable.

Les analyses complémentaires réalisées sur les contrats de durées plus courtes permettent d'étendre le champ de la population étudiée, sans toutefois assurer une prise en compte des éventuels effets d'anticipation de la réforme. Ces analyses ne permettent pas de mettre en évidence un effet de la réforme sur les comportements des salariés achevant un contrat court de 31 jours ou moins. Pour les contrats de durée intermédiaire (entre 32 et 95 jours), l'effet négatif sur l'inscription est plus ténu que celui de la spécification principale et l'effet positif sur le retour à l'emploi est essentiellement porté par l'emploi peu durable.

## Bibliographie

- Albanese, A., Ghirelli, C., & Picchio, M. (2019). Timed to Say Goodbye: Does Unemployment Benefit Eligibility Affect Worker Layoffs? *IZA DP No. 12171*.
- Benjamini, Y., & Hochberg, Y. (1995). Controlling the False Discovery Rate: A Practical and Powerful Approach to Multiple Testing. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*.
- Brébion, C., Briole, S., & Khoury, L. (2019). Entitled to Leave: the Impact of Unemployment Insurance Eligibility on Employment Duration and Job Quality. fhalshs-02393383.
- Brébion, C., Briole, S., & Khoury, L. (2022). Unemployment Insurance Eligibility and Employment Duration. *Article présenté à la 34ème conférence EALE à Maastricht, Pays-Bas*.
- Briard, K. (2017). L'élasticité de l'offre de travail des femmes : repères méthodologiques et principaux résultats pour la France. *Document d'études de la Dares, n° 210*.
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A., & Pei, Z. (2015). The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003-2013. *American Economic Review: : Papers & Proceedings 2015, 105(5): 126–130*.
- Chodorow-Reich, G., Coglianese, J., & Karabarbounis, L. (2019). The Macro Effects of Unemployment Benefit Extensions : a Measurement Error Approach. *The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, vol. 134(1), 227-229*.
- Davezies, L., & Le Barbanchon, T. (2017). Regression discontinuity design with continuous measurement error in the running variable. *Journal of econometrics, Elsevier, vol. 200(2), 260-281*.
- Guillermin, G., Savary, K., & Monin, R. (2023). Quelles explications possibles à la hausse du nombre de demandeurs d'emploi en activité ? *Dares Analyses n°43*.
- Hentzgen, C., Pariset, C., Savary, K., & Limon, E. (2022). Quantifier le non-recours à l'assurance chômage. *Document d'études n°263*.
- Johnston, A. C., & Mas, A. (2018). Potential Unemployment Insurance Duration and Labor Supply: The Individual and Market-Level Response to a Benefit Cut. *Journal of Political Economy, Volume 126, Number 6*.
- Malani, A. & Reif, J. (2015). Interpreting Pre-trends as Anticipation: Impact on Estimated Treatment Effects from Tort Reform. *Journal of Public Economics, Volume 124, 1-17*.
- Lalive, R. (2008). How do Extended Benefits affect Unemployment Duration? A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Econometrics, 142(2), 785-806*.
- Landais, C. (2015). Assessing the Welfare Effects of Unemployment Benefits Using the Regression Kink Design. *American Economic Journal: Economic Policy 7(4), 243-278*.
- Martins, P. S. (2021). Working to Get Fired? Unemployment benefits and employment duration. *Journal of Policy Modeling, Volume 43, Issue 5, 1016-1030*.
- Schmieder, J. F., & von Wachter, T. (2016). The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics Vol. 8, 547-581*.

