

Étaler le versement des allocations chômage : quels effets sur le retour à l'emploi ?

Spreading Out the Payment of Unemployment Benefits: The Impact on Transitions to Employment

Maxime Le Bihan* et Brice Fabre*

Résumé – En octobre 2021, une réforme du calcul des allocations chômage a eu pour conséquence tout à la fois de réduire l'allocation journalière et d'augmenter la durée potentielle d'indemnisation des chômeurs ayant connu des parcours d'emploi discontinus. Dans cet article nous montrons que ce changement de régime a été suivi d'une accélération du retour à l'emploi des allocataires concernés : la proportion d'entre eux retrouvant un emploi dans les six mois suivant leur fin de contrat est entre 3,2 et 6,8 points de pourcentage plus élevée du fait de la réforme. Cet effet est tiré par une hausse des contrats temporaires de moins de six mois. Plus le parcours de l'individu est discontinu avant sa perte d'emploi, plus l'effet est important. Des données complémentaires d'enquête révèlent une pression financière plus importante et des stratégies de recherche d'emploi plus ouvertes pour le public touché que pour le public non touché.

Abstract – In October 2021, a reform of the method used to calculate unemployment benefits had the effect of simultaneously reducing the daily allowance while increasing the potential duration of eligibility for unemployment benefits for those with discontinuous employment histories. In this article, we demonstrate that this change of system has been followed by an acceleration in the return to employment of the benefit claimants affected: the proportion of their number finding a new job within six months of the end of their previous contract is now between 3.2 and 6.8 percentage points higher than it was before the reform. This trend has been driven by a rise in temporary contracts lasting less than six months. The more discontinuous an individual's career before losing their latest job, the more substantial the effect. Additional survey data make it possible to profile the population affected by this change, revealing that they face greater financial pressure and adopt more wide-ranging job search strategies than the unaffected population.

JEL : J08, J64, J65

Mots-clés : assurance chômage, trajectoires d'emploi, qualité de l'emploi

Keywords: unemployment insurance, employment histories, quality of work

* Unédic. Correspondance : mlebihan@unedic.fr

Reçu en juin 2025, accepté en juin 2026.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Le Bihan, M. & Fabre, B. (2026). Spreading Out the Payment of Unemployment Benefits: The Impact on Transitions to Employment. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 550, 3–22. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2026.550.2145>

En 2019, le gouvernement a décidé d'apporter des modifications à quatre grands volets de la réglementation d'assurance chômage : une hausse de la quotité de travail nécessaire pour pouvoir ouvrir un droit à l'Assurance chômage, une modification du mode de calcul des allocations chômage, une dégressivité des allocations pour les individus aux revenus les plus élevés, et enfin une modulation des cotisations payées par les employeurs selon l'ampleur de leur recours à des contrats courts (bonus-malus). Après plusieurs années de reports et modifications, liés principalement au Covid, les mesures initialement prévues en 2019 sont finalement entrées en vigueur en 2021.

Ce travail a pour objet l'évaluation de la modification du mode de calcul de l'allocation, souvent appelée réforme du Salaire journalier de référence (SJR), ce SJR étant le salaire auquel est appliqué le barème permettant d'obtenir le montant d'allocation chômage d'un demandeur d'emploi éligible à l'indemnisation. Avant la réforme, le SJR correspondait au salaire journalier moyen perçu durant les jours travaillés des douze derniers mois¹. L'allocation obtenue avec ce SJR pouvait ensuite être perçue durant une période correspondant au nombre de jours travaillés durant une période de référence. Avec la réforme, le SJR correspond désormais au salaire journalier moyen perçu durant les jours calendaires d'une période de référence, que ces jours aient été travaillés ou non. En contrepartie, l'allocation obtenue avec ce SJR peut être perçue durant un nombre de jours équivalent au nombre de jours calendaires susmentionné. Ainsi, le SJR tout comme la durée durant laquelle un demandeur d'emploi peut être indemnisé passent d'une comptabilisation en jours travaillés à une comptabilisation en jours calendaires, impliquant que les allocataires ayant alterné entre périodes d'emploi et périodes de non-emploi voient leur allocation journalière diminuer et leur durée potentielle d'indemnisation augmenter.

Notre étude a pour objectif d'évaluer les conséquences de ces évolutions sur les trajectoires de ces allocataires. Il est intéressant de noter qu'à notre connaissance, aucun autre article n'évalue de réforme qui agit simultanément sur le montant mensuel et la durée des allocations chômage, de telles réformes étant particulièrement rares. Notre étude est de ce point de vue inédite.

Dans toute l'analyse, le fait d'avoir connu un parcours discontinu correspond au fait d'avoir au moins une fois dans la trajectoire entrant dans le calcul de son indemnisation, une période

de non-emploi encadrée par deux périodes d'emploi. Deux types d'analyse sont menées : d'une part, une analyse des effets causaux de la réforme sur les trajectoires d'emploi, à partir de données administratives relatives aux demandeurs d'emploi ; d'autre part une analyse sur données d'enquête, relatives à une seule période, après la réforme, qui permet de caractériser davantage le public à parcours discontinu et apporter ainsi des éléments supplémentaires d'interprétation. Dans l'analyse causale, deux stratégies d'identification complémentaires sont menées. La première est une stratégie de « différence de discontinuité », qui compare des ouvertures de droit pour des fins de contrat autour du 1^{er} octobre, pour l'année de la réforme et pour une année sans réforme. La deuxième est une stratégie de triple différence, qui exploite un aspect réglementaire impliquant que parmi les ouvertures de droit à partir du 1^{er} octobre, certains droits sont concernés par la réforme alors que d'autres non.

Nos résultats relatifs aux trajectoires d'emploi montrent que les individus ayant connu un parcours discontinu retrouvent plus rapidement un nouvel emploi suite à l'ouverture de leur droit. La proportion de ces personnes retrouvant un nouvel emploi au plus tard six mois après leur fin de contrat est supérieure de 3,2 à 6,8 points de pourcentage selon la spécification considérée, passant environ de 55 % à 60 % en raison de la réforme. Cependant, cet effet est porté par une hausse des contrats temporaires de moins de six mois, les personnes au parcours antérieur discontinu ne mettant pas moins de temps à retrouver un emploi temporaire plus long ou bien un emploi en contrat à durée indéterminée (CDI). Ces résultats sont robustes à différents tests (spécification empirique alternative, placebos). Ils se limitent néanmoins à un horizon de six mois, nos données ne permettant pas de suivre de manière fiable les trajectoires des individus au-delà de six mois après l'ouverture de leur droit à l'Assurance chômage. Nous montrons enfin que les effets estimés sont d'autant plus importants que les individus sont affectés par la réforme, c'est-à-dire que la ou les interruptions d'emploi dans leur trajectoire sont longues.

L'exploitation de l'enquête « SEJOUR » suggère quant à elle des contraintes financières ressenties plus importantes chez les individus à parcours discontinu que chez les autres individus. Les individus à parcours discontinu déclarent

1. Le nombre de jours travaillés correspond ici au nombre de jours calendaires couverts par le contrat de travail. Il correspond plus exactement à 5 jours par semaine civile couverte par le contrat de travail, multiplié par 1,4.

également être prêts en moyenne à faire plus de concessions, pour retrouver un emploi, que ne le déclarent les autres individus. Ces concessions sont par ailleurs fortement corrélées à des éléments relatifs aux revenus de l'individu tels que le montant et la durée de perception des allocations, le fait de bénéficier des minimas sociaux ou encore la durée passée au chômage. Bien qu'il soit difficile de relier directement ces résultats à la réforme, étant donné que l'enquête n'est relative qu'à une période après réforme, sans comparaison avec une situation avant réforme, il semble toutefois crédible de lier la reprise plus rapide d'un emploi de courte durée avec les déclarations des personnes à parcours discontinu concernant les pressions financières ressenties et les concessions faites, dans la mesure où la réforme a diminué les niveaux d'indemnités des personnes à parcours discontinu.

Il est à noter que cette étude analyse les effets de la réforme sur les individus ayant connu un parcours discontinu spécifiquement, et n'intègre pas les effets de la réforme sur l'ensemble du marché du travail (elle ne mesure pas par exemple dans quelle mesure les effets susmentionnés se répercutent sur des personnes hors du champ de notre analyse).

Cette évaluation s'organise comme suit : la section 1 décrit en détail le contenu de la réforme ; la section 2 présente une revue de littérature ; la section 3 décrit les données, le champ d'analyse et les définitions mobilisées et la section 4 le public impacté par la réforme ; la section 5 présente la méthode et les résultats de l'analyse causale des effets de la réforme sur les trajectoires et la section 6 l'analyse des données de l'enquête, avant de conclure.

1. Descriptif de la réforme

La réforme du mode de calcul des allocations chômage étudiée modifie à la fois le salaire journalier de référence (SJR) et la durée potentielle d'indemnisation. Le SJR se calcule en divisant le salaire total perçu durant une période donnée par le nombre de jours de cette période. Il est utilisé pour le calcul de l'allocation journalière (AJ). La durée potentielle d'indemnisation correspond quant à elle au nombre de jours maximal durant lequel l'AJ peut être perçue. La réforme du mode de calcul évaluée ici consiste à passer, pour la période servant de référence au calcul du SJR et pour la durée potentielle d'indemnisation, d'une comptabilisation en nombre de jours travaillés à une comptabilisation en nombre de jours calendaires. Il s'agit autrement dit de prendre en compte les jours non travaillés à la fois dans

le dénominateur du SJR (ce qui baisse celui-ci) et dans la durée potentielle d'indemnisation (ce qui augmente celle-ci).

Plus exactement, avant la réforme :

Le SJR correspondait aux salaires perçus durant les 12 derniers mois rapportés au nombre de jours travaillés durant ces mêmes 12 derniers mois. Ces 12 derniers mois correspondaient à la période dite de « référence de calcul » (PRC).

La durée potentielle d'indemnisation correspondait au nombre de jours travaillés, mais durant les 24 derniers mois (pour les moins de 53 ans)². Ces 24 derniers mois correspondaient à la période dite de « référence d'affiliation » (PRA).

Après la réforme³ :

Le SJR correspondait aux salaires perçus durant la PRA (les 24 derniers mois pour les moins de 53 ans) rapporté au nombre de jours calendaires entre le premier jour et le dernier jour travaillé au sein de cette PRA (ce nombre de jours étant soumis à un plafond⁴).

La durée potentielle d'indemnisation correspondait au nouveau dénominateur du SJR, à savoir au nombre de jours calendaires plafonné entre le premier jour et le dernier jour travaillé au sein de la PRA.

La réforme est entrée en vigueur pour les droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021, et dont la fin de contrat ayant généré l'ouverture du droit était intervenue à partir du 1^{er} octobre 2021. Compte tenu de ce calendrier, un ajustement pour les jours non travaillés contenus dans une période de confinement lié au Covid-19 a également été introduit⁵.