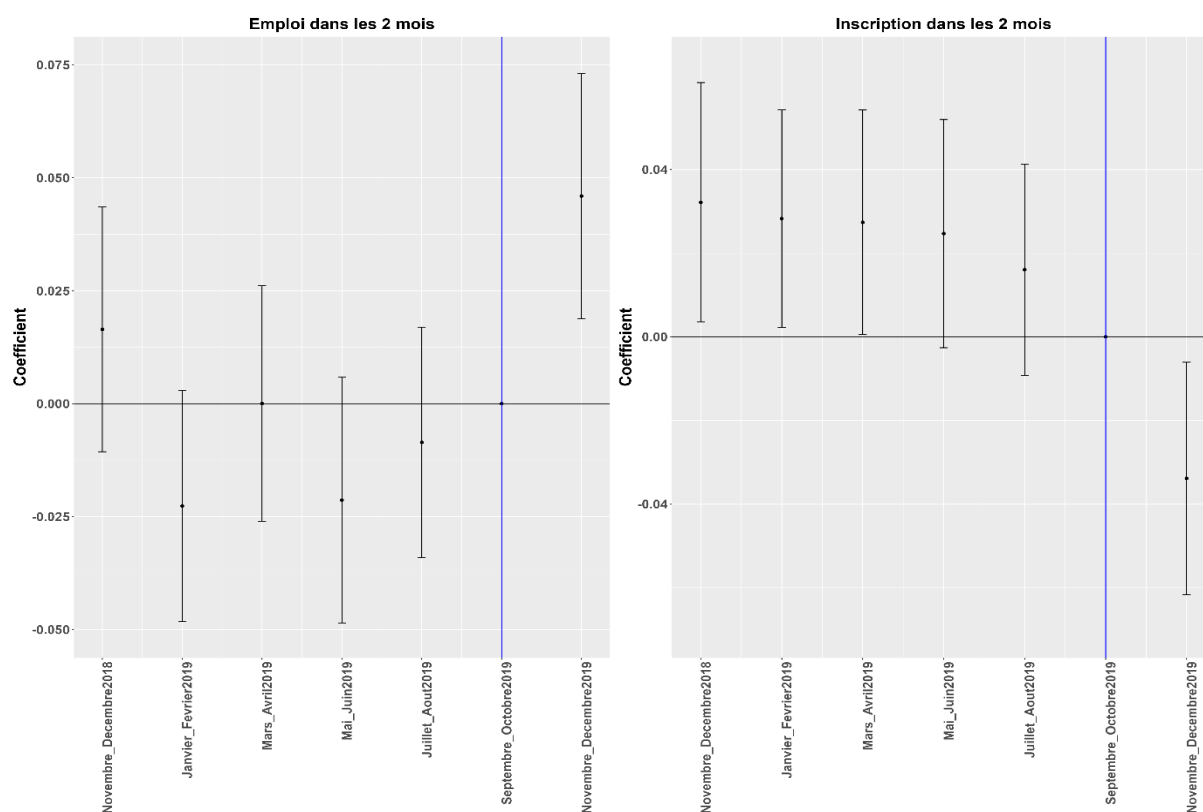
Simonnet, V., & Danzin, E. (2014). L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Economique et statistique* n°467-468.

Unédic. (2019). *L'assurance chômage en Europe, étude de 15 pays*.

Unédic. (2021). Etude d'impact de l'évolution des règles d'assurance chômage au 1er juillet 2021. *Rapports et dossiers de références*.

## Annexes

**Figure 18 - Effet de la réforme sur l'inscription et l'emploi jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire, pour les moins de 25 ans**