Ainsi, cette réforme implique trois changements :

2. Cette période était allongée à 30 mois pour les personnes âgées de 53 ou 54 ans, et à 36 mois pour celles âgées de 55 ans et plus.

3. Il est à noter que le système ainsi décrit n'est plus celui en vigueur au moment de la parution de cet article, au regard notamment de la réforme de 2023 modulant la durée potentielle d'indemnisation en fonction de la conjoncture économique, et de la Convention d'assurance chômage du 15 novembre 2024.

4. Le nombre de jours calendaires est plafonné au nombre de jours travaillés durant la PRA multiplié par 1,4 (pour le convertir en équivalent semaine de sept jours) et multiplié par 1,75. Autrement dit, le nombre de jours non travaillés ne peut excéder 75 % du nombre de jours travaillés. Ce plafonnement a été instauré suite à la décision du Conseil d'État du 25 novembre 2020, qui a considéré que l'absence de plafonnement impliquerait des différences de traitement trop importantes en termes de SJR et de durée potentielle d'indemnisation entre personnes ayant travaillé le même nombre d'heures.

5. Pour éviter que des périodes non travaillées liées notamment aux périodes de confinement ne pénalisent le calcul des allocations chômage, les jours non travaillés contenus dans les périodes courant du 1^{er} mars 2020 au 31 mai 2020 et du 30 octobre 2020 au 30 juin 2021 ne sont pas comptabilisés dans le décompte des jours non travaillés.

Un étalement du versement du capital de droit pour les personnes ayant connu un « parcours discontinu », c'est-à-dire ayant au sein de leur période de référence des jours non travaillés entre deux périodes d'emploi : pour ce public, le SJR baisse et la durée potentielle d'indemnisation augmente.

Un alignement de la PRC sur la PRA : désormais, le calcul du SJR se fait sur la même période de référence que la durée potentielle d'indemnisation.

Un allongement de la période de référence pour la prise en compte des salaires (passage des 12 aux 24 derniers mois), ce qui signifie que le montant d'allocation dépend de salaires plus éloignés dans le temps en moyenne.

Cette étude se focalise sur le premier de ces trois aspects : l'objectif est de savoir dans quelle mesure la baisse de l'allocation journalière associée aux parcours discontinus (accompagnée d'une hausse de la durée potentielle d'indemnisation) a modifié les trajectoires d'emploi des individus qui avaient avant la réforme de tels parcours.

Cette réforme a suivi avant son entrée en vigueur un processus long et relativement complexe, qui fait qu'elle a pu être anticipée, même si ont subsisté des incertitudes jusqu'au bout sur le détail de son contenu et la date d'entrée en vigueur⁶. Il est néanmoins à noter que ce travail analyse les effets de la baisse mécanique de l'allocation journalière induite par la réforme sur les comportements après l'ouverture d'un droit, et non pas les effets « d'anticipation », à savoir de modification de sa trajectoire en prévision de la potentielle application future de la nouvelle législation à cette trajectoire.

2. Littérature et cadre d'analyse

2.1. Revue de littérature

La littérature s'intéressant aux effets sur le retour à l'emploi d'une variation du montant d'allocation ou de la durée potentielle d'indemnisation est abondante (voir les revues de littérature de Schmieder & von Wachter, 2016 ; Lopes, 2022, et Cohen & Ganong, 2024). Elle conclut globalement à un effet positif d'une baisse du montant d'allocation et à un effet négatif d'une hausse de la durée potentielle, sur le retour à l'emploi. Le présent article s'insère dans cette littérature, la réforme évaluée faisant varier à la fois le montant d'indemnisation et la durée potentielle. Cette réforme n'en reste pas moins particulière, dans la mesure où elle fait varier ces deux éléments de manière inverse, pour un

capital de droit restant constant (ou presque). Il s'agit donc de l'effet d'un étalement de versement de droit, ce qui donne un caractère inédit à cette étude et aux autres évaluant cette même réforme (Fontaine *et al.*, 2025 ; Issehnane *et al.*, 2025). Certains travaux étudient aussi simultanément l'effet du montant d'allocation et de la durée potentielle, mais dans un cadre différent : soit dans le cas d'une hausse à la fois du montant d'allocation et de la durée potentielle (en Autriche, Lalive *et al.*, 2006), soit en exploitant des effets de seuil induits par la réglementation de l'assurance chômage (en Pologne, Jessen *et al.*, 2025). Le seul article à notre connaissance qui analyse une modification de la répartition du capital de droits est celui de Lindner & Reizer (2020), qui évaluent une réforme hongroise concentrant davantage le versement des indemnités en début de période d'indemnisation, ce qui selon les résultats a un effet positif à la fois sur le retour à l'emploi et les salaires de réembauche.

L'effet de la réforme du SJR de 2021 va en partie dépendre à la fois de l'élasticité de l'emploi par rapport au montant d'allocation, et de celle par rapport à la durée potentielle, chacune de ces élasticités agissant en sens inverse dans le cas de la réforme étudiée. Se pose donc la question de la valeur relative de ces deux élasticités. Il ressort de la littérature susmentionnée que les élasticités par rapport au montant d'allocation sont dans l'ensemble supérieures à celles par rapport à la durée potentielle. Plus exactement, les études sur l'impact de la modification de la durée potentielle d'indemnisation estiment des élasticités relatives à la durée du chômage allant de 0,1 à 1, avec une médiane de 0,4 (Schmieder & von Wachter, 2016 ; Lopes, 2022 ; Cohen & Ganong, 2024). Dans ces études, les effets marginaux associés à ces élasticités impliquent qu'une variation d'un mois de la durée potentielle d'indemnisation entraînerait une hausse de la durée de chômage allant d'environ une journée et demie à 20 jours. D'autre part, les élasticités de la modification des montants d'allocation, moins documentées que celles de la durée, vont de 0,12 à 2 avec une médiane à 0,53 (Schmieder & von Wachter, 2016 ; Cohen & Ganong, 2024). Cette élasticité médiane équivaut sous certaines hypothèses au

6. La réforme devait initialement entrer en vigueur le 1^{er} avril 2020 (décret 2019-797 du 26 juillet 2019), a été repoussée du fait de la crise sanitaire au 1^{er} septembre 2020 (décret 2020-361 du 27 mars 2020), puis au 1^{er} janvier 2021 (décret 2020-929 du 29 juillet 2020). La décision du Conseil d'État du 25 novembre 2020 annule la réforme. Celle-ci est ensuite adaptée en conséquence par de nouveaux textes (décret 2021-346 du 30 mars 2021 et décret 2021-730 du 8 juin 2021). La décision en référé du Conseil d'État du 22 juin 2021 repousse de nouveau la réforme du fait du contexte économique toujours incertain en période de crise sanitaire. Le décret 2021-1251 du 29 septembre 2021 fixe la nouvelle date d'entrée en vigueur.

fait qu'une baisse de 1 € du montant journalier d'allocation entraîne une réduction de la durée de chômage allant de 1,3 jour à 21 jours⁷. La sous-section suivante précise davantage le cadre d'analyse en fonction de ces deux élasticités.

En plus de l'effet sur le retour à l'emploi, de nombreuses contributions s'intéressent à l'effet de l'indemnisation chômage sur la qualité de l'emploi repris, mesurée par le niveau de salaire de réembauche ou la stabilité en emploi (cf. Le Barbanchon *et al.* (2024) pour une revue de littérature). Notre travail, en distinguant la reprise d'emploi selon le type de contrat, s'insère dans cette littérature, dont les résultats sont variés. Belzil (2001) trouve des effets relativement faibles de l'assurance chômage sur la qualité de l'emploi, et Lalive (2007), Le Barbanchon (2016) et Huang & Yang (2021) concluent à une absence d'effet⁸. Nekoei & Weber (2017) trouvent quant à eux un effet positif de l'indemnisation chômage sur les salaires, Caliendo *et al.* (2013) un effet positif sur la durée en emploi et les salaires, et Tatsiramos (2009) un effet positif sur la durée en emploi. Enfin, Schmieder *et al.* (2016) trouvent un effet négatif de l'indemnisation chômage sur les salaires. La diversité de ces résultats tient en partie au fait que l'indemnisation chômage peut renforcer les exigences salariales, mais augmente aussi la durée au chômage ce qui à l'inverse tire les salaires à la baisse.

Notre travail s'insère également dans la littérature portant plus spécifiquement sur le système d'assurance chômage français, comme Le Barbanchon (2016) qui trouve des effets importants de l'indemnisation sur la durée passée au chômage, mais pas d'effet sur la qualité de l'emploi retrouvé, Le Barbanchon *et al.* (2019) qui pointent une absence d'effet de l'indemnisation chômage sur le salaire de réserve, et Prieto (2000) et Marinescu & Skandalis (2021) qui étudient les comportements de recherche d'emploi durant la période d'indemnisation.

Enfin, les différentes mesures de la réforme 2019-2021 ont fait l'objet d'un ensemble de travaux d'évaluation, coordonnés par un comité d'évaluation (Comité d'évaluation de la réforme de l'assurance chômage 2019-2021, 2025). Parmi ces travaux, Fontaine *et al.* (2025) et Issehnane *et al.* (2025) évaluent également la réforme du SJR. Fontaine *et al.* (2025) concluent à une hausse à court terme du nombre de jours travaillés sans effet sur la qualité de l'emploi, tandis que Issehnane *et al.* (2025) trouvent également plus de reprises d'emploi, mais avec un poids plus important des contrats précaires.

2.2. Cadre d'analyse

La réforme évaluée dans notre étude peut être vue comme un cadre original pour confronter directement l'effet du montant d'allocation et celui de la durée potentielle d'indemnisation. Si l'on note ε_1 et ε_2 l'élasticité en valeur absolue de la probabilité de reprise d'emploi à un horizon donné par rapport à la durée potentielle d'indemnisation et par rapport au montant d'allocation, on a, toutes choses égales par ailleurs :

$$\frac{\Delta y}{y} = \varepsilon_1 \frac{\Delta D}{D} + \varepsilon_2 \frac{\Delta A}{A}$$

où y est l'indicatrice de reprise d'emploi, D la durée potentielle d'indemnisation, et A l'allocation journalière. On note SR le salaire de référence utilisé pour le calcul du SJR (on suppose que SR ne change pas avec la réforme), D_1 et D_2 le dénominateur du SJR respectivement avant et après réforme, qui est également supposé être la durée potentielle d'indemnisation, et β la variation relative de la durée potentielle d'indemnisation du fait de la réforme ($\frac{\Delta D}{D} = \frac{D_2 - D_1}{D_1}$)⁹. Ainsi, si le capital $A \times D$ demeure constant avec la réforme, on a $1 + \frac{\Delta A}{A} = -\frac{1}{1 + \beta}$ soit $\frac{\Delta A}{A} = -\frac{\beta}{1 + \beta}$ on peut donc écrire :

$$\frac{\Delta y}{y} = \varepsilon_1 \beta - \varepsilon_2 \frac{\beta}{1 + \beta}$$

Si l'on analyse ce terme en fonction de β à ε_1 et ε_2 donnés (et avec $\beta > 0$, étant donné que la réforme augmente la durée potentielle d'indemnisation), on remarque que si $\varepsilon_1 \geq \varepsilon_2$, alors $\Delta \ln y$, qui représente l'effet de la réforme sur la reprise d'emploi, est toujours négatif. Si en revanche $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$, alors $\Delta \ln y$ augmente jusqu'à $\beta = \sqrt{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}} - 1$, puis décroît, pour devenir négatif à partir de $\beta = \frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1} - 1$ ¹⁰.