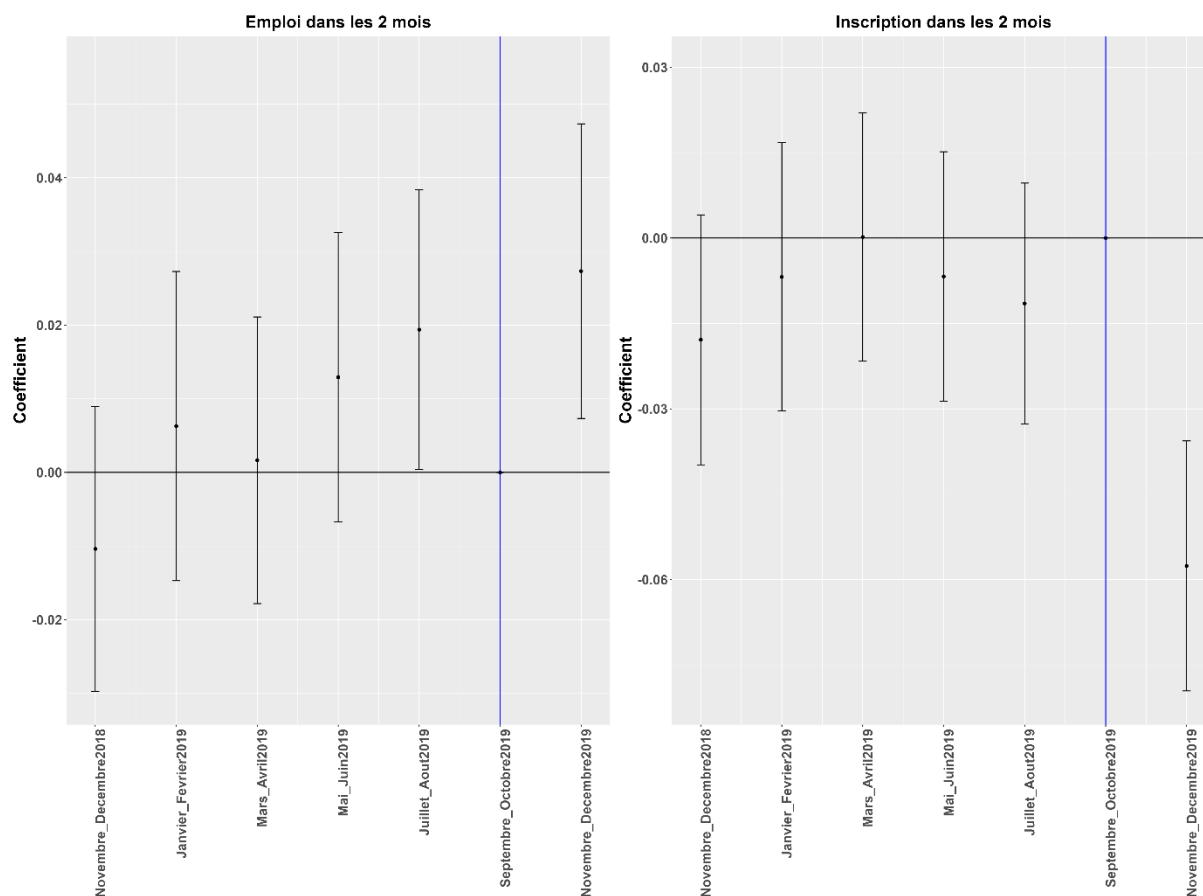


Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, de moins de 25 ans, a une probabilité de reprendre un emploi 4,8 points supérieure à celle du groupe contrôle de la même tranche d'âge en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, pour les salariés âgés entre 16 et 24 ans inclus.  
Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 19 - Effet de la réforme sur l'inscription et l'emploi, jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire, pour les 25 ans ou plus**



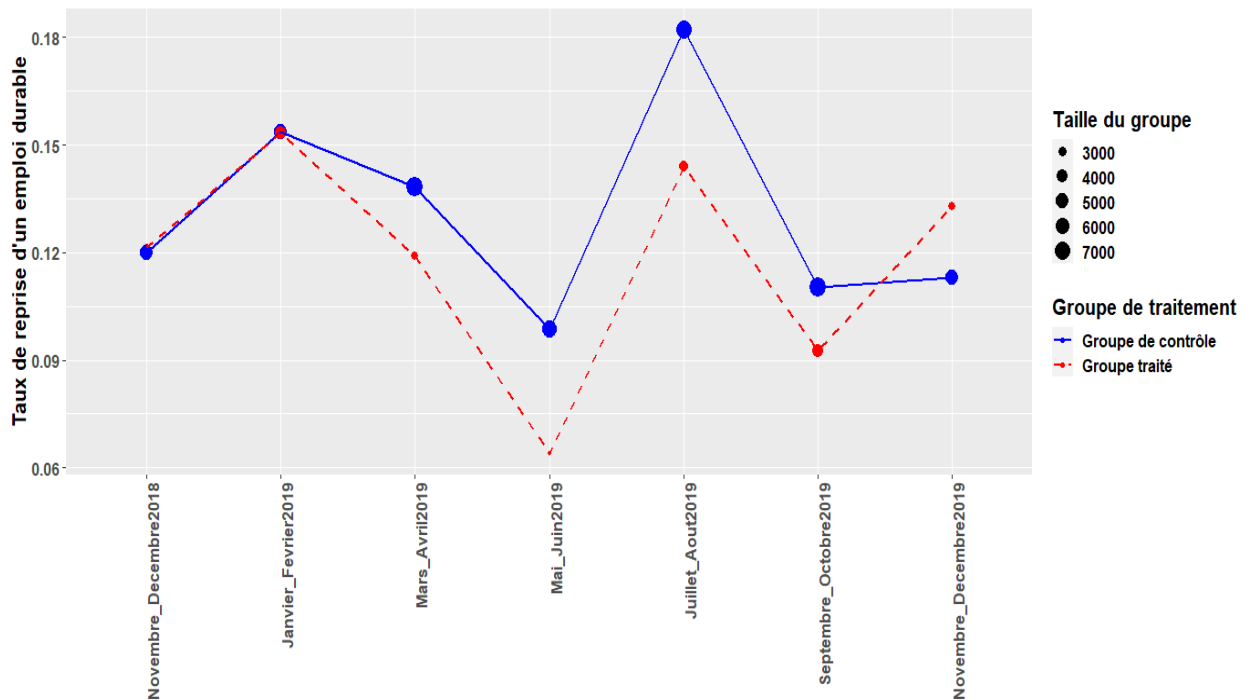
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, pour ceux âgés de 25 ans et plus, a une probabilité de reprendre un emploi 2,7 points supérieure à celle du groupe contrôle de la même tranche d'âge en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, pour les salariés âgés de plus de 25 ans inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 20 - Probabilité, pour les moins de 25 ans, de reprendre un emploi durable jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire**



Note : les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs.