7. Ce calcul suppose un montant moyen d'allocation journalière de 34 € (correspondant au montant d'allocation avant réforme dans notre cas), que le changement touche uniformément l'ensemble des personnes ayant connu parcours discontinu, et que la durée moyenne passée au chômage est de un an.

8. Sur les salaires pour Lalive (2007) et Huang & Yang (2021), sur les salaires et la durée en emploi pour Le Barbanchon (2016).

9. Ces équations se focalisent sur le passage d'une comptabilisation en jours travaillés à une comptabilisation en jours calendaires et ignorent le passage de 12 à 24 mois pour la période de référence utilisée pour la durée potentielle d'indemnisation. Elles supposent également par souci de simplification que le dénominateur du SJR est égal, avant comme après réforme, à la durée potentielle d'indemnisation.

10. Nous supposons que le capital de droits reste constant, bien qu'il puisse légèrement varier en raison de la complexité des règles d'assurance chômage. En l'absence d'élargissement de la PRC, la formule de l'AJ amortissant les variations du SJR, le capital AJ $\times$ durée potentielle devrait légèrement augmenter. Toutefois, l'allongement de la PRC (de 12 à 24 mois) implique qu'en présence de trajectoires salariales ascendantes, le capital SJR $\times$ durée potentielle devrait légèrement baisser, rendant l'évolution nette du capital AJ $\times$ durée potentielle ambiguë. La figure S-V (voir Annexe en ligne) confirme que ces variations restent faibles : le capital SJR baisse de 2 500 € à 3 900 € selon la spécification, tandis que le capital AJ baisse de 0 € à 1 155 €, de manière non significative pour l'une des spécifications (voir section 5.1 pour le détail des spécifications). Ces résultats confortent l'hypothèse d'une réforme qui préserve en moyenne le capital de droits.

Autrement dit, pour une variation relative de la durée potentielle β donnée, la variation relative de l'allocation journalière qui en découle est inférieure à β , de sorte que dans un cadre où l'effet de la durée potentielle et du montant d'allocation est modélisé sous forme d'élasticité constante, l'effet sur la durée potentielle l'emporte dans la plupart des configurations, impliquant un effet négatif de la réforme sur la reprise d'emploi. Pour que l'effet de l'allocation journalière l'emporte, une condition nécessaire est d'avoir $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$, ce qui n'est pas suffisant dans la mesure où l'effet total devient négatif à partir d'un certain niveau de β . La littérature empirique suggère plutôt dans l'ensemble que $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$. Néanmoins, le sens de l'effet de la réforme reste ambigu en théorie y compris dans ce cas de figure. De plus, si l'on définit β comme l'intensité de traitement d'un allocataire, alors l'effet de traitement n'est pas forcément toujours dans le même sens et d'autant plus fort que cette intensité de traitement est élevée.

3. Données, champ d'analyse et définitions

Ce travail exploite deux types de données. Il mobilise d'une part des données administratives relatives aux demandeurs d'emploi, qui permettent de mener une analyse des effets causaux de la réforme sur les trajectoires de ces demandeurs d'emploi sur le marché du travail. Il exploite d'autre part une enquête menée à l'été 2023, soit un peu plus d'un an et demi après l'entrée en vigueur de la réforme, permettant de comparer un public dont la réforme a modifié les droits à un public dont les droits n'ont pas été modifiés.

3.1. Les données administratives

Dans cette étude, nous mobilisons le Fichier national des allocataires (FNA) produit par France Travail et retraité par l'Unédic, qui contient des informations sur l'indemnisation des allocataires, leur trajectoire d'emploi et leurs caractéristiques sociodémographiques. Cela permet d'identifier les parcours impactés par la réforme en observant les jours travaillés et non travaillés durant les périodes de référence.

Nous mobilisons également les « déclarations sociales nominatives France Travail » (DSN-FT), correspondant aux déclarations sociales nominatives sur le champ des inscrits à France Travail (anciennement « Pôle Emploi », notamment durant la période couverte par notre analyse) et appariées avec le FNA avec un identifiant individuel commun. Ces données fournissent des informations relatives aux

contrats de travail des personnes inscrites à France Travail, pour la période allant du mois de leur inscription jusqu'à six mois après leur désinscription, ce qui nous permet de mesurer l'accès à l'emploi. L'appariement entre les DSN et le FNA est réalisé par France Travail. Les DSN sont des déclarations mensuelles obligatoires effectuées par les employeurs en France servant à calculer les cotisations sociales et à transmettre les données des contrats salariés aux différentes administrations en ayant l'usage. Elles regroupent plus exactement l'ensemble des contrats du secteur privé et une partie des contrats du secteur public depuis 2018.

3.2. Le champ d'analyse des données administratives

La nouvelle règle de calcul du SJR s'applique aux personnes ouvrant un droit à partir du 1^{er} octobre 2021, dès lors que le dernier contrat ayant servi à l'ouverture de ce droit s'est achevé après cette date. Afin de disposer d'une période avant et après l'entrée en vigueur de la réforme, nous retenons les droits ouverts entre début septembre et fin novembre 2021. Ce choix d'une fenêtre restreinte s'explique, en amont, par la fin des mesures spécifiques d'assurance chômage liées à la crise sanitaire en juillet, ainsi que par un possible effet de contamination en août, et, en aval, par l'entrée en vigueur au 1^{er} décembre des nouvelles conditions d'ouverture des droits. À des fins de comparaison intertemporelle, nous mobilisons le même champ pour les années 2017, 2018 et 2022, à l'exclusion de 2019 et 2020 en raison de la crise sanitaire¹¹.

Notre champ porte sur les ouvertures de droit à l'ARE (Aide au retour à l'emploi) et exclut, de ce fait, les droits relevant de réglementations spécifiques : intermittents du spectacle (annexes 8 et 10 de la réglementation d'assurance chômage), contrats de sécurisation professionnelle (CSP) et droits ouverts avec activité conservée. En outre, les DSN ne couvrant que partiellement le secteur public avant 2022, nous excluons les contrats publics observés et analysons donc l'emploi hors secteur public¹². Le nombre d'ouvertures de droit s'élève à 3 446 675 avant ces restrictions, puis à 3 112 222 après exclusion des intermittents du spectacle, du CSP et de l'activité conservée.

Il convient toutefois de noter que ces données, issues de la gestion administrative des indemnités chômage, ne couvrent que les « recourants » à

11. Il n'est pas possible de mobiliser les ouvertures de droit de l'année 2019 car les trajectoires d'emploi dans un horizon de six mois suivant ces ouvertures sont affectées par la crise de la Covid.

12. Notre définition du secteur public correspond aux modalités suivantes de catégorie juridique du répertoire Sirene (niveau II) : 41, 71, 72, 73, 74.

l'assurance chômage, c'est-à-dire les personnes inscrites à France Travail. Nous n'observons ni les personnes au chômage non inscrites, ni celles qui ne passent pas par le chômage après leur perte d'emploi, ce qui induit une sélection de la population étudiée au regard de notre variable d'intérêt, à savoir l'accès à l'emploi après une perte involontaire d'emploi.

3.3. Définition – personnes ayant connu un parcours discontinu

Les analyses qui suivent reposent toutes sur la définition du fait d'avoir connu un parcours discontinu. Les personnes ayant connu un parcours discontinu sont celles dont les jours non travaillés représentent au moins 1 % des jours calendaires de leur période de référence d'affiliation (PRA). Pour identifier ces individus, nous utilisons le ratio du nombre de jours travaillés sur la PRA au nombre de jours calendaires de la PRA. Le FNA nous permet d'identifier les dates, bornées par la réglementation d'assurance chômage, de début et de fin de PRA, ainsi que les dates de début et de fin des contrats contenus dans la PRA et ayant servi au calcul du droit. À partir de ces données, nous calculons les jours au numérateur et au dénominateur de notre ratio pour sélectionner notre échantillon.

Ainsi, nous nous focalisons sur les effets de la réforme sur les personnes ayant connu un parcours discontinu, dans la mesure où décourager les trajectoires alternant périodes d'emploi et périodes de non-emploi était présenté comme l'objectif principal de la réforme. Nous n'analysons donc pas les effets comportementaux associés aux autres effets mécaniques de la réforme, à savoir ceux liés à l'allongement de la période de référence de 12 à 24 mois pour le calcul du SJR (alignement de la PRC sur la PRA).

Le fait de nous restreindre aux personnes « à parcours discontinu », selon la définition ci-dessus fait passer le nombre d'ouvertures de droits de l'échantillon de 3 112 222 à 1 008 264. La figure S-II de l'Annexe en ligne (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article) montre la distribution du ratio entre le nombre de jours travaillés et le nombre de jours calendaires, au sein des personnes à parcours discontinu (dont le ratio est inférieur ou égal à 99 %). Les effectifs associés à chaque fenêtre de ratio sont d'autant plus importants que le ratio est élevé.

3.4. L'enquête « SEJOUR »

L'Unédic a mené l'enquête « SEJOUR », dont le terrain a été réalisé par La Voix Du Client (LVDC), auprès de demandeurs d'emploi interrogés

sur leur situation, notamment leurs recherches d'emploi. La base de données distingue, un an après la réforme, des individus dont le parcours antérieur à l'entrée en assurance chômage est discontinu et d'autres dont le parcours antérieur ne l'est pas. Les parcours discontinus sont définis comme indiqué dans la section précédente, c'est-à-dire par une part de jours non travaillés d'au moins 1 % des jours calendaires de la période de référence d'affiliation (les enquêtes étant également présents dans les données administratives, sur lesquelles cette définition est appliquée).

L'échantillon se composait de 41 700 individus tirés aléatoirement parmi les 670 000 personnes ayant ouvert un droit entre le 1^{er} octobre 2022 et le 31 janvier 2023. Ils ont été interrogés en juillet 2023, soit en moyenne six mois après l'ouverture du droit. Des poids de calage ont été construits afin de respecter la répartition des groupes selon le type de leur parcours (discontinu ou non) et plusieurs caractéristiques démographiques (sexe, catégorie d'âge, sexe croisé avec la catégorie d'âge).