Lecture : la probabilité de retrouver un CDI ou un CDD de plus de 6 mois jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire ayant eu lieu pendant la paire de mois Juillet-Août 2019 est de 18 % pour les moins de 25 ans avec une durée d'affiliation comprise entre 4 et 6 mois.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours, pour les salariés âgés entre 16 et 24 ans inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 5 - Différences entre le groupe traité et le groupe contrôle avant réforme**

	Inscription à 2 mois	Emploi à 2 mois	Emploi durable à 2 mois	Emploi peu durable à 2 mois
<b>Sexe</b>				
Hommes	-0.09	0	-0.01	0
Femmes	-0.08	0	-0.01	0.01
<b>Tranche d'âge</b>				
16-25	-0.09	-0.02	-0.02	0
26-35	-0.08	0.01	0	0
36-45	-0.08	0.01	-0.01	0
46-52	-0.08	0.01	-0.01	0.01
<b>Secteur</b>				
Tertiaire non marchand	-0.04	0.01	0.01	0
Agriculture	-0.09	-0.01	-0.03	0.01
Commerce	-0.1	-0.02	-0.01	-0.01
Construction	-0.11	0.01	0	0
Industrie	-0.07	0.03	0.01	0.01
Services	-0.08	0.01	-0.01	0.01

Lecture : avant la réforme, les hommes du groupe traité avaient une probabilité 9 points inférieure à ceux du groupe contrôle de s'inscrire à France Travail dans les deux mois suivant une fin de contrat involontaire.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée supérieure ou égale à 96 jours.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 6 - Différences d'impact de la réforme selon le sexe des salariés faisant face à une perte d'emploi involontaire**

Variable d'intérêt	Coefficient	Écart-type	t value	Pr(> t )
Emploi dans les 2 mois	-0.03*	0.01	-2.42	0.01569
Inscription dans les 2 mois	-0.01	0.01	-1.28	0.19923
Emploi durable dans les 2 mois	-0.01	0.01	-1.50	0.1334
Emploi peu durable dans les 2 mois	-0.02	0.01	-1.94	0.0526

Lecture : les hommes du groupe traité, en réaction à la réforme, accroissent leur probabilité de reprise d'emploi 2 mois après leur fin de contrat 3 points de pourcentage de moins que les femmes du même groupe, par rapport à leur équivalent du groupe de contrôle.

Champ : ensemble des salariés ayant perdu involontairement un emploi de plus de 96 jours et ayant une durée d'affiliation comprise entre 88 et 175 jours sur les 24 derniers mois.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 7 - Comparaison des paramètres d'interaction secteur d'activité de l'emploi perdu x traitement, sur la variable d'intérêt d'emploi à 2 mois**

Emploi à 2 mois	Coefficient	Ecart type	t value	Pr(> t )
Agriculture - Tertiaire non marchand	-0.11***	0.02	-4.59	0.00
Agriculture - Construction	-0.05	0.02	-2.34	0.17
Agriculture - Commerce	-0.09***	0.02	-4.89	0.00
Agriculture - Industrie	-0.06	0.03	-2.54	0.11
Agriculture - Autres services	-0.08***	0.02	-4.04	0.00
Tertiaire non marchand - Construction	0.06	0.02	2.81	0.05
Tertiaire non marchand - Commerce	0.02	0.02	0.93	0.94
Tertiaire non marchand - Industrie	0.05	0.03	1.90	0.39
Tertiaire non marchand - Autres services	0.04	0.02	1.69	0.53
Construction - Commerce	-0.04	0.02	-2.67	0.08
Construction - Industrie	-0.01	0.02	-0.60	0.99
Construction - Autres services	-0.03	0.02	-1.71	0.51
Commerce - Industrie	0.03	0.02	1.44	0.69
Commerce - Autres services	0.02	0.01	1.13	0.86
Industries - Autres services	-0.01	0.02	-0.69	0.98

Lecture : les salariés du groupe traité ayant perdu involontairement leur emploi dans le secteur de l'agriculture abaissent leur probabilité de reprise d'emploi dans les 2 mois de 9 points de pourcentage par rapport à ceux du même groupe et provenant du secteur du commerce, par rapport à leurs équivalents du groupe de contrôle.

Champ : ensemble des salariés ayant perdu involontairement un emploi de plus de 96 jours et ayant une durée d'affiliation comprise entre 88 et 175 jours sur les 24 derniers mois.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 8 - Comparaison des paramètres d'interaction secteur d'activité de l'emploi perdu x traitement, sur la variable d'intérêt d'inscription à 2 mois**

Inscription à 2 mois	Coefficient	Écart-type	t-value	Pr(> t )
Agriculture - Tertiaire non marchand	-0.10***	0.03	-3.84	0.00
Agriculture - Construction	-0.08***	0.02	-3.88	0.00
Agriculture - Commerce	-0.06*	0.02	-3.06	0.03
Agriculture - Industrie	-0.10***	0.03	-3.74	0.00
Agriculture - Autres services	-0.06*	0.02	-2.91	0.04
Tertiaire non marchand - Construction	0.01	0.02	0.61	0.99
Tertiaire non marchand - Commerce	0.04	0.02	1.74	0.49
Tertiaire non marchand - Industrie	0.00	0.03	0.08	1.00
Tertiaire non marchand - Autres services	0.04	0.02	1.89	0.39
Construction - Commerce	0.02	0.02	1.38	0.73
Construction - Industrie	-0.01	0.02	-0.52	1.00
Construction - Autres services	0.03	0.02	1.58	0.60
Commerce - Industrie	-0.04	0.02	-1.63	0.57
Commerce - Autres services	0.00	0.01	0.23	1.00
Industries - Autres services	0.04	0.02	1.78	0.47

Lecture : les salariés du groupe traité ayant perdu involontairement leur emploi provenant du secteur de l'agriculture abaissent leur probabilité de s'inscrire à France Travail dans les 2 mois de 10 points de pourcentage que ceux du même groupe et provenant du secteur de l'industrie, par rapport à leurs équivalents du groupe de contrôle.