La collecte a été répartie entre trois modes : 4 % de l'échantillon (1 600 individus) contactés par téléphone, 24 % (10 000 individus) par courriel avec relances téléphoniques, et 72 % uniquement par courriel. Le taux de réponse global atteint 17 %, contre respectivement 50 %, 22 % et 13 % pour ces trois modes. Des pondérations ont ensuite été ajustées pour corriger les écarts de non-réponse entre modes de collecte ainsi que l'effet possible du mode d'enquête sur les réponses.

4. Profil des personnes ayant connu un parcours discontinu

Cette section vise à décrire l'évolution des caractéristiques des personnes ayant connu un parcours discontinu avant et après le 1^{er} octobre, afin de bien visualiser les enjeux et facteurs à prendre en compte dans nos stratégies d'identification (voir tableau S-1 de l'Annexe en ligne). En observant la période d'analyse économétrique sur les données administratives, on constate que par rapport aux ouvertures de droit avant la réforme (septembre 2021), les ouvertures de droit après la réforme (octobre et novembre 2021) correspondent à des personnes de caractéristiques différentes : en moyenne, un âge plus élevé des individus, une moindre proportion de femmes, moins de CDD et plus d'intérim au sein des contrats précédant l'ouverture de droits, une durée plus faible du contrat précédant l'ouverture de droits. Ces dynamiques sont néanmoins observées également sur les années précédentes

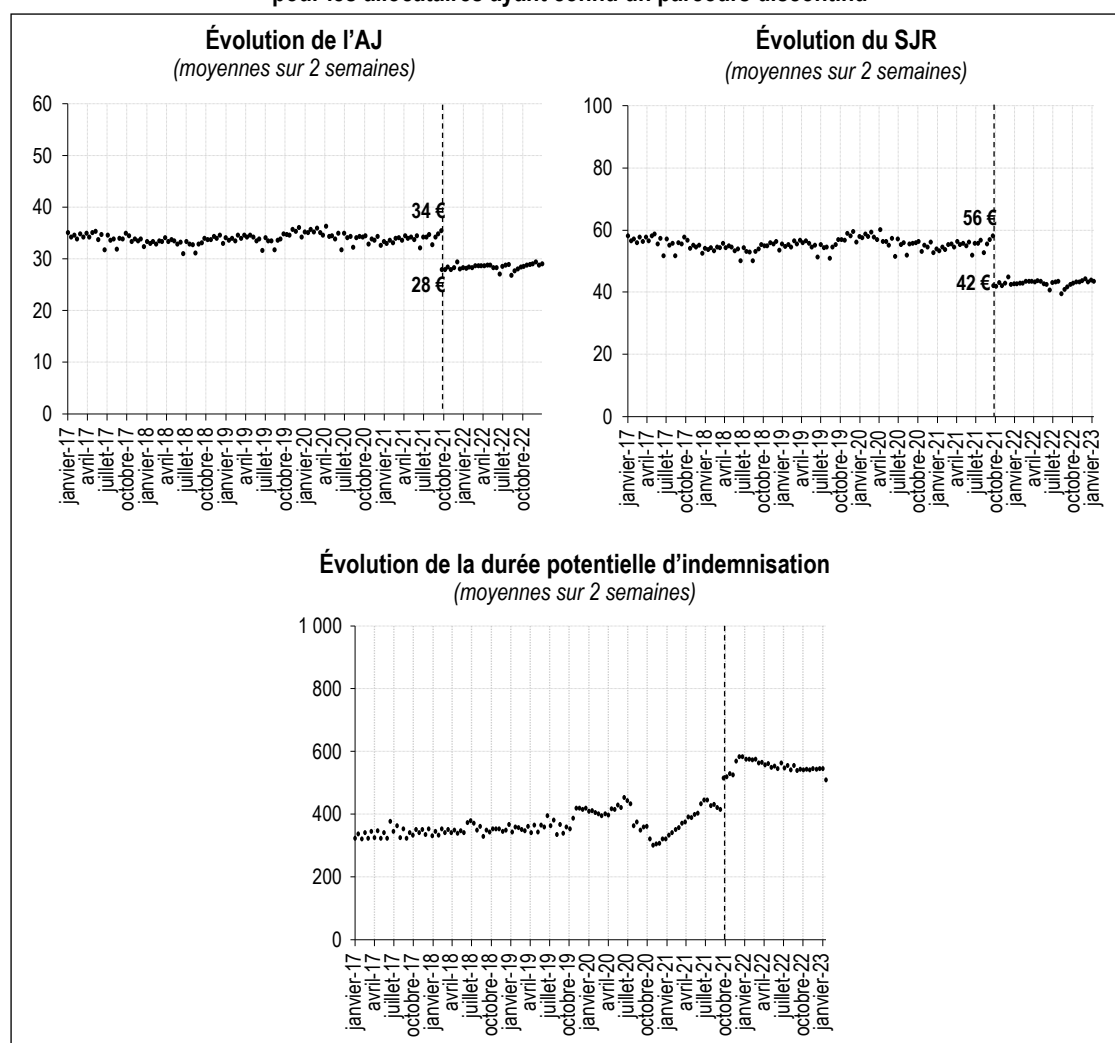
(2017, 2018), suggérant ainsi une nature saisonnière de ces différences plutôt qu'une résultante de la réforme du calcul du SJR.

Du côté des droits ouverts et de leurs caractéristiques, la période est naturellement marquée par l'effet de la réforme. La figure I montre une baisse du SJR moyen de 14 € soit une baisse de 25 % par rapport au niveau pré-réforme (de 56 € à 42 €). La décomposition du SJR en son numérateur, qui a mécaniquement augmenté post réforme en raison de l'allongement d'un an de la période sur laquelle les salaires sont pris en compte, et son dénominateur, qui a évolué pour cette même raison et du fait de la prise en compte des jours non travaillés dans la période, permet de préciser la dynamique de cette évolution. Entre les deux périodes, le numérateur du SJR est multiplié par 2,3 tandis que le dénominateur est

multiplié par 2,8. En comparaison, sur les deux années précédentes (2017, 2018), le numérateur et le dénominateur augmentaient respectivement de 8 % et 1 % en moyenne entre septembre et octobre-novembre, entraînant une légère hausse du SJR. Cet effet saisonnier devra être contrôlé pour ne pas sous-estimer la baisse du SJR due à la réforme.

Dans le même temps, l'allocation journalière a été réduite de 6 € soit 17,6 % de sa valeur pré-réforme (de 34 € à 28 €). La durée potentielle d'indemnisation, c'est-à-dire le nombre maximal de jours qui pourraient être indemnisés si le droit était consommé dans son entièreté, a quant à elle évolué de 417 à 519 jours, soit une hausse de 24 %. Ces évolutions sont la conséquence directe de la réforme et ne s'observent par conséquent que sur cette période.

Figure I – Évolution de l'allocation journalière, du SJR et de la durée potentielle d'indemnisation pour les allocataires ayant connu un parcours discontinu



Note : chaque point représente l'AJ / le SJR / la durée potentielle d'indemnisation des personnes ayant connu un parcours discontinu en moyenne sur une période de deux semaines. La date est celle des dernières fins de contrat de travail ayant précédé l'ouverture de droits.
Champ : ensemble des personnes ayant connu un parcours discontinu.
Source : FNA, France Travail, Unédic.

5. Effets causaux de la réforme sur les trajectoires d'emploi

5.1. Stratégies empiriques

Afin d'identifier l'effet causal de la réforme sur les trajectoires d'emploi, nous avons recours à deux stratégies d'identification : une stratégie par « différence de discontinuité » d'une part, et une stratégie par triple différence d'autre part.

5.1.1. Stratégie 1 : différence de discontinuité

La réforme étudiée entre en vigueur pour les droits dont la fin de contrat a lieu à partir du 1^{er} octobre 2021. Une régression par discontinuité (Imbens & Lemieux, 2008 ; Lee & Lemieux, 2010) pourrait donc ici consister à comparer les trajectoires suite à des droits ouverts au titre de fins de contrat juste après le 1^{er} octobre 2021 avec les trajectoires suite à des droits ouverts au titre de fins de contrat juste avant. Cette stratégie reposerait d'une part sur l'hypothèse de continuité en fonction de la date de fin de contrat des facteurs inobservables de la variable d'intérêt, et d'autre part sur l'hypothèse d'absence de manipulation de cette date de fin de contrat (une telle manipulation consistant par exemple de la part de l'employé à faire en sorte que son contrat de travail se termine avant le 1^{er} octobre 2021, afin d'ouvrir un droit non soumis à la réforme).

Cependant, la saisonnalité des fins de contrat rend difficile de supposer la continuité des facteurs inobservables de la variable d'intérêt selon la date de fin de contrat, étant donné la forte concentration de fins de contrats en fin de mois (Fontaine *et al.*, 2025). Ainsi, nous identifions l'effet de la réforme par « différence de discontinuité », c'est-à-dire par la différence entre l'effet de la discontinuité en 2021 et celui en 2018 (2019 et 2020 sont exclus de l'échantillon, comme expliqué dans la section 3). Ceci revient à faire l'hypothèse que, sans la réforme, les variations de la variable d'intérêt autour du seuil du 1^{er} octobre auraient été similaires en 2021 et en 2018. Dit autrement, les facteurs associés à la saisonnalité de la variable d'intérêt autour de ce seuil seraient d'un rôle similaire en 2021 et en 2018, aboutissant à une variation similaire de la variable d'intérêt. En résumé, nous comparons pour chaque année (2018 et 2021) les différences de trajectoires entre les individus dont la fin de contrat est juste après le seuil du 1^{er} octobre et ceux dont elle est juste avant, et nous comparons ces différences entre 2018 et 2021.

Nous estimons aussi de manière simultanée l'effet de la discontinuité en 2017 et en 2022,

à comparer également avec 2018, afin d'effectuer un test placebo de l'effet sur une année antérieure et une année postérieure. Au final, notre spécification empirique peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y_{if} = X_{if}\beta + \sum_{a \in \{2017, 2021, 2022\}} \mathbf{1}_{a=annee_f} (X_{if}\beta_a) + Z_{if}\theta + \varepsilon_{if} \quad (1)$$

où

$$X_{if}\beta = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} + \beta_2 (jour_f - j_0) + \beta_3 \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} (jour_f - j_0)$$

$$X_{if}\beta_a = \beta_{0,a} + \beta_{1,a} \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} + \beta_{2,a} (jour_f - j_0) + \beta_{3,a} \cdot \mathbf{1}_{jour_f \geq j_0} (jour_f - j_0)$$

Y_{if} représente la variable dépendante associée à l'individu i et sa fin de contrat de date f . $annee_f$ et $jour_f$ sont respectivement l'année et le jour calendaire de la date f . j_0 correspond au 1^{er} octobre. Le coefficient d'intérêt est le coefficient $\beta_{1,2021}$. $\beta_{1,2017}$ et $\beta_{1,2022}$ sont les coefficients placebos. Z est un vecteur de variables de contrôle : y figurent les variables présentes dans le tableau S-1 de l'Annexe en ligne) ainsi que le code ROME des métiers (en 14 catégories). Compte tenu des différences potentielles entre les fins de contrat en toute fin de mois et celles en tout début, nous retenons dans nos résultats principaux une fenêtre de 15 jours avant et après le 1^{er} octobre, et présentons des tests de robustesse relatifs à cette fenêtre dans la section 5.3^{13,14}. Nous retenons également, comme le montrent les équations ci-dessus, une spécification linéaire en fonction du jour, et fournissons comme test de robustesse les résultats avec une forme quadratique (voir la section 5.3)¹⁵.

5.1.2. Stratégie 2 : triple différence

La spécification par différence de discontinuité présente néanmoins l'inconvénient de se limiter à l'estimation d'un effet local (pour l'ensemble des individus ouvrant un droit dans un intervalle autour du 1^{er} octobre). Afin d'estimer l'effet sur une population plus large (1 mois avant et après

13. Cette restriction, ainsi que la restriction ne gardant que les observations sans aucune valeur manquante pour les variables de contrôle, fait passer le nombre d'ouvertures de droit de 365 366 à 36 519 avant le 1^{er} octobre, et de 642 898 à 177 242 à partir du 1^{er} octobre.

14. Le test de fenêtre optimal de Calonico *et al.* (2020) suggère une fenêtre de 3 jours, qui n'est certainement pas réaliste du fait du contexte de la présente discontinuité (différences entre les fins de contrat de fin et de début de mois). Nous prenons ainsi une fenêtre de 15 jours qui nous semble à la fois relativement restreinte, réaliste et relativement conservatrice (la figure S-IV montre globalement qu'augmenter la fenêtre augmente l'effet de traitement).

15. Nous testons un polynôme de degré 1 et 2 seulement, selon la recommandation de Gelman & Imbens (2019). Les critères AIC et BIC pour la fenêtre choisie sont respectivement de 275 305 et 275 714 pour le modèle linéaire, et de 273 988 et 274 560 pour le modèle quadratique. Au regard de la proximité de ces valeurs, nous choisissons le modèle le plus parcimonieux, soit le modèle linéaire. La figure S-IV montre néanmoins la valeur des effets pour ces deux polynômes et différentes fenêtres et montre que les résultats sont stables.

la réforme), et de contrôler davantage l'effet des variables démographiques, nous mobilisons en guise de complément une seconde stratégie d'identification de l'effet de la réforme sur l'accès à l'emploi en utilisant une méthode de triple différence.

Cette stratégie part d'une double différence qui exploite les variations de statut vis-à-vis du traitement pour une même date d'ouverture de droit. En effet, la réforme s'applique sous une condition de date de fin de contrat ainsi que sous une condition de date d'ouverture de droit. Plus exactement, elle s'applique aux droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021 et dont la fin de contrat a eu lieu après cette même date. Ainsi, les droits ouverts à partir du 1^{er} octobre 2021, mais associés à une fin de contrat ayant eu lieu avant ne sont pas concernés par la réforme.

L'exploitation de cette double condition nous permet d'estimer pour une année donnée un effet en double différence. Nous considérons comme variable de temps le mois d'ouverture de droit et non celui de la fin de contrat. Pour chacun de ces mois, nous distinguons les ouvertures de droit dont la fin de contrat a eu lieu le même mois et celles pour lesquelles elle a eu lieu avant. Pour les ouvertures de droit de septembre, ces deux sous-groupes ne sont pas traités alors que pour celles d'octobre, le premier sous-groupe est traité alors que l'autre non (nous ne retenons pas les ouvertures de droit de novembre, car trop peu d'observations de ce mois sont non traitées¹⁶)¹⁷.

Néanmoins, du fait de la potentielle saisonnalité rendant difficile de supposer que les ouvertures de droit d'octobre et celles de septembre suivent des trajectoires d'emploi similaires en l'absence de réforme, nous estimons l'effet de traitement par triple différence, à savoir par la différence entre la double différence susmentionnée pour 2021 et celle pour 2018.

Cette stratégie d'identification repose sur deux hypothèses : d'une part, que conditionnellement à la date d'ouverture de droit, le fait que la fin de contrat soit le même mois ou celui d'avant est indépendant des variables inobservables associées à la reprise d'emploi (hypothèse associée à la double différence), et d'autre part qu'en l'absence de réforme, les différences de reprise d'emploi entre les ouvertures de droit de septembre et les ouvertures de droit d'octobre auraient été similaires en 2018 et en 2021 (hypothèse associée à la troisième différence).

Au total, nous estimons l'équation suivante :

$$Y_{ifo} = X_{ifo}\gamma + \sum_{a \in \{2017, 2021, 2022\}} \mathbf{1}_{a=annee_f} (X_{ifo}\gamma_a) + Z_{ifo}\eta + \vartheta_{ifo} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{où} \quad X_{ifo}\gamma &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} + \gamma_2 \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ &\quad + \gamma_3 \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ X_{ifo}\gamma_a &= \gamma_{0,a} + \gamma_{1a} \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} + \gamma_{2,a} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \\ &\quad + \gamma_{3,a} \cdot \mathbf{1}_{mois_f=mois_o} \cdot \mathbf{1}_{mois_o=octobre} \end{aligned}$$

Y_{ifo} représente la variable dépendante associée à l'individu i , dont la fin de contrat a eu lieu à la date f et qui a ouvert son droit à la date o . $mois_f$ et $mois_o$ représentent le mois de la fin de contrat et de l'ouverture de droit respectivement. Le coefficient d'intérêt est $\gamma_{3,2021} - \gamma_{3,2017}$ et $\gamma_{3,2022}$ sont les coefficients placebo.

L'implémentation de cette stratégie suppose de mener en amont une série de tests de validité. Concernant l'absence de manipulation de la date de fin de contrat, cette hypothèse est de manière usuelle testée avec un test d'absence de discontinuité de la densité de la variable en question autour du seuil (comme le test de McCrary, 2008). Une telle discontinuité peut néanmoins exister dans notre cas du fait de la saisonnalité des fins de contrat, d'où l'intérêt de procéder à une différence de discontinuité. Une manière de tester l'hypothèse est ici de vérifier que la différence de nombre de fins de contrat entre fin septembre et début octobre n'est pas différente entre 2021 et 2018¹⁸. De plus, nous procédons à une deuxième série de tests, qui consistent à vérifier que l'effet de la réforme est dans l'ensemble non significatif lorsqu'on estime l'équation de la spécification en prenant pour variable dépendante des caractéristiques des individus tels que le secteur d'activité ou le niveau d'études. Ce test consiste à vérifier que l'on compare des groupes similaires, ce qui est une implication du fait d'avoir des inobservables continues en fonction de la date de fin de contrat et une saisonnalité similaire en 2018 et en 2021. Le tableau S-2 de l'Annexe en ligne montre le résultat de ces deux ensembles de tests. À ces tests s'ajoutent également des tests placebo présentés par la suite. Pour chaque variable, le tableau S-2 montre le coefficient en différence de discontinuité ainsi que son écart-type. Concernant le premier ensemble de tests, on voit que le coefficient associé au nombre de fins de contrat est largement non significatif aux seuils usuels. En guise de robustesse, la deuxième ligne

16. Du fait de la possibilité de différés d'indemnisation pouvant aller jusqu'à six mois, le mois de la fin de contrat et le mois d'ouverture du droit peuvent dans certains cas être assez éloignés. Nous limitons à deux mois la durée séparant l'ouverture de droit et la dernière fin de contrat.

17. Cette restriction, ainsi que la restriction ne gardant que les observations sans aucune valeur manquante pour les variables de contrôle, fait passer le nombre d'ouvertures de droit de 365 366 à 288 538 avant le 1^{er} octobre, et de 642 898 à 269 160 à partir du 1^{er} octobre.

18. Il s'agit d'estimer la même équation que celle de la spécification (2), avec une observation par jour de fin de contrat et donc sans les variables de contrôle du vecteur Z .

montre le test similaire pour le nombre d'ouvertures de droits, ce qui donne le même résultat. Les lignes suivantes correspondent au deuxième ensemble de tests, pour les variables de secteur d'activité et de niveau d'études. La plupart de ces coefficients sont non significatifs, avec néanmoins moins de personnes de niveau d'études inférieur au baccalauréat après le 1^{er} octobre.

5.1.3. Variables d'intérêt

Nous appliquons ces deux stratégies à des variables dépendantes renseignant la durée entre la fin de contrat donnant lieu à l'ouverture de droit et la première reprise d'emploi. Plus exactement, nous définissons deux indicatrices égales à 1 si le premier emploi trouvé par la personne depuis sa fin de contrat a lieu au maximum 3 mois (resp. 6 mois) depuis cette fin de contrat. Nous qualifions ces indicatrices de variables d'« accès à l'emploi à 3 mois » (resp. « accès à l'emploi à 6 mois »). Nos données ne renseignent pas sur les trajectoires au-delà de 6 mois après leur désinscription de France Travail pour tous les individus. L'attrition est différenciée à partir de 6 mois après la fin de contrat, les allocataires que l'on perd le plus tôt dans les données étant ceux dont la désinscription à France Travail intervient le plus rapidement.

Nous définissons également ces indicatrices d'accès à l'emploi pour différents types de contrats (CDD, CDI, etc.). Par exemple, la variable d'accès à l'emploi en CDD à 3 mois vaut un si le premier CDD retrouvé par la personne depuis sa fin de contrat a été signé au plus tard 3 mois après la fin du contrat ouvrant droit à l'assurance chômage.

5.2. Résultats

La figure II montre les résultats principaux de nos régressions par différence de discontinuité d'une part, et par triple différence d'autre part (le détail des coefficients est fourni dans les tableaux A1-1 et A1-2 de l'annexe respectivement). Nos résultats montrent que le taux d'accès à l'emploi à 3 et 6 mois après la dernière fin de contrat est supérieur de 6,2 points et 6,8 points de pourcentage pour la régression par différence de discontinuité, et de 2,4 et 3,2 points pour la triple différence, sachant que les niveaux respectifs de ces taux d'accès à l'emploi pré-réforme sont de 36 % et 55 %¹⁹. Ces résultats signifient que la réforme amène les demandeurs d'emploi ayant eu un parcours discontinu à trouver un premier contrat de travail plus rapidement. La figure III permet de visualiser les effets associés à la spécification en différence de discontinuité. Elle montre la moyenne hebdomadaire du taux

de retour à l'emploi à 6 mois sur une période d'un mois centrée autour du 1^{er} octobre, pour les années 2021 et 2018. On note que l'écart entre la courbe pour l'année 2018 et celle pour l'année 2021 augmente d'une manière qui semble discontinue entre la dernière semaine de septembre et la première semaine d'octobre, due à une hausse plus importante de l'accès à l'emploi entre ces deux semaines en 2021 qu'en 2018.