Champ : ensemble des salariés ayant perdu involontairement un emploi de plus de 96 jours et ayant une durée d'affiliation comprise entre 88 et 175 jours sur les 24 derniers mois.

Sources : DSN-Sismmo, FH.



**Tableau 9 - Comparaison des paramètres d'interaction secteur d'activité de l'emploi perdu x traitement, sur la variable d'intérêt d'emploi durable à 2 mois**

Emploi durable à 2 mois	Coefficient	Écart-type	t value	Pr(> t )
Agriculture - Tertiaire non marchand	-0.04	0.02	-2.22	0.22
Agriculture - Construction	0.00	0.01	0.07	1.00
Agriculture - Commerce	-0.01	0.01	-0.66	0.99
Agriculture - Industrie	-0.01	0.02	-0.65	0.99
Agriculture - Autres services	-0.02	0.01	-1.63	0.57
Tertiaire non marchand - Construction	0.04	0.02	2.40	0.15
Tertiaire non marchand - Commerce	0.03	0.01	2.01	0.32
Tertiaire non marchand - Industrie	0.03	0.02	1.39	0.72
Tertiaire non marchand - Autres services	0.02	0.02	1.13	0.86
Construction - Commerce	-0.01	0.01	-0.82	0.96
Construction - Industrie	-0.01	0.02	-0.74	0.98
Construction - Autres services	-0.02	0.01	-1.89	0.40
Commerce - Industrie	-0.00	0.02	-0.20	1.00
Commerce - Autres services	-0.01	0.01	-1.33	0.76
Industries - Autres services	-0.01	0.02	-0.62	0.99

Lecture : les salariés du groupe traité ayant perdu involontairement leur emploi provenant du secteur de l'agriculture abaissent leur probabilité de reprise d'emploi durable dans les 2 mois de 1 point de pourcentage que ceux du même groupe et provenant du secteur de l'industrie, par rapport à leurs équivalents du groupe de contrôle ; ce coefficient n'est toutefois pas significatif.

Champ : ensemble des salariés ayant perdu involontairement un emploi de plus de 96 jours et ayant une durée d'affiliation comprise entre 88 et 175 jours sur les 24 derniers mois.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 10 - Comparaison des paramètres d'interaction secteur d'activité de l'emploi perdu x traitement, sur la variable d'intérêt d'emploi peu durable à 2 mois**

Emploi peu durable	Coefficient	Écart-type	t value	Pr(> t )
Agriculture - Tertiaire non marchand	-0.06*	0.02	-3.24	0.01
Agriculture - Construction	-0.04*	0.01*	-3.16	0.02
Agriculture - Commerce	-0.06***	0.01	-4.40	0.00
Agriculture - Industrie	-0.04	0.02	-2.49	0.12
Agriculture - Autres services	-0.05***	0.01	-4.02	0.00
Tertiaire non marchand - Construction	0.01	0.02	0.63	0.99
Tertiaire non marchand - Commerce	-0.00	0.02	-0.09	1.00
Tertiaire non marchand - Industrie	0.01	0.02	0.52	1.00
Tertiaire non marchand - Autres services	0.00	0.02	0.24	1.00
Construction - Commerce	-0.01	0.01	-0.98	0.92
Construction - Industrie	-0.00	0.02	-0.00	1.00
Construction - Autres services	-0.01	0.01	-0.56	0.99
Commerce - Industrie	0.01	0.02	0.72	0.98
Commerce - Autres services	0.01	0.01	0.50	1.00
Industries - Autres services	-0.01	0.02	-0.40	1.00

Lecture : les salariés du groupe traité ayant perdu involontairement leur emploi provenant du secteur de l'agriculture abaissent leur probabilité de reprise d'emploi peu durable dans les 2 mois de 4 points de pourcentage que ceux du même groupe et provenant du secteur de la construction, par rapport à leurs équivalents du groupe de contrôle.