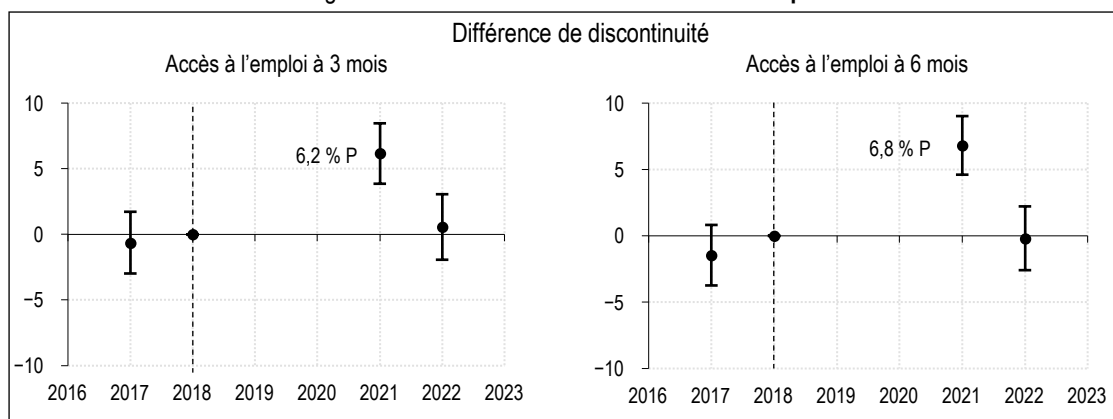
Cet effet positif sur l'accès à l'emploi ne se retrouve pas sur l'année antérieure 2017, ni sur l'année postérieure 2022 où on constate que le coefficient est soit non significativement différent de zéro, soit tout juste significatif et négatif.

Nous répliquons ensuite cette analyse selon le type de contrat : CDD ou intérim de moins de six mois, CDD ou intérim de plus de 6 mois, et CDI. Pour chacun de ces trois types de contrat, la figure IV montre le taux d'accès à un horizon de 6 mois. Pour les deux stratégies d'identification, nous trouvons que les effets sont concentrés sur les CDD ou intérim de moins de 6 mois. Sur ces contrats courts, l'effet est de 6,7 points de pourcentage pour la régression par différence de discontinuité et de 3,5 points de pourcentage pour la triple différence.

Enfin, nous avons cherché à savoir dans quelle mesure l'effet sur l'accès à l'emploi variait avec l'intensité de traitement. Pour cela, nous nous appuyons sur le cadre conceptuel présenté dans la section 2.2, qui analyse les variations de l'effet de traitement en fonction de β (variation relative de la durée potentielle d'indemnisation, que l'on approxime par le ratio entre le nombre de jours non travaillés et le nombre de jours travaillés dans la PRA). Le fait que l'effet moyen de la réforme sur l'accès à l'emploi soit positif suggère dans l'ensemble que l'élasticité de la probabilité de reprise d'emploi est plus sensible au montant qu'à la durée potentielle d'indemnisation ($\varepsilon_1 < \varepsilon_2$). Néanmoins, la section 2.2 suggère que même dans ce cas, l'effet est d'abord croissant avec β , pour ensuite décroître et même devenir négatif. Pour chacune de nos spécifications, nous divisons l'échantillon en quatre parties de taille égale à partir des quartiles de β , (quatre « quarts » de la population) et estimons un effet pour chacun de ces quarts. Il est important ici d'estimer des effets relatifs, chacun des quarts étant caractérisé par un niveau initial d'accès à l'emploi différent. Pour cela, nous réestimons chaque spécification sous forme de logit, ce qui nous permet d'obtenir ensuite la

19. Ces pourcentages correspondent aux taux moyens d'accès à l'emploi des personnes ayant connu un parcours discontinu en septembre 2021.

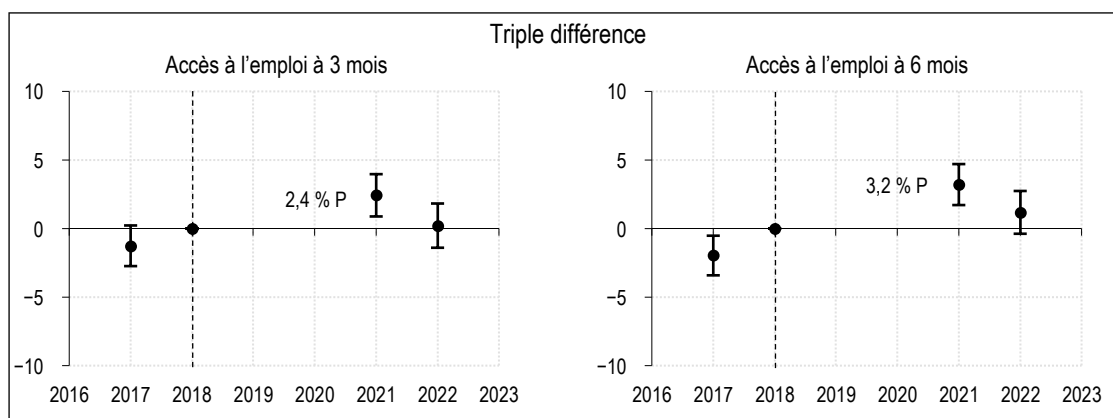
Figure II – Effet de la réforme sur l'accès à l'emploi



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %. Les coefficients d'intérêt sont fournis dans le tableau A1-1 de l'annexe.

Champ : ensemble des ouvertures de droits (OD) des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la fin de contrat (FCT) est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tableaux de régression détaillés en annexe : tableau A1-2.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu de septembre et octobre de 2017 à 2022.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

probabilité moyenne d'accès à l'emploi avec et sans réforme pour chacun de ces quarts, et de calculer ensuite le rapport entre la différence de ces deux probabilités et la probabilité sans réforme. Le tableau S-3 de l'Annexe en ligne montre l'ensemble de ces résultats, pour les deux spécifications. Nous trouvons dans l'ensemble que l'effet de traitement est d'autant plus important que l'intensité de traitement est élevée.

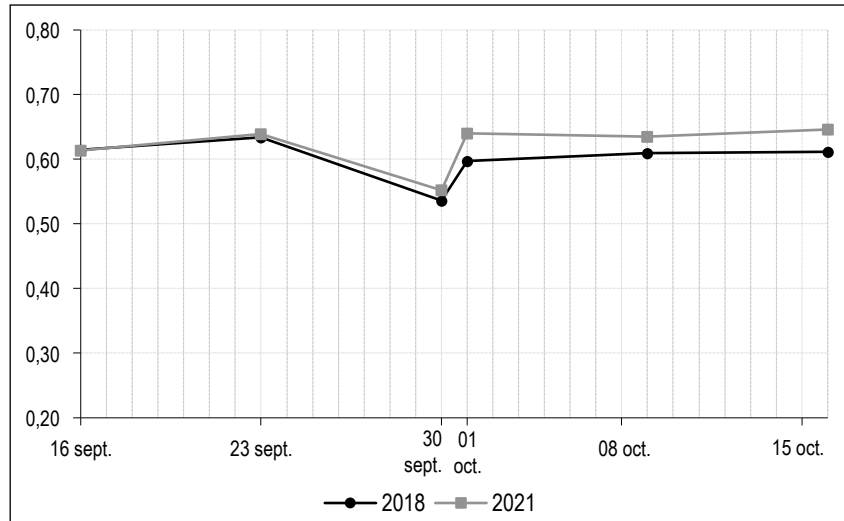
Ces résultats impliquent, d'après les équations de la section 2.2, que l'élasticité de l'AJ est suffisamment supérieure à celle de la durée pour compenser le fait qu'à variation de durée donnée, la variation proportionnelle de l'AJ est mécaniquement contrainte à être plus faible. Ce résultat rejoint celui de Fontaine *et al.* (2025) qui, en réalisant un exercice similaire sur cette réforme, trouvent des élasticités de l'AJ comprises entre 0,5 et 0,9, et des élasticités de la durée maximale de droit plus faible comprise entre 0,06 et 0,22.

En résumé, nos résultats montrent que les personnes à parcours discontinu trouvent plus rapidement un contrat court, sans pour autant accéder plus vite à un contrat pérenne (CDD ou intérim de plus de 6 mois, ou CDI), et que ces effets sont d'autant plus importants que l'individu voit les caractéristiques de son droit varier du fait de la réforme. Ce constat est valable sur un horizon de 6 mois, nos données ne permettant pas d'aller au-delà. Cela suggère que la réforme entraîne une réaction de court terme en faveur des emplois temporaires, sans effet du moins de court terme sur les emplois stables.

5.3. Tests de robustesse supplémentaires

La figure II et la figure IV de la section 5.2 comportent déjà des tests de robustesse consistant à estimer des coefficients placebos pour les années 2017 et 2022. Comme commenté, les résultats de ces tests vont dans le sens de la validité de notre méthodologie.

Figure III – Moyennes hebdomadaires de l'accès à l'emploi à 6 mois autour du 1^{er} octobre, pour 2018 et 2021

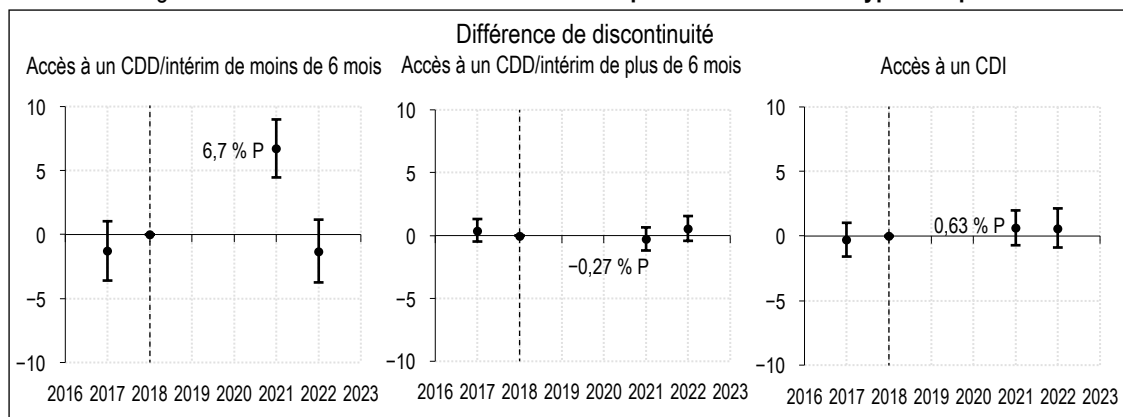


Note : ce graphique représente la moyenne hebdomadaire du taux de retour à l'emploi pour les individus dont la FCT a eu lieu entre la date indiquée et 7 jours avant celle-ci avant le 1^{er} octobre et 7 jours après celle-ci après le premier octobre.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Figure IV – Effet de la réforme sur l'accès à l'emploi à 6 mois selon le type d'emploi