Champ : Ensemble des salariés ayant perdu involontairement un emploi de plus de 96 jours et ayant une durée d'affiliation comprise entre 88 et 175 jours sur les 24 derniers mois.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Tableau 11 - Effets de la réforme pour les salariés ayant perdu involontairement un contrat d'une durée comprise entre 32 et 95 jours**

	Emploi à 2 mois (1)	Inscription à 2 mois (2)	Emploi durable à 2 mois (3)	Emploi peu durable à 2 mois (4)
Modèle :				
<i>Variables</i>				
traitement	0.0335*** (0.0065)	-0.0257*** (0.0013)	0.0051 (0.0042)	0.0131* (0.0064)
âge	-0.0106*** (0.0015)	0.0100*** (0.0009)	0.0006*** (0.0010)	-0.0109*** (0.0014)
âge <sup>2</sup>	0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
durée contrat	-0.0025*** (0.0000)	0.0013*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	-0.0035*** (0.0001)
<i>Effets-fixes</i>				
Classe d'affiliation	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe de traitement	Oui	Oui	Oui	Oui
Jour fin de contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
Temps	Oui	Oui	Oui	Oui
PCS	Oui	Oui	Oui	Oui
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Nature fin contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
Motif rupture contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur contrat	Oui	Oui	Oui	Oui
Code Postal	Oui	Oui	Oui	Oui
Ouverture de droit passée	Oui	Oui	Oui	Oui
Ouverture de droit passée ×temps	Oui	Oui	Oui	Oui
Classe d'âge	Oui	Oui	Oui	Oui
Classe d'âge ×temps	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Fit statistics</i>				
Observations	152 804	152 804	152 804	152 804
R <sup>2</sup>	0.206349	0.059591	0.160355	0.15334

*Écarts-types groupés par individus entre parenthèses*

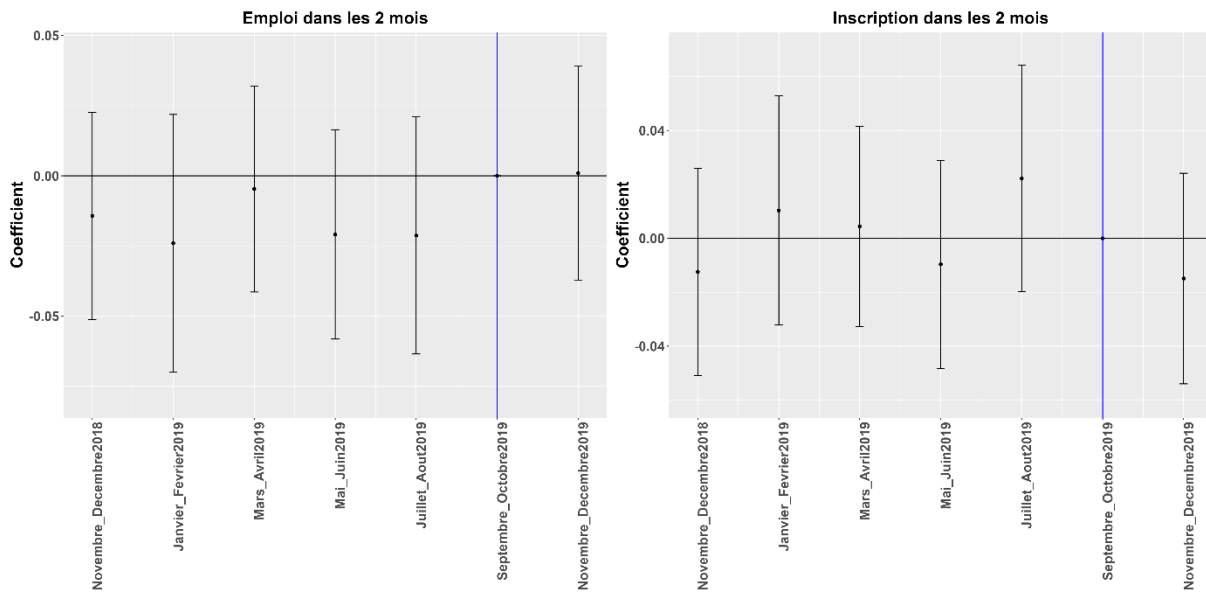
*Signif. Codes : \*\*\*: 0.01, \*\*: 0.05, \*: 0.1*

Lecture : les salariés du groupe traité ont une probabilité de reprendre un emploi dans les deux mois qui suivent la fin de contrat involontaire de 3 points supérieure à celle du groupe de contrôle entre avant et après le 1<sup>er</sup> novembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée comprise entre 32 et 95 jours inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 21 - Effet de la réforme sur l'inscription et l'emploi jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire d'un contrat court, pour les 25 ans ou plus**