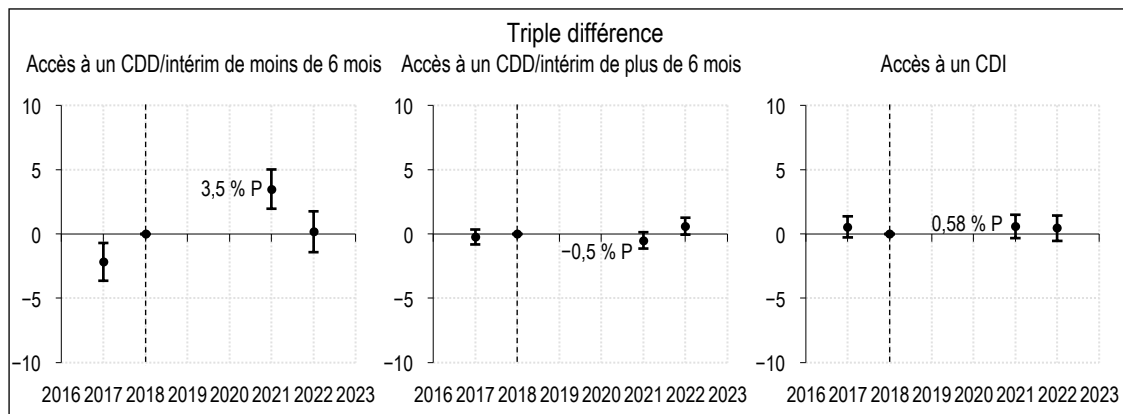


Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tables de régression détaillées en annexe : tableau A1-3.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.



Note : ces graphiques représentent les effets de traitement pour une année donnée, avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Tables de régression détaillées en annexe : tableau A1-4.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu de septembre et octobre de 2017 à 2022.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Nous réalisons une autre analyse placebo pour chacune des deux stratégies d'identification, consistant à prendre comme date de seuil factice d'entrée en vigueur de la réforme le 1^{er} septembre 2021 au lieu du 1^{er} octobre 2021. Les résultats sont représentés dans la figure S-III de l'Annexe en ligne. Le placebo sur la triple différence fait ressortir une absence d'effet significatif, ce qui permet de conforter la robustesse de cette méthodologie. Le placebo sur la différence de discontinuité révèle quant à lui un effet positif et significativement différent de 0 pour l'ensemble des années, ce qui suggère davantage un effet spécifique à septembre 2018, par rapport à septembre des autres années, constat que nous ne faisons pas dans la différence de discontinuité autour du 1^{er} octobre.

Enfin, nous estimons des effets de traitement par différence de discontinuité pour différentes fenêtres de nombre de jours pour la spécification décrite à la section 5.1 comme pour une spécification quadratique, consistant juste à ajouter un effet associé au carré de l'écart entre le nombre de jours et le seuil, et ce de chaque côté du seuil. Ces résultats sont représentés dans la figure S-IV de l'Annexe en ligne, et montrent que dans l'ensemble les effets restent dans les mêmes ordres de grandeur jusqu'à un mois avant et après le seuil.

6. Éclairages sur les effets de la réforme à partir de l'enquête SEJOUR

La section précédente met en lumière un effet de la réforme sur l'accès à l'emploi. Plusieurs questions restent néanmoins en suspens, en particulier concernant le mécanisme par lequel passe l'effet de cette réforme : par quel canal la baisse d'allocation affecte-t-elle l'accès à l'emploi ? Nous utilisons l'enquête SEJOUR pour apporter des éléments de réponse à cette question. Cette enquête permet de comparer, pour une période après réforme, un échantillon de personnes à parcours discontinu avec un échantillon de personnes à parcours dit à l'inverse continu, pour des caractéristiques autres que celles disponibles dans les données administratives jusqu'alors mobilisées. Il est à noter néanmoins qu'il s'agit, non pas d'une analyse causale, qui supposerait de disposer des mêmes informations également pour une période avant réforme, mais de dégager des différences post-réforme de caractéristiques entre allocataires à parcours discontinu et allocataires à parcours continu qui, combinés avec ce que nous observons dans les données administratives, peuvent faciliter l'interprétation des résultats de l'analyse causale.

Tout d'abord, parmi les individus interrogés dans cette enquête, ceux au parcours discontinu sont plus nombreux à percevoir un salaire inférieur à 2 000 € net mensuel que les autres allocataires (76 % contre 65 %), et pourraient donc être davantage contraints financièrement. L'enquête renseigne différentes variables relatives au degré de pression financière ressentie permettant de pousser l'analyse. Nous utilisons plus précisément trois questions (voir tableau S-4 de l'Annexe en ligne). Tout d'abord, la proportion de personnes estimant très forte (niveau 9 ou 10 sur une échelle de 0 à 10) la difficulté financière qu'impliquerait le fait de ne pas trouver une nouvelle source de revenu est plus importante chez les personnes à parcours discontinu que chez les personnes à parcours continu. Par ailleurs concernant les seuls individus indemnisés au moment de l'enquête, les personnes à parcours discontinu déclarent avoir plus de mal à répondre à leurs besoins courants à l'aide de leur seule allocation chômage (28,6 % contre 37,5 %) et que leurs économies sont relativement plus restreintes (63,2 % des personnes à parcours discontinu tiendraient financièrement moins de 2 mois à l'aide de leurs seules économies contre 53,4 % des personnes à parcours continu). On constate ainsi que les personnes à parcours discontinu sont davantage contraintes financièrement que celles à parcours continu. Les questions ayant été posées après la réforme sans comparaison possible avec la période pré-réforme, il n'est pas possible de savoir si les différences constatées entre les groupes peuvent être attribuée à la réforme. En revanche, au vu de l'effet négatif de la réforme sur les montants d'allocations, il semble net que l'écart entre les groupes n'ait pas été amélioré post-réforme.

Par ailleurs, les demandeurs d'emploi de l'enquête ont été interrogés dans l'enquête SEJOUR sur les concessions qu'ils seraient prêts à faire afin de retrouver un emploi : un temps de trajet plus long, un salaire plus faible, une baisse du temps accordé à la famille et aux loisirs, une baisse de la qualité subjective de l'emploi, une baisse des conditions de travail subjectives, et un changement du type de missions proposé dans les postes. La figure S-IV de l'Annexe en ligne montre que les individus à parcours discontinu sont plus nombreux à être prêts à faire des concessions sur quatre de ces six dimensions. L'écart est le plus marqué pour la baisse du temps personnel et le niveau de qualification de l'emploi (ces deux écarts étant également significativement non nuls au seuil de 1 %).

Bien que descriptives, ces statistiques suggèrent que, par rapport aux personnes au parcours continu, celles ayant connu un parcours discontinu perçoivent des salaires plus faibles, ressentent davantage de pression financière et sont susceptibles de consentir davantage de concessions. Elles s'articulent avec l'analyse sur données administratives, selon laquelle la réforme accélère le retour à l'emploi – principalement via des emplois temporaires – par un effet mécanique de baisse plus marquée des allocations des personnes à parcours discontinu. Cela rejoint la littérature montrant que la réaction aux variations d'allocations dépend de la capacité à lisser un choc de revenus et qu'une baisse des allocations pour des personnes financièrement contraintes peut hâter la reprise d'emploi au détriment de la qualité de l'emploi retrouvé (Chetty, 2008 ; Landais, 2015).

* *
*

La réforme de l'assurance chômage initiée par le gouvernement en 2019, et entrée en vigueur progressivement jusqu'en 2021, comprend différentes mesures visant notamment à inciter davantage à retrouver un emploi durable. Parmi ces mesures, la réforme du mode de calcul du SJR a consisté à inclure les jours non travaillés entre deux périodes d'emploi à la fois dans la mesure du salaire moyen utilisé pour le calcul des allocations et dans la durée possible d'indemnisation. Cette réforme étale ainsi la répartition des droits pour les individus ayant des parcours d'emploi discontinus, en baissant le montant journalier des allocations et en augmentant la durée d'indemnisation.

Nos analyses montrent que la réforme engendre un accès plus rapide à l'emploi des personnes

ayant connu un parcours discontinu, essentiellement sous la forme de contrats temporaires. Plus exactement, la proportion de personnes aux parcours discontinus qui retrouvent leur premier emploi au plus tard six mois après la fin de contrat à l'origine de leur inscription à France Travail est d'entre 3,2 et 6,8 points de pourcentage supérieure du fait de la réforme, selon la spécification empirique considérée, passant ainsi de 55 % à environ 60 %. Cet effet est porté par les contrats courts (de moins de six mois), la réforme n'ayant pas entraîné d'accès plus rapide à un contrat temporaire de plus de six mois ou vers un CDI. Les effets sont d'autant plus importants que les individus sont affectés par la réforme, c'est-à-dire que leur parcours antérieur comporte une ou des interruptions plus longues.

En outre, l'enquête SEJOUR montre qu'après la réforme, les individus ayant connu un parcours discontinu déclarent une pression financière plus élevée que les autres, ainsi qu'être prêts à davantage de concessions dans leur recherche d'emploi. Sans pouvoir attribuer ces résultats directement à la réforme, celle-ci ayant réduit les ressources financières des allocataires qui avaient connu un parcours discontinu, il semble crédible de rapprocher le plus grand nombre de concessions envisageables avec le retour plus rapide vers des emplois temporaires lié à la réforme.

Enfin, les effets ne sont estimés que sur les six mois suivant l'inscription à France Travail (du fait de contraintes liées aux données), ce qui n'exclut pas d'éventuels effets plus tardifs sur les emplois pérennes. De plus, cette étude s'intéresse aux seuls allocataires à parcours discontinus et pas aux effets indirects sur les autres publics (autres demandeurs d'emploi, non inscrits), empêchant toute inférence sur les créations nettes d'emploi liées à la réforme. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/9066566/ES550_LeBihan-Fabre_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Belzil, C. (2001).** Unemployment insurance and subsequent job duration: Job matching versus unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 16(5), 619–636. <https://doi.org/10.1002/jae.618>
- Caliendo, M., Tatsiramos, K. & Uhlenhorff, A. (2013).** Benefit duration, unemployment duration and job match quality: a regression-discontinuity approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28(4), 604–627. <https://doi.org/10.1002/jae.2293>
- Calonico, S., Cattaneo, M. D. & Farrell, M. H. (2020).** Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs. *The Econometrics Journal*, 23(2), 192–210. <https://doi.org/10.1093/ectj/utz022>
- Chetty, R. (2008).** Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance. *American Economic Review*, 98(2), 1–37. <https://doi.org/10.1086/588585>
- Cohen, J. P. & Ganong, P. (2024).** Disemployment effects of unemployment insurance: A meta-analysis. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 32832. <http://www.nber.org/papers/w32832>
- Comité d'évaluation de la réforme de l'assurance chômage 2019-2021 (2025).** Rapport final. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/rapport-du-comite-devaluation-de-la-reforme-de-lassurance-chomage-initiee-en-2019>
- Fontaine, F., Rousseaux, P. & Tô, M. (2025).** Réforme du salaire journalier de référence et trajectoires professionnelles. *Rapport IPP* N° 55. <https://www.ipp.eu/publication/reforme-du-salaire-journalier-de-reference-et-trajectoires-professionnelles/>
- Gelman, A. & Imbens, G. (2019).** Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(3), 447–456. <https://doi.org/10.1080/07350015.2017.1366909>
- Huang, P. C. & Yang, T. T. (2021).** The welfare effects of extending unemployment benefits: Evidence from re-employment and unemployment transfers. *Journal of Public Economics*, 202, 104500. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104500>
- Imbens, G. W. & Lemieux, T. (2008).** Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Issehnane, S., Deguilhem, T., Fares, R., Merchaoui, W., Reberlioux, A., Signoretto, C. & Yol, N. (2025).** Discontinuité de l'emploi et réforme de l'assurance chômage : quels effets sur le revenu et le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi ? Dares, *Valorisation de la recherche* N° 17. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/discontinuite-de-lemploi-et-reforme-de-lassurance-chomage-quels-effets-sur-le-revenu-et>
- Jessen, J., Jessen, R., Johnston, A. C. & Galecka-Burdziak, E. (2025).** *Moral hazard among the employed: Evidence from regression discontinuity*. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* 33450. <http://www.nber.org/papers/w33450>
- Lalive, R., Van Ours, J. & Zweimüller, J. (2006).** How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00406.x>
- Lalive, R. (2007).** Unemployment benefits, unemployment duration, and post-unemployment jobs: A regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 97(2), 108–112. <https://doi.org/10.1257/aer.97.2.108>
- Landais, C. (2015).** Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 243–278. <https://doi.org/10.1257/pol.20130248>
- Le Barbanchon, T. (2016).** The effect of the potential duration of unemployment benefits on unemployment exits to work and match quality in France. *Labour Economics*, 42, 16–29. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.06.003>
- Le Barbanchon, T., Rathelot, R. & Roulet, A. (2019).** Unemployment insurance and reservation wages: Evidence from administrative data. *Journal of Public Economics*, 171, 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.002>
- Le Barbanchon, T., Schmieder, J. & Weber, A. (2024).** Job search, unemployment insurance, and active labor market policies. In: *Handbook of Labor Economics*, 5, pp. 435–580. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.002>
- Lee, D. S. & Lemieux, T. (2010).** Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281–355. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>
- Lindner, A. & Reizer, B. (2020).** Front-loading the unemployment benefit: An empirical assessment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(3), 140–174. <https://doi.org/10.1257/app.20180138>

- Lopes, M. C. (2022).** A review on the elasticity of unemployment duration to the potential duration of unemployment benefits. *Journal of Economic Surveys*, 36(4), 1212–1224. <https://doi.org/10.1111/joes.12479>
- Marinescu, I. & Skandalis, D. (2021).** Unemployment insurance and job search behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 887–931. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa037>
- McCrary, J. (2008).** Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics*, 142(2), 698–714. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>
- Nekoei, A. & Weber, A. (2017).** Does extending unemployment benefits improve job quality? *American Economic Review*, 107(2), 527–561. <https://doi.org/10.1257/aer.20150528>
- Prieto, A. (2000).** L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi. *Revue économique*, 51(3), 523–534. <https://doi.org/10.2307/3503142>
- Schmieder, J. F. & von Wachter, T. (2016).** The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics*, 8, 547–581. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115758>
- Schmieder, J. F., von Wachter, T. & Bender, S. (2016).** The effect of unemployment benefits and nonemployment durations on wages. *American Economic Review*, 106(3), 739–777. <https://doi.org/10.1257/aer.20141566>
- Tatsiramos, K. (2009).** Unemployment insurance in Europe: unemployment duration and subsequent employment stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225–1260. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.6.1225>
-

Tableau A1-1 – Différence de discontinuité : accès à l'emploi à différents horizons

Accès à l'emploi à l'horizon de :	3 mois	6 mois
Date > 1 ^{er} octobre	0,0765*** (0,0087)	0,0641*** (0,0085)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0063 (0,0120)	-0,0146 (0,0116)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	0,0616*** (0,0117)	0,0681*** (0,0113)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	0,0056 (0,0127)	-0,0019 (0,0123)
Nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0094*** (0,0005)	-0,0069*** (0,0005)
2017 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0010 (0,0008)	-0,0008 (0,0007)
2021 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0039*** (0,0007)	-0,0027*** (0,0007)
2022 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0009 (0,0008)	0,0015** (0,0007)
Date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0101*** (0,0011)	0,0082*** (0,0010)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0038*** (0,0015)	0,0036** (0,0014)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0046*** (0,0014)	0,0024* (0,0014)
2022 × à partir du 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0003 (0,0015)	0,0001 (0,0015)
Constante	0,4963*** (0,0895)	0,6058*** (0,0890)
R ²	0,0447	0,0359
R ² ajusté	0,0445	0,0357
Nombre d'observations	204 936	204 936

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-5 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du 1^{er} octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-2 – Triple différence : accès à l'emploi à différents horizons

Accès à l'emploi à l'horizon de :	3 mois	6 mois
Date > 1 ^{er} octobre	-0,0056* (0,0031)	0,0057* (0,0031)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	0,0076* (0,0046)	0,0145*** (0,0047)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0121*** (0,0044)	-0,0164*** (0,0045)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0098** (0,0047)	-0,0142*** (0,0047)
Mois d'OD / FCT identique	0,0899*** (0,0038)	0,0747*** (0,0037)
2017 × mois d'OD / FCT identique	0,0157*** (0,0052)	0,0171*** (0,0051)
2021 × mois d'OD / FCT identique	0,0067 (0,0054)	0,0080 (0,0052)
2022 × mois d'OD / FCT identique	-0,0069 (0,0057)	-0,0123** (0,0055)
Date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0155*** (0,0054)	0,0216*** (0,0053)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	-0,0126* (0,0076)	-0,0197*** (0,0074)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0242*** (0,0079)	0,0320*** (0,0076)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0021 (0,0082)	0,0118 (0,0080)
R ²	0,0546	0,0398
R ² ajusté	0,0546	0,0398
Nombre d'observations	533 561	533 561

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-6 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-3 – Différence de discontinuité : accès à l'emploi à 6 mois, par type de contrat

Type de contrat	CDD ou intérim	CDD ou intérim de plus de 6 mois	CDI
Horizon	(6 mois)	(6 mois)	(6 mois)
Date > 1 ^{er} octobre	0,0796*** (0,0086)	-0,0092*** (0,0033)	-0,0076 (0,0050)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0128 (0,0118)	0,0042 (0,0046)	-0,0028 (0,0067)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	0,0673*** (0,0116)	-0,0027 (0,0047)	0,0064 (0,0069)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0129 (0,0125)	0,0057 (0,0050)	0,0063 (0,0077)
Nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0080*** (0,0005)	0,0005** (0,0002)	0,0004 (0,0003)
2017 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0014* (0,0008)	-0,0001 (0,0003)	0,0005 (0,0004)
2021 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0035*** (0,0007)	0,0007** (0,0003)	0,0001 (0,0004)
2022 × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0017** (0,0008)	0,0001 (0,0003)	-0,0002 (0,0005)
Date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0089*** (0,0010)	0,0007* (0,0004)	-0,0007 (0,0006)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0046*** (0,0014)	-0,0005 (0,0006)	-0,0003 (0,0008)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	0,0026* (0,0014)	-0,0011* (0,0006)	0,0006 (0,0008)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × nb jours jusqu'au 1 ^{er} octobre	-0,0003 (0,0015)	-0,0002 (0,0006)	0,0006 (0,0009)
Constante	0,6136*** (0,0918)	-0,0262*** (0,0068)	-0,0905** (0,0418)
R ²	0,0661	0,0071	0,0321
R ² ajusté	0,0659	0,0069	0,0319
Nombre d'observations	204 936	204 936	204 936

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,10 (*), 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-7 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu, dont la FCT est dans une fenêtre de 15 jours autour du premier octobre.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

Tableau A1-4 – Triple différence : accès à l'emploi à 6 mois, par type de contrat

Type de contrat	CDD ou intérim	CDD ou intérim de plus de 6 mois	CDI
Horizon	(6 mois)	(6 mois)	(6 mois)
Date > 1 ^{er} octobre	0,0092*** (0,0031)	-0,0020* (0,0012)	0,0036** (0,0017)
2017 × date > 1 ^{er} octobre	0,0082* (0,0046)	0,0017 (0,0018)	0,0009 (0,0025)
2021 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0142*** (0,0044)	0,0004 (0,0018)	-0,0011 (0,0025)
2022 × date > 1 ^{er} octobre	-0,0032 (0,0047)	-0,0043** (0,0019)	-0,0041 (0,0028)
mois d'OD / FCT identique	0,0800*** (0,0038)	-0,0020 (0,0015)	0,0028 (0,0022)
2017 × mois d'OD / FCT identique	0,0291*** (0,0052)	-0,0031 (0,0020)	-0,0093*** (0,0029)
2021 × mois d'OD / FCT identique	0,0038 (0,0053)	-0,0016 (0,0022)	0,0052 (0,0032)
2022 × mois d'OD / FCT identique	-0,0175*** (0,0056)	-0,0027 (0,0023)	0,0079** (0,0035)
Date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0239*** (0,0054)	0,0063*** (0,0021)	-0,0109*** (0,0031)
2017 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	-0,0216*** (0,0075)	-0,0023 (0,0030)	0,0055 (0,0042)
2021 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0349*** (0,0078)	-0,0050 (0,0032)	0,0059 (0,0046)
2022 × date > 1 ^{er} octobre × mois d'OD / FCT identique	0,0017 (0,0081)	0,0061* (0,0034)	0,0045 (0,0050)
Constante	0,5981*** (0,0609)	0,0232 (0,0191)	-0,0720*** (0,0271)
R ²	0,0683	0,0096	0,0284
R ² ajusté	0,0683	0,0096	0,0283
Nombre d'observations	533 561	533 561	533 561

Note : estimation par moindres carrés ordinaires, p.value inférieures à 0,1 (*) , 0,05 (**) et 0,01 (***), écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Le tableau S-8 de l'Annexe en ligne fournit les résultats complets.

Champ : ensemble des OD des personnes ayant connu un parcours discontinu.

Source : FNA, France Travail, Unédic ; DSN-FT, France Travail.