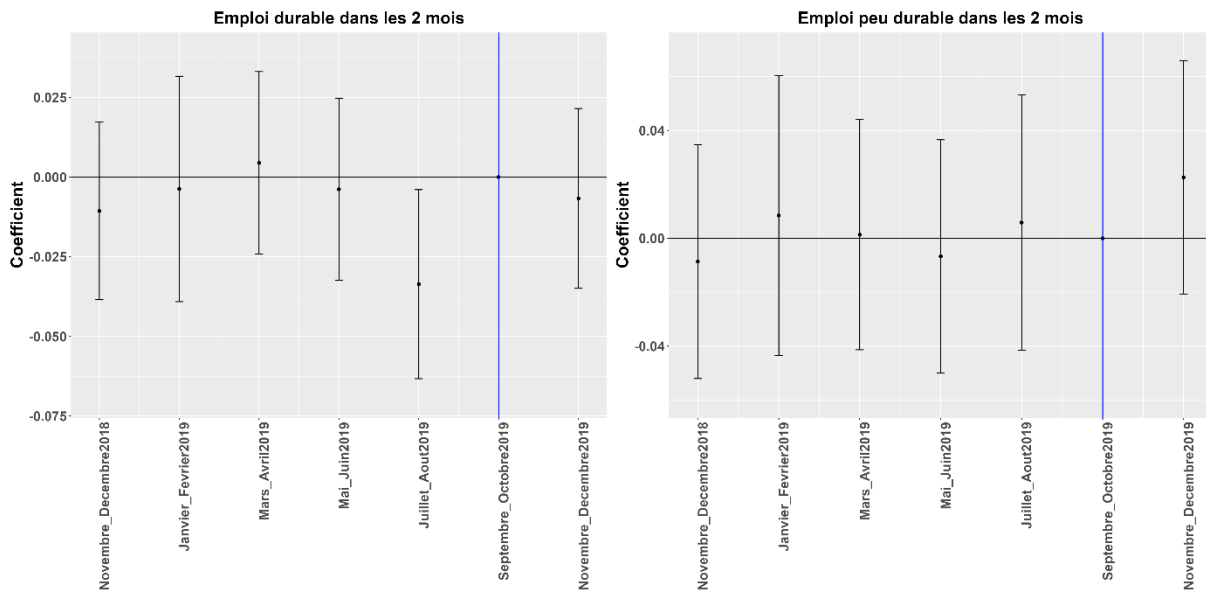
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, pour les individus âgés de 25 ans ou plus, n'a pas de différence significative avec le groupe de contrôle de la même tranche d'âge sur la probabilité de reprendre un emploi dans les deux mois suivant la perte d'emploi en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée inférieure ou égale à 31 jours, pour les salariés âgés de 25 ans ou plus inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 22 - Tendances de reprendre un emploi durable ou un emploi peu durable jusqu'à 2 mois après une fin de contrat court involontaire, pour les 25 ans ou plus**



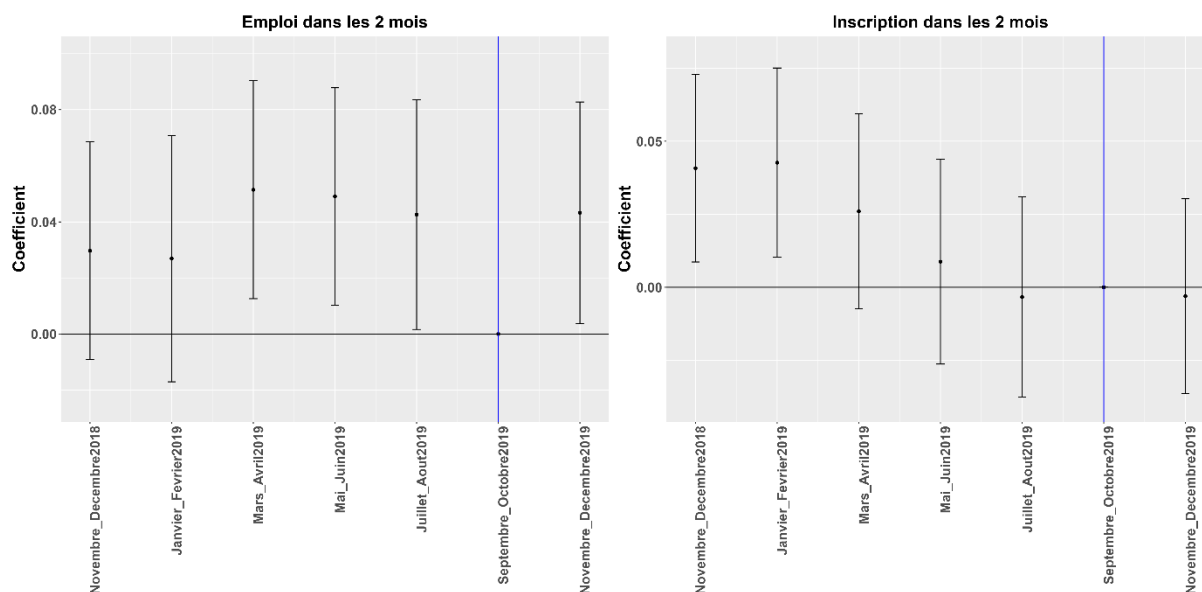
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, pour les individus âgés de 25 ans ou plus, n'a pas de différence significative avec le groupe de contrôle de la même tranche d'âge sur la probabilité de reprendre un emploi peu durable dans les deux mois suivant la perte d'emploi en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 octobre 2019, avec une durée de moins de 31 jours, pour les salariés de 25 ans ou plus au moment de la fin de contrat.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 23 - Effet de la réforme sur l'inscription et l'emploi jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire d'un contrat court, pour les moins de 25 ans**



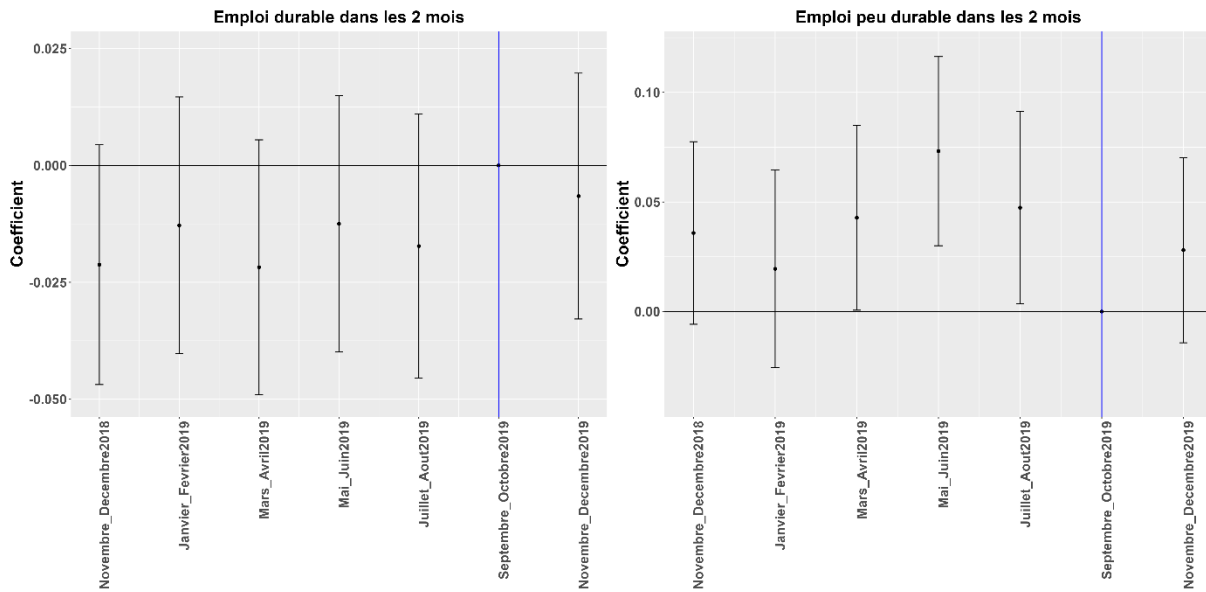
Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-Octobre 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, pour les individus âgés de moins de 25 ans, n'a pas de différence significative avec le groupe de contrôle de la même tranche d'âge sur la probabilité de s'inscrire à France Travail dans les deux mois suivant la perte d'emploi en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée inférieure ou égale à 31 jours, pour les salariés âgés entre 16 et 24 ans inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.

**Figure 24 - Effet de la réforme sur l'obtention d'un emploi durable et d'obtenir un contrat peu durable jusqu'à 60 jours après une fin de contrat involontaire d'un contrat court, pour les moins de 25 ans**



Note : le graphique trace les coefficients  $\rho_m$ ,  $m$ =Novembre-Décembre 2018 à  $m$ =Novembre-Décembre 2019 et l'intervalle de confiance à 95 % associé (barres horizontales). Les variables de contrôle introduites sont les suivantes : le jour, le mois et l'année de la fin de contrat involontaire, l'âge en polynôme de degré 2, le sexe, le secteur d'activité de l'emploi perdu, la durée passée à l'Assurance chômage, le code postal, la profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS) associée au contrat  $c$  qui vient de se terminer, une variable indiquant si l'individu a ouvert un droit dans les deux années précédant la fin de contrat, ainsi qu'une interaction entre cette dernière variable et un effet fixe temps au niveau de la paire de mois et un effet fixe associé aux classes de durée d'affiliation regroupées par 5 jours travaillés consécutifs. Les coefficients doivent être lus en référence à la modalité "Septembre-October 2019".

Lecture : par rapport à septembre-octobre 2019, le groupe traité, pour les individus âgés de moins de 25 ans, n'a pas de différence significative avec le groupe de contrôle de la même tranche d'âge sur la probabilité de reprendre un emploi peu durable dans les deux mois suivant la perte d'emploi en novembre-décembre 2019.

Champ : contrats terminés de façon involontaire entre le 1<sup>er</sup> novembre 2018 et le 31 décembre 2019, avec une durée inférieure ou égale à 31 jours, pour les salariés âgés entre 16 et 24 ans inclus.

Sources : DSN-Sismmo, FH.